

#### 4. Câmbio e Preços: Estimativas do Repasse Cambial para o Brasil<sup>14</sup>

Em termos acadêmicos, a análise do impacto sobre os preços é abordado pela literatura de repasse cambial (*exchange rate pass-through*), sendo as estimativas de repasse cambial tanto de interesse acadêmico quanto dos formuladores de política econômica. O repasse pode ser reduzido tanto pela utilização dos instrumentos clássicos de política econômica - monetária e fiscal – como por políticas tarifárias<sup>15</sup>.

A literatura teórica e empírica sobre repasses cambiais tem sua evolução recente mais fortemente marcada pelos modelos teóricos formulados na década de 1980 a fim de buscarem racionalizações sobre a persistência dos déficits comerciais americanos, mesmo com a forte desvalorização cambial verificada em meados da década. Esses modelos evoluem para questionamentos sobre a formação de preços para mercados específicos (*pricing to market*), sendo posteriormente incorporados ao arcabouço de modelos macroeconômicos, estabelecendo a relação entre a formação de preços nos mercados internacionais e o repasse final das variações cambiais aos preços ao consumidores finais.

Desta forma, o objetivo desta seção é a estimativa do repasse cambial tanto em nível agregado, como setorial, aos preços de importação, produtos industrializados domésticos e ao índice de preço ao consumidor amplo. Para isso são utilizados modelos econométricos tanto em séries temporais, como com dados em painel, a fim de produzir estimativas em diferentes níveis de agregação e permitir a checagem da robustez dos resultados.

---

<sup>14</sup> Esta seção se baseia no relatório desenvolvido pelo Prof. Dr. Sérgio Kannebley Junior do Departamento de Economia da FEARP-USP e do mestrando em Economia do Programa de Mestrado em Economia Aplicada da FEARP-USP.

<sup>15</sup> Um exemplo deste tipo de ação é a recente redução das alíquotas do imposto de importação sobre insumos básicos, que voltarão ao patamar médio de 8% e 12%, a partir de 1º de outubro. O nível atual dessas tarifas está em torno de 25%, desde a sua elevação em setembro de 2012, para uma lista de aproximadamente 100 produtos a fim de contrabalançar os efeitos da forte apreciação da moeda.

#### 4.1. Revisão da Literatura sobre Repasse Cambial

Define-se como repasse cambial a elasticidade dos preços ( $P$ ) com relação à taxa de câmbio nominal ( $E$ ), representada na equação (1) com o uso de logaritmos naturais. Sendo que  $P$  pode referir-se aos preços das importações, preços das exportações ou preços domésticos.

$$\varepsilon = \frac{d \ln P}{d \ln E} \quad (1)$$

A relação entre os preços de importação em moeda doméstica ( $P_{D\$}$ ) e os preços em moeda do país exportador ( $P_{F\$}$ ), é dada por  $P_{D\$} = P_{F\$} * E_{F\$/D\$}$ , em que  $E_{F\$/D\$} = \frac{F\$}{D\$}$  é a taxa de câmbio nominal, definida em unidades monetárias do exportador por unidade monetária doméstica. Em termos da elasticidade dos preços de importação em moeda doméstica e dos preços de exportação em moeda externa, esta relação pode ser descrita pela expressão em (2).

$$\varepsilon_{E, P_{D\$}} = \frac{\partial P_{D\$}}{\partial E_{F\$/D\$}} \frac{E_{F\$/D\$}}{P_{D\$}} = \frac{\partial P_{F\$}}{\partial E_{F\$/D\$}} \frac{E_{F\$/D\$}}{P_{F\$}} + 1 \quad (2)$$

A expressão em (2) torna clara a relação existente entre o repasse cambial aos preços de importação e a contrapartida nos preços determinados pelo exportador. Um repasse cambial completo significa que os exportadores mantêm fixos os preços em suas respectivas moedas, de modo que a variação cambial é repassada integralmente ao preço de importação em moeda doméstica ( $\varepsilon_{E, P_{D\$}} = +1$ ). De acordo com Dornbusch (1987) essa seria a situação suposta no modelo Keynesiano, com preços rígidos, em que cada país é produtor de seu próprio bem, que não são homogêneos entre si e com salários rígidos. No extremo oposto, os preços internacionais, em moeda estrangeira, seriam totalmente flexíveis, compensando integralmente a variação cambial de modo que em moeda doméstica os preços dos produtos importados permanecem inalterados ( $\varepsilon_{E, P_{D\$}} = 0$ ).

Efetivamente, o caso de interesse mais evidenciado na literatura internacional é o de grau de repasse incompleto, em que tanto os preços em moeda doméstica, como estrangeira se ajustam parcialmente à variação cambial, produzindo um grau

de repasse incompleto aos preços de importação em moeda doméstica ( $0 < \varepsilon_{E,F\$} < 1$ ). Utilizando elementos da teoria de organização industrial os modelos desenvolvidos por Dornbusch (1987), Froot e Klemperer (1989), Yang (1997), entre outros, buscam relacionar os determinantes do mark-up em mercados concorrenciais imperfeitos, com diferentes graus de concentração de mercado, diferenciação e substitutibilidade de produto, participação de firmas estrangeiras, capacidade de absorver choques de custos, entre outros fatores que permitem às firmas compensar parte dos movimentos do câmbio com ajustes do mark-up. Vale destacar que vários modelos destacam o caráter diferenciado a choques cambiais tidos como transitórios e permanentes, destacando que a reação das empresas se dá de forma estratégica para a maximização intertemporal do retorno.

Supondo uma firma maximizadora de lucros a formulação geral para formação de preços do exportador, em moeda doméstica, poderia ser expressa por meio da equação de mark-up :

$$P_{D\$} = \mu \ E_{F\$/D\$} \ C_{F\$} * E_{F\$/D\$} \quad (3)$$

em que  $\mu = \frac{\xi}{\xi-1}$  , sendo  $\xi$  a elasticidade-preço da demanda, que seria em última instância função da taxa de câmbio em razão da presença do produtor estrangeiro no mercado doméstico.

A estrutura de mercado - grau de concorrência, diferenciação de produtos e o impacto da taxa de câmbio sobre a formação de preços do produtor estrangeiro – também será a determinante da formação do preço pelo produtor doméstico:

$$P_{Dom} = \mu_{Dom} \ E_{F\$/D\$} \ C_{Dom} \quad (4)$$

em que  $P_{Dom}$  é o nível de preços do produtor doméstico, fazendo face à concorrência internacional, sendo  $\mu_{Dom}$  o mark-up do produtor doméstico,  $C_{Dom}$  o seu custo marginal, ambos denominados em moeda doméstica.

Empiricamente, segundo Goldberg e Knetter (1997) a regressão típica de “*pass-through*” tem a seguinte forma funcional:

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma e_t + \psi Z_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

sendo que as variáveis, usualmente em logaritmos são: o preço de um bem específico  $p_t$  (preço de importação ou preço de exportação); uma variável de controle principal  $X_t$  (custos do exportador); a taxa de câmbio  $e_t$ , um grupo de variáveis de controle opcionais  $Z_t$  (renda, preços dos concorrentes) e  $\varepsilon_t$  que denota o termo de erro, sendo o subscrito  $t$  denotando o tempo. Esta estrutura é o ponto de partida para diversos trabalhos que envolvem diferentes metodologias, diferentes níveis de desagregação setorial, respostas de curto ou longo prazo, a estacionariedade, ou não, das séries temporais, além de considerações sobre exogeneidade/endogeneidade das variáveis.

Na tabela 4.1 são apresentados alguns resultados para o repasse cambial aos preços de importação revisados por Goldberg e Dillon (2007), aplicados a diferentes países e períodos. Nota-se que prevalece a evidência de repasse cambial incompleto, mas, com bastante diferença entre os países, por exemplo, 42% no caso dos EUA e 81% para países na Área do Euro. No caso do Japão, as estimativas diferem consideravelmente, chegando ao caso de repasse completo.

**Tabela 4.1. Resultados grau de repasse cambial de longo prazo para o preço das importações**

Países	Grau de repasse
OCDE	0.64
Estados Unidos	0.42
Área do Euro	0.81
Japão	0.57-1.00
Outras economias desenvolvidas	0.60
Período: 1975 a 2003.	

Fonte: Goldberg e Dillon (2007) *apud* Campa e Goldberg (2005) e Faruquee (2006).

Outro ponto a ser destacado na questão do repasse cambial é o ambiente macroeconômico. De acordo com Taylor (2000), em uma economia com baixa inflação as empresas tem menor poder de precificação, gerando menor repasse de choques de custos para os preços finais em função da percepção de que as

Autoridades Monetárias regiriam não sancionando as elevações de preços. Este último argumento também é usado por Devereux e Yetman (2002) que mostram que quando a política monetária não consegue controlar a inflação as firmas ajustam os preços com maior frequência e o repasse cambial é maior.

Bailliu e Fujii (2003) apresentam evidências de declínio do grau de repasse cambial entre o período de 1977 a 2001, a partir de dados de onze países industrializados, devido à mudança de ambiente inflacionário em razão da mudança de regime monetário. Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2007) corroboram esse resultado para países do G-7 a partir de 1990.<sup>16</sup>

Campa e Goldberg (2010) demonstram que o repasse cambial aos preços de produtos não transacionáveis depende da importância dos insumos importados para o setor e da possibilidade de substituição por insumos domésticos. Já o repasse cambial ao consumidor dos preços dos produtos transacionáveis é função da importância relativa dos custos dos insumos importados e dos custos de distribuição internos no preço do produto. Quanto maior a importância desses últimos frente aos insumos importados menor será o repasse. O repasse é maior no preço dos importados, reduzindo quando se considera a totalidade dos transacionáveis e sendo ainda menor nos não-transacionáveis. Evidências desse declínio progressivo são fornecidas pelos estudos de Bailliu e Fujii (2003) e Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2007) conforme tabela a seguir.

**Tabela 4.2. Resultados repasse cambial de longo prazo para preço das importações, e preços domésticos**

Amostra	Período	Preço das importações	Preços produção doméstica	Preços ao consumidor
Média para 11 países industrializados	1977-2001	0,892	0,303	0,155
Média para os países do G7	1975-1989	0.715	-	0.134
	1990-2004	0.475	-	-0.007

Fonte: Bailliu e Fujii (2003) e Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2007).

<sup>16</sup> Esta evidência em Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2007) pode ser observada na tabela 2 na redução do grau de repasse entre os dois períodos. Bailliu e Fujii (2003) utilizam variáveis dummy para os diferentes regimes monetários.

Para o caso brasileiro Prince e Kannebley (2013) estimaram o repasse cambial ao preço de produtos importados indicando uma elasticidade entre 0,31 a 0,38 para os preços em moeda estrangeira, resultando em uma elasticidade entre 0,62 e 0,69 em moeda doméstica. Para os índices agregados de preços Albuquerque e Portugal (2005) avaliam o repasse para o Índice de Preços no Atacado (IPA-FGV), e Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA-IBGE) para o período de pré-estabilização 1980 a 1994 e pós estabilização da economia brasileira 1995 a 2002. Os resultados mostram uma redução expressiva das estimativas de repasse cambial para o período 1998-2002. Belaisch (2003) estima para o período 1999/2002 um repasse cambial completo para os preços domésticos (IPA) e um grau de repasse de 0,23 para o IPCA. Diversos outros estudos foram realizados considerando diferentes períodos e metodologias, os resultados estão resumidos na tabela a seguir.

**Tabela 4.3. Resultados para a economia brasileira do repasse cambial de longo prazo**

Autores	Período	Dados	Resultados
Prince e Kannebley (2013)	1996 a 2008	Preços de importação desagregados para 16 setores CNAE 1.0.	Repasse cambial incompleto e divergindo entre os setores: intervalo de 0,37 a 0,60.
Albuquerque e Portugal (2005)	1980 - 2002	Preços agregados IPA e IPCA.	Intervalo das estimativas para diferentes períodos: IPA=0,86-0,90; IPCA=0,48-0,04.
Belaisch (2003)	1999 - 2002	Preços agregados IPA e IPCA.	Repasse completo para o IPA e incompleto para o IPCA = 0,23.
Nogueira, Mori e Marçal (2012)	1999 a 2010	Preços agregados IPA, IPCA.	Repasse cambial: IPA = 0,18 e IPCA= 0,06.
Nogueira Junior (2010)	1995 - 2007	Preços ao consumidor no agregado.	Repasse preços ao consumidor: 0,27 se inf. > 10% ao ano; 0,08 se inf < 10% ao ano.

## 4.2. Abordagem Metodológica

Inicialmente serão produzidas estimativas do repasse cambial para os preços das importações, dos produtos domésticos e aos consumidores no agregado. A estimação para o repasse cambial em nível agregado será conduzido segundo metodologia proposta por Belaish (2003), adaptada a partir do trabalho de McCarthy (1999), e adotada por Nogueira, Mori e Marçal (2013). A estimação consiste no cálculo de função de resposta ao impulso para o modelo VAR estimado em primeiras diferenças com a inclusão dos vetores de cointegração como variáveis exógenas conforme o modelo VCE ajustado<sup>17</sup>. A concepção da estimativa tem como objetivo avaliar sobre a determinação dos preços – de importação, domésticos (industrializados) e ao consumidor – no período ( $t$ ), a influência conjunta de choques de oferta e demanda, além do choque cambial, evidenciando uma cadeia de transmissão para os choques.

Ainda que o modelo VAR seja capaz de capturar as interações entre as diferentes variáveis, ele não permite revelar o mecanismo causal por trás das variáveis uma vez que na sua forma geral corresponde a uma modelo na forma reduzida. Assumindo-se algumas hipóteses sobre relações econômicas, o modelo VAR Estrutural (SVAR) permite identificar choques estruturais, que se manifestam por meio da interação entre as variáveis.

Modelo 1	$P_{Int} \rightarrow PIB \rightarrow E \rightarrow P_{Imp} \rightarrow P_{Dom} \rightarrow P_{Cons}$
Modelo 2	$P_{Int} \rightarrow E \rightarrow PIB \rightarrow P_{Imp} \rightarrow P_{Dom} \rightarrow P_{Cons}$
Modelo 3	$P_{Int} \rightarrow E \rightarrow P_{Imp} \rightarrow P_{Dom} \rightarrow P_{Cons}$

Segundo McCarthy (1999) a estrutura recursiva do modelo (1) adota a suposição de que os choques de oferta são identificados a partir da dinâmica dos preços internacionais, os choques de demanda são identificados por meio da dinâmica do produto, os choques externos são identificados a partir da dinâmica da

---

<sup>17</sup> No trabalho de McCarthy são apenas consideradas as variáveis em primeira diferença, definindo um modelo VAR estacionário. No entanto, verificada a cointegração entre as variáveis, a ausência do termo de correção de erros na especificação configura a omissão de uma variável relevante para o modelo, viesando a estimativa dos erros do modelo.

taxa de câmbio, após levar em conta o efeito contemporâneo dos choques de oferta e demanda. Sob essas suposições são então estimadas as funções de respostas ao impulso dos choques cambiais sobre os preços de importação, produtos industrializados e ao consumidor. O cálculo do repasse cambial entre o período  $t$  e  $t + s$  é dado pela razão entre as respostas acumuladas dos preços com relação ao acumulação das respostas ao impulso do câmbio:

$$Repasse_{t,t+s} = \frac{\sum_{s=1}^T \Delta P_{j,t+s}}{\sum_{s=1}^T \Delta E_{t+s}} \quad (7)$$

A fim de testar a robustez da suposição de estrutura imposta em McCarthy são estimados dois modelos adicionais. No modelo (2) é invertida a ordenação entre as variáveis PIB doméstico e taxa de câmbio, alterando-se a suposição de precedência entre os choque de demanda e os choques domésticos. No modelo (3) os choques de demanda são excluídos, fim de captar apenas as relações provenientes no mecanismos de transmissão entre os preços e a taxa de câmbio, sendo incluí o hiato do PIB como variável exógena.

### 4.3. Fonte de Dados e Análise Descritiva

#### 4.3.1. Dados e análise descritiva para a economia no agregado

As estimativas de repasse cambial para os índices de preços de importação, de produção doméstico e aos consumidores são conduzidas para o período de 1999 a 2012, a partir de dados trimestrais, com as respectivas variáveis e fontes:

- $P_{t,Imp}$ : índice de preço das importações brasileiras / FUNCEX.
- $P_{t,Dom}$ : índice de preço doméstico / IPA-FGV.
- $P_{t,Cons}$ : índice de preços ao consumidor - IPCA / IBGE.
- $E_{t,US\$/R\$}$ : taxa de câmbio nominal dólares em reais, média das cotações diárias para o trimestre / BCB.
- $PIB_t$ : valor adicionado trimestral a preços básicos para a economia brasileira, dados dessazonalizados / IBGE.



- $P_{t,Int}$ : preços internacionais– índice de preços das importações dos Estados Unidos incluindo petróleo / BLS.
- $Hiato_t$ : calculado por meio da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott à série do PIB.

A tabela 4.4 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis que compõem as estimações dos modelos VAR-VEC. Como é possível perceber, a hipótese de estacionariedade, ainda que não testada formalmente, é pouco plausível nas séries. Os preços de importação são mensurados em dólares conforme disponibilizados pela FUNCEX.

**Tabela 4.4. Estatísticas descritivas das variáveis**

Variável	Estatísticas			
	Média	Máximo	Mínimo	Desv. padrão
IPCA (PCons)	96.204	138,569	57,501	23,810
IPA (PDom)	96,666	151,611	39,993	32,010
PImp	100,953	143,280	69,830	24,782
Cambio				
US\$/R\$	2,191	3,668	1,594	0,505
PIB	100,291	122,583	79,998	14,072
(PInt)	105,844	138,234	85,387	13,314

Número de observações: 56

Verifica-se que as inflações no período diferem entre os diversos índices de preços utilizados. Quando calculadas para o período total primeiro trimestre de 1999 ao quarto trimestre de 2012, a inflação para o IPCA (PCons) é 140,9%, enquanto que para o IPA (PDom) é de 279,1%. A inflação em dólares dos Preços de Importações (PImp) é 105,2%, enquanto os preços de Importações dos EUA (PInt) é de 61,9%. Com relação à taxa de câmbio em todo período a desvalorização nominal foi de apenas 16,2%, mas apresentando um desvio absoluto de 130% entre as taxas máximas e mínimas verificadas no período, o que denota a grande variabilidade da taxa.

A figura 4.1 com as trajetórias temporais fornece uma visão geral das variáveis em questão. Há uma tendência de aumento nos índices de preços,

observada de forma mais suavizada para os preços ao consumidor e com maior variabilidade para os demais. Ainda que em termos acumulados os índices de preços de produtos importados e internacionais apresentem trajetórias semelhantes entre si, diferem bastante em variabilidade, estando a variabilidade dos preços de importações mais próxima à variabilidade dos índices de preço de bens em moeda doméstica.

Figura 4.1. Logaritmos das variáveis do modelo agregado



A trajetória da variável da taxa de câmbio pode ser dividida em três subperíodos. 1999 a 2002, 2003 a 2008/09 e de 2010 em diante. Após a implementação do regime de taxas cambiais flutuantes em 1999 o Real (R\$) apresenta uma subsequente depreciação que atinge seu ápice em 2002, com uma

crise de confiança que provoca saída de capitais. Um dos temores neste período era o efeito das desvalorizações na taxa de câmbio para os preços e a manutenção da estabilidade inflacionária. De 1999 a 2012 a taxa de câmbio nominal acumulou uma desvalorização de 107,21% (calculada para os dados trimestrais) enquanto os índices de preços da produção doméstica (IPA) e aos consumidores (IPCA) acumulam alta de 95,13% e 34,23% respectivamente. Isto representa uma razão entre a variação dos preços e a variação da taxa de câmbio de 0,88 para o IPA e 0,31 para o IPCA. Estes resultados ilustram, em um período de consolidação da estabilidade da economia brasileira, um alinhamento para com a evidência apresentada nos demais países industrializados de um menor efeito das variações cambiais para os preços aos consumidores em relação ao impacto sobre os preços dos produtos ao atacado.

Ainda, nota-se que os preços de produção domésticos seguem mais de perto o aumento da taxa de câmbio, o que durante o choque de 2002 resulta em deslocamento para cima na média desta variável e, ainda que em menor magnitude, também observa-se na trajetória dos preços aos consumidores. Neste mesmo período os preços internacionais (em dólar) apresentam um comportamento cíclico em torno de uma média constante e os preços de importação, após manterem-se constantes nos anos de 1999 e 2000, apresentam queda em 2001, consequência da baixa demanda interna diante da crise energética que afeta o PIB neste ano e da forte desvalorização cambial no período.

No período subsequente, de 2003 a 2008/09 as trajetórias das variáveis ilustram um panorama distinto ao primeiro subperíodo. A moeda nacional segue um tendência contínua de apreciação, com uma variação acumulada de menos 52,24% entre 2003 até o terceiro trimestre de 2008, enquanto os preços da produção doméstica acumularam alta de 44,89% e os preços aos consumidores de 34,86% para o mesmo período. Os preços internacionais passam a exibir uma trajetória de crescimento que é acompanhada pelos preços das importações, estes ainda mais acelerados em consonância com o período de forte demanda interna e externa.

O período do último trimestre de 2008 até o fim de 2009 é um caso a parte, devido a crise internacional que provoca uma inflexão nas trajetórias das variáveis. Com o contágio da crise na economia brasileira, a taxa de câmbio sofreu forte desvalorização, mas os preços de importação tiveram queda em função do ambiente de queda da atividade econômica mundial, os preços industriais também

apresentaram variação negativa de 4,49% (1998:4 à 1999:1), e os preços ao consumidor se mantiveram estáveis. De 2010 a 2012 a taxa de câmbio acumulou uma depreciação de 18,41%, sendo a inflação para este intervalo trienal de 27,93% para os preços de produtos ao atacado e de 18,93% para os preços aos consumidores.

Essa análise descritiva demonstra que é bastante difícil isolar os efeitos das variações cambiais sobre os preços, dada a forte associação entre não apenas o câmbio e o comportamento dos preços domésticos, mas também as influências dos preços internacionais e o comportamento da demanda doméstica. A taxa de câmbio apresenta maior variabilidade em momentos de crise, com picos de desvalorização nestes períodos. Durante a desvalorização de 2002, observa-se, em concordância com o esperado na teoria, que as variações cambiais encontram maior associação com os preços domésticos e em menor magnitude com os preços ao consumidor. Nos preços de importação ocorre um ajuste defasado em direção contrária ao movimento cambial, dado que os preços estão em moeda estrangeira. Assim, diante de uma depreciação da moeda doméstica os produtores externos ajustam suas margens de lucro para baixo, produzindo um repasse cambial incompleto para os preços de importação em moeda nacional. Também destaca-se o período descrito de 2003 a 2008, com tendência de queda da taxa de câmbio, de variação crescente no preço das importações e variação decrescente nos preços domésticos e estável nos preços aos consumidores.

A observação da correlação entre os componentes cíclicos extraídos por meio do filtro HP auxiliam na mensuração da associação entre as variações cambiais e os diversos índices de preços. A tabela 5 apresenta a correlação entre as variações da taxa de câmbio com os preços de produção domésticos (0,407), que é significativamente maior do que sua correlação com os preços aos consumidores (0,089). A correlação negativa e baixa do câmbio com os preços de importação em dólar (-0,282) expressa o fato de que em Reais (moeda doméstica) os preços desses mesmos produtos sofrem ajustes contra cíclicos a fim de amortecer as variações do câmbio, indicando um repasse incompleto, porém de magnitude mais elevada. Também é interessante notar a correlação positiva entre a variação no preço das importações e os preços domésticos e ao consumidor, respectivamente, que conforme os canais de transmissão dos preços decresce em magnitude.

**Tabela 4.5. Correlação da variação no câmbio com a variação nos índices de preços**

	Cambio US\$/R\$	PImp	PDom
PImp	-0,282		
PDom	0,407	0,224	
PCons	0,089	0,156	0,688

### 4.3.2. Dados Do Painel Setorial da Indústria de Transformação

Nas estimações setoriais serão utilizadas informações referentes a 22 setores da indústria de transformação segundo classificação CNAE 2.0, após a exclusão do setor 19 – Fabricação de Coque e derivados de petróleo e 33 - Manutenção instalação e reparação de máquinas à indústria de transformação. Os dados utilizados nas estimações, possuem frequência trimestral e estão em número índice com a base 100 igual à média dos trimestres de 2006. A construção de compatibilização entre os preços domésticos, classificados segundo o sistema CNAE, e os índices de preços internacionais, classificados segundo o sistema harmonizado, foi realizada a partir dos tradutores NCM-CNAE. As variáveis e a respectivas fontes de coletas de dados são:

- $P_{it,US\$}$ : índice de preços das importações / FUNCEX.
- $P_{it,Dom}$ : índice de preço doméstico / IPA-FGV.
- $C_{it,Dom}$ : índice de custos domésticos / FUNCEX (denominador do indicador de rentabilidade das exportações).
- $C_{it,US\$}$ : índice de custos estrangeiros representados pelos preços internacionais de importações para os EUA / Bureau of Labor Statistics (BLS).
- $E_{it,US\$/R\$}$ : taxa de câmbio nominal dólares em reais, média das cotações diárias para o trimestre / BCB.
- $E_{it,F\$/US\$}$ : câmbio dólares por moeda externa / IFS-FMI, ponderado pelo peso dos principais países (englobando aproximadamente 85% do comércio) nas importações da economia brasileira.
- $\tau_{it}$  : tarifas de importação / sistema *World Integrated Trade Solutions (WITS)* do Banco Mundial.

A tabela a seguir apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis no painel em geral, e também para a variação entre os setores (*between*) e para a variação no tempo (*within*). As tarifas de importação estão reportadas em pontos percentuais e taxa de câmbio nominal em dólares por real, porém para cálculo das correlações conforme a tabela 4.6, assim como na estimação dos modelos, são utilizadas as variáveis transformadas em números índices, no caso das tarifas a transformação é feita para a variável  $(1 + \tau)$ . Nota-se que além da reduzida variação das tarifas em cada setor (*within*), esta também é pequena entre os setores (*between*) o que compromete a produção de estimativas do efeito desta variável para os preços.

**Tabela 4.6. Estatísticas descritivas para as variáveis setoriais em painel**

Variação	Variável	Estatísticas descritivas			
		Média	Máximo	Mínimo	Desv. Padrão
Geral	$P_{it,US\$}$	106,431	185,647	44,243	22,735
	$P_{it,Dom}$	93,098	163,196	28,362	27,729
	$C_{it,Dom}$	94,602	168,345	35,390	29,347
	$C_{it,US\$}$	101,213	240,122	51,746	17,271
	$E_{it,US\$/R\$}$	2,192	3,669	1,595	0,501
	$E_{it,F\$/US\$}$	114,445	977,769	23,342	82,922
	$\tau_{it}$	12,132	33,329	2,060	6,020
<i>Between</i>	$P_{i,US\$}$		119,877	85,390	81,464
	$P_{i,Dom}$		107,042	81,477	6,182
	$C_{i,Dom}$		101,615	90,675	3,225
	$C_{i,US\$}$		111,248	86,363	5,148
	$E_{i,US\$/R\$}$		2,191	2,191	0
	$E_{i,F\$/US\$}$		307,591	77,312	46,134
	$\tau_i$		24,374	3,531	5,179
<i>Within</i>	$P_{t,US\$}$		172,200	65,283	21,295
	$P_{t,Dom}$		153,335	34,429	27,062
	$C_{t,Dom}$		161,454	37,117	29,177
	$C_{t,US\$}$		230,560	55,434	16,521
	$E_{t,US\$/R\$}$		3,668	1,594	0,501
	$E_{t,F\$/US\$}$		784,622	-99,214	69,590
	$\tau_t$		21,728	2,833	3,256

Número de observações: 1232 (n=22, t=56)

Cabe destacar na tabela 4.7 a correlação negativa entre as tarifas e os preços de importação, indicativa um possível ajuste endógeno deste instrumento às variações dos preços internacionais. A correlação negativa entre cambio e preços de importação é cabível diante de um repasse cambial incompleto. No entanto, o sinal igualmente negativo tratando-se da correlação com preços domésticos não é o resultado esperado e não tem uma explicação intuitiva.

Tabela 4.7. Correlação entre as variáveis em painel

	$P_{US\$}$	$P_{Dom}$	$C_{Dom}$	$C_{US\$}$	$E_{US\$/R\$}$	$E_{F\$/US\$}$
$P_{Dom}$	0,662					
$C_{Dom}$	0,723	0,861				
$C_{US\$}$	0,661	0,644	0,631			
$E_{US\$/R\$}$	-0,470	-0,240	-0,276	-0,336		
$E_{F\$/US\$}$	-0,084	-0,177	-0,218	-0,179	-0,023	
$(1 + \tau)$	-0,194	-0,359	-0,338	-0,322	0,044	0,094

## 4.4. Resultados

### 4.4.1. Repasse Cambial aos Índices de Preços Agregados

Para cada uma das especificações dos modelos VAR foram realizados testes econométricos para seleção da ordem de defasagem das variáveis, inclusão de dummies de modo a garantir a normalidade e ausência de autocorrelação nos resíduos do modelo estimado. Em seguida foi determinada a melhor especificação VEC para obtenção dos vetores de cointegração incluídos como variáveis exógenas na estimação do VAR final, para cada modelo verificou-se a existência de três vetores.

A partir dos modelos VAR finais foram produzidas as funções de resposta dos preços de importação, preços domésticos (IPA) e preços ao consumidor (IPCA) ao choque na taxa de câmbio. Os resultados apresentados nas figuras seguintes (4.2 a

4.4), mostram ocorrer um esgotamento do impacto do choque após 8 ou 9 trimestres.

Inicialmente é importante observar que as formulações, bem como as hipóteses de identificação, adotadas reproduzem os principais fatos estilizados sobre o repasse cambial, quais sejam: um maior impacto nos preços de importação e uma resposta defasada dos índices de preços domésticos (IPA e IPCA). Um choque de um desvio padrão no câmbio faz os preços de importações (em moeda estrangeira) responderem imediatamente, no entanto, inicialmente na mesma direção o que significa que tanto em Reais como em Dólar haveria um aumento dos preços das mercadorias importadas. Posteriormente começaria haver uma correção para baixo dos preços de importação no intuito de neutralizar parcialmente a elevação dos preços em moeda doméstica do bem importado. Já o aumento do índice de preço ao atacado (IPA) atinge maior magnitude no segundo trimestre, sendo que após esse período passa ocorrer uma correção do IPA, que atinge maior magnitude no quarto trimestre. Nos preços ao consumidor também verifica-se um aumento gradual dos preços, no entanto, com menor variabilidade para o movimento oscilatório.

No geral as três especificações apresentam comportamento semelhante, principalmente os modelos (1) e (2) que diferem apenas quanto ao reordenamento das variáveis. No modelo (3), que exclui o PIB como variável endógena, e inclui o hiato do PIB como variável exógena, as trajetórias de dissipação dos choques apresentam-se mais suaves, deixando de existir as oscilações nos preços domésticos e aos consumidores. Ilustrando com o caso de uma desvalorização da taxa de câmbio, este resultado poderia ser explicado, pela ausência do efeito de política recessiva combatendo a inflação, que provocaria o efeito de redução e a oscilação na resposta dos índices de preços e que parece não ser captado pelo hiato como variável exógena.

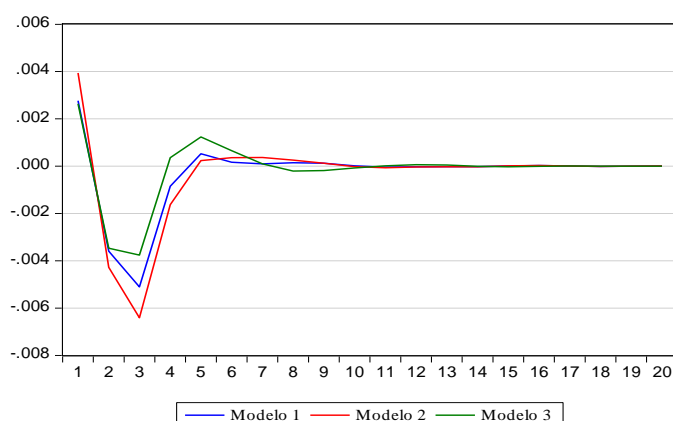
A tabela 4.8 a seguir apresenta o grau de repasse cambial acumulado para as especificações adotadas. Observa-se para os três modelos que o período de um ano (quatro trimestres) pode ser considerado o longo prazo em termos do grau de repasse cambial pois seus resultados divergem pouco daqueles obtidos após a convergência total observada em dois anos. O grau de repasse estimado para os preços de importação varia entre 77% e 93% da variação cambial. Esse último valor extremo é obtido no modelo sem a inclusão da variável de PIB, sendo o grau de



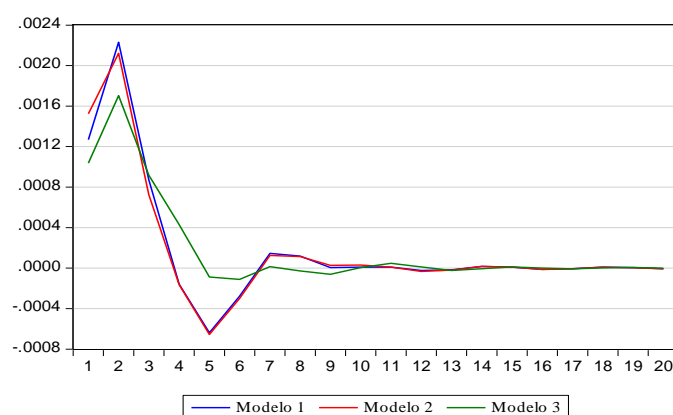
repasse apresentando maior variabilidade dependendo da inclusão ou não dessa variável.

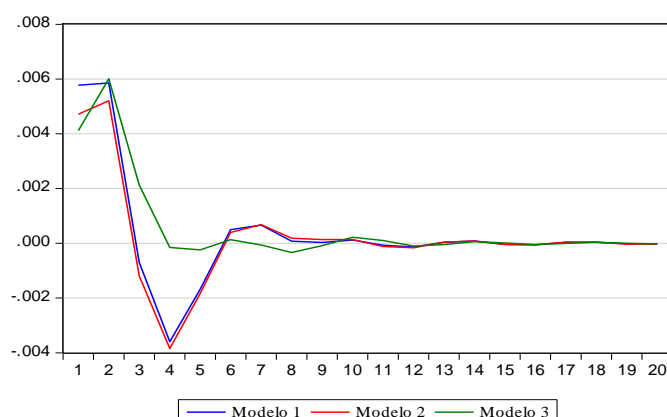
A revisão dos resultados presentes na literatura para a economia brasileira não provém evidências para o repasse cambial aos preços de importação da economia no agregado, no entanto a evidência de repasse incompleto e o nível de repasse (em torno de 80% da variação cambial) demonstra um resultado alinhado com o observado para outras economias industrializadas.

**Figura 4.2. Funções de resposta dos preços de importação ao choque no câmbio**



**Figura 4.3. Funções de resposta do IPA ao choque no câmbio**



**Figura 4.4. Funções de resposta do IPCA ao choque no câmbio****Tabela 4.8. Grau de repasse cambial acumulado**

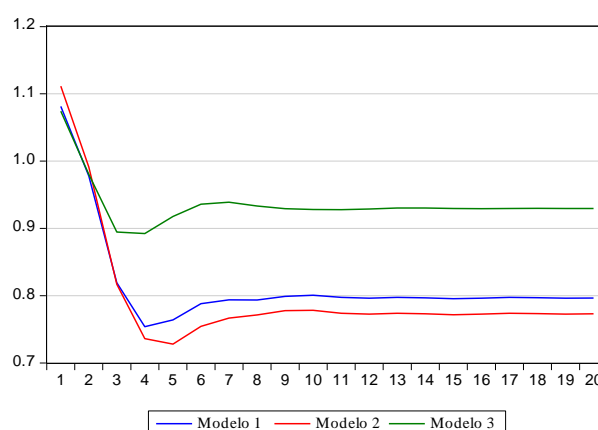
Trimestres após choque	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Pimp	IPA	IPCA	Pimp	IPA	IPCA	Pimp	IPA	IPCA
1	1,081	0,170	0,037	1,111	0,133	0,043	1,074	0,116	0,029
2	0,978	0,311	0,094	0,991	0,255	0,094	0,980	0,241	0,065
3	0,819	0,333	0,133	0,817	0,237	0,119	0,895	0,282	0,084
4	0,754	0,266	0,153	0,736	0,154	0,133	0,892	0,308	0,104
5	0,764	0,213	0,135	0,728	0,102	0,119	0,918	0,326	0,110
6	0,788	0,214	0,115	0,754	0,109	0,103	0,936	0,328	0,106
7	0,794	0,235	0,118	0,767	0,130	0,106	0,939	0,325	0,106
8	0,794	0,243	0,126	0,771	0,138	0,112	0,933	0,316	0,106
9	0,799	0,243	0,125	0,778	0,141	0,111	0,929	0,309	0,102
10	0,801	0,246	0,125	0,778	0,145	0,112	0,928	0,312	0,101
11	0,797	0,245	0,126	0,774	0,142	0,113	0,928	0,317	0,104
12	0,796	0,241	0,125	0,773	0,137	0,112	0,929	0,317	0,105

As figuras 4.5 a 4.7 ilustram o repasse cambial acumulado ao longo do tempo. Nestes fica mais evidente o *overshooting* existentes nos resultados dos modelos (1) e (2), nos quais o repasse cambial para o IPA e IPCA declina ligeiramente após atingir a maior magnitude no terceiro e quarto trimestre para os respectivos índices. Para os preços dos produtos industrializados ao atacado (IPA) o repasse aos preços no longo prazo situa-se entre 14% e 33%. No caso do IPA, as

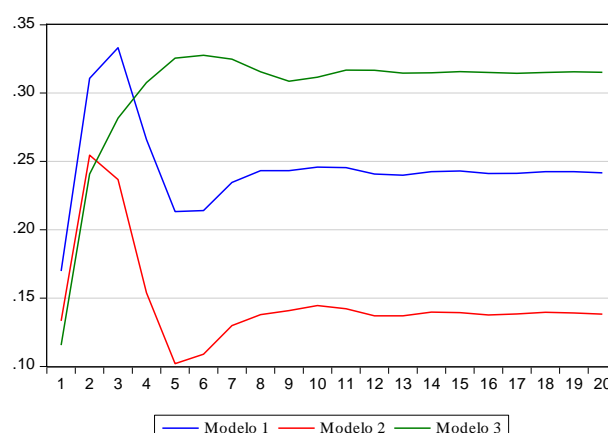
estimativas são também dependentes da forma de ordenação da variável PIB, representante dos choques de demanda nos modelos (1) e (2). No modelo (1), que segue a especificação convencional de McCarthy (1999) temos a estimativa intermediária de 24,5% da variação cambial. Com relação aos resultados existentes na literatura para a economia brasileira, observa-se uma grande redução do grau de repasse para os preços domésticos em comparação com os apresentados em Belaisch (2003) e Albuquerque e Portugal (2005) sendo os resultados obtidos pelas diferentes especificações mais próximos ao estimado em Nogueira, Mori e Marçal (2012) que se situa mais próximo ao apresentado nos estudos para outros países.

Já o repasse cambial ao IPCA é o de menor variabilidade e dependência da especificação do modelo, tanto no que diz respeito à ordenação dos modelos, quanto à inclusão da variável de PIB, situando-se entre 11% e 12,5% da variação cambial. Assim, uma depreciação cambial em 10% provocaria um aumento do IPCA em torno de 1,1 a 1,25 pontos percentuais.

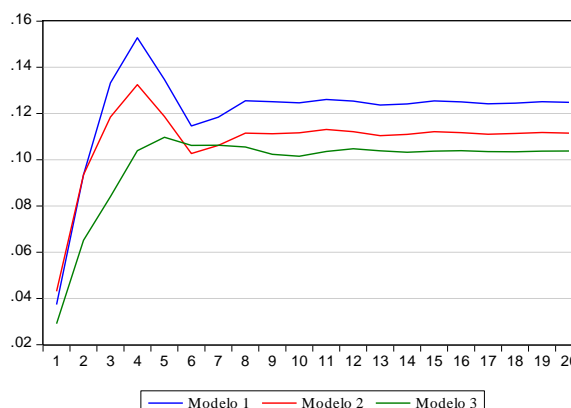
**Figura 4.5. Grau de repasse cambial acumulado para o preço das importações**



**Figura 4.6. Grau de repasse cambial acumulado para os preços de produção domésticos - IPA**



**Figura 4.7. Grau de repasse cambial acumulado e pontual - IPCA**



#### 4.4.2. Testes de robustez dos resultados para o agregado

Os resultados obtidos sinalizam um efeito maior das variações cambiais para os preços aos consumidores medidos pelo IPCA em comparação com outros estudos. Albuquerque e Portugal (2005) estima um repasse de 4% das variações cambiais para o IPCA no período 1995/2002 e Nogueira Junior (2010) um repasse de 8% para o mesmo índice após a estabilização. Tendo em vista a relevância deste efeito em termos de política econômica, sendo o IPCA o parâmetro para regime de metas de inflação adotado no país, o Banco Central do Brasil também monitora seu resultado e conforme divulgado nos relatórios de inflação considera um grau de repasse cambial para o IPCA inferior, situado no intervalo de 3% a 5% das variações cambiais.

Como as estimativas de repasse cambial divulgados pelo Banco Central não são resultantes do modelo VAR em particular, mas de fato correspondem às médias ou medianas dos resultados obtidos por diversas especificações e metodologias, não é possível comparar o nível de repasse cambial divulgado no relatório de inflação de junho de 2012 com as estimativas produzidas neste trabalho.

No entanto, como o trabalho de Nogueira, Mori e Marçal (2010) utiliza a mesma metodologia e apresenta um nível de repasse cambial para o Índice de Preços ao Consumidor cheio (IPCA) mais próximo ao apresentado pelo Banco Central, sendo este de 0,52, ou seja, 5,2% de uma desvalorização da taxa de câmbio consumidores (IPCA) em um período de 12 meses que representa o resultado de longo prazo, é possível tomá-lo como base para buscar explicar o maior repasse cambial para o IPCA.

Nogueira, Mori e Marçal (2010) obtêm o resultado supracitado partindo da estimação de um modelo VAR para o seguinte conjunto de variáveis representadas de acordo com o ordenamento em termos da transmissão contemporânea dos choques:

$$P_{Pet} \rightarrow PIB_{Ind} \rightarrow E \rightarrow P_{Dom} \rightarrow P_{Cons}$$

Neste modelo são incluídas as seguintes variáveis: o preço do petróleo que identifica os choques de oferta, a produção industrial que identifica os choques de demanda, a taxa de câmbio nominal (US\$/R\$) e os preços medidos pelo IPA e pelo IPCA. Esta estrutura teórica é similar à empregada neste trabalho, mas com a ausência dos preços de importação representando a cadeia completa de distribuição de um choque cambial para os preços.

Seguindo esta estrutura o modelo 1 pode ser reescrito como o modelo 1.A descrito abaixo diferentes apenas pela exclusão da variável  $P_{Imp}$ .

Modelo 1.A  $P_{Int} \rightarrow PIB \rightarrow E \rightarrow P_{Dom} \rightarrow P_{Cons}$

Estimando-se o modelo 1.A, obtêm-se os resultados descritos na tabela 4.9 que estabelece a comparação para com o modelo 1. Assim como nos demais modelos, são realizados os procedimentos metodológicos descritos na seção 4.2, partindo do ajuste de um modelo VAR(2), com as defasagens definidas de acordo com os critérios de informação e incluídas dummies de ponto, de modo a obter testes estatísticos que assegurem as hipóteses de ausência de autocorrelação e normalidade dos resíduos. Então é estimado o modelo VEC para obtenção do termo de correção de erros incluído como variável exógena no modelo VAR em primeiras diferenças para o qual são obtidas as funções de resposta ao impulso na taxa de câmbio e calculado o repasse cambial.

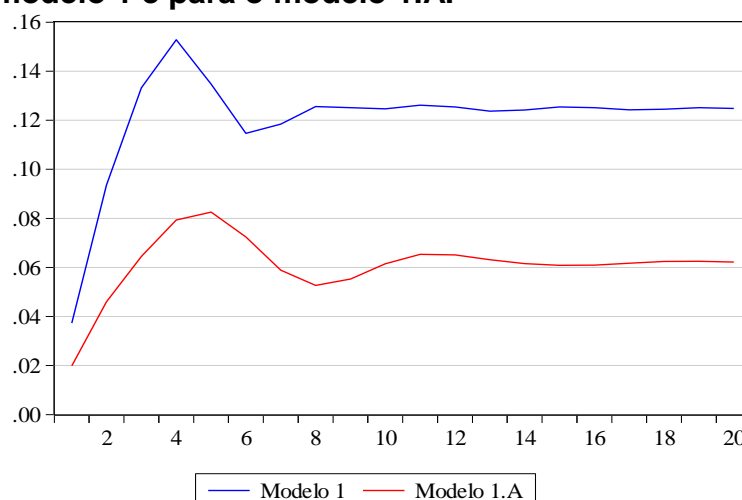
**Tabela 4.9. Comparação dos resultados do repasse cambial acumulado para IPA e IPCA obtidos pelos modelos 1 e 1.A.**

Trimestres após choque	Modelo 1		Modelo 1.A	
	IPA	IPCA	IPA	IPCA
1	0,170	0,037	0,163	0,020
2	0,311	0,094	0,241	0,046
3	0,333	0,133	0,274	0,064
4	0,266	0,153	0,266	0,079
5	0,213	0,135	0,234	0,083
6	0,214	0,115	0,199	0,072
7	0,235	0,118	0,181	0,059
8	0,243	0,126	0,188	0,053
9	0,243	0,125	0,206	0,055
10	0,246	0,125	0,218	0,061
11	0,245	0,126	0,219	0,065
12	0,241	0,125	0,212	0,065

Na tabela 4.9 observa-se que o repasse cambial estimado pelo modelo 1.A é menor tanto para os preços de produção domésticos medidos pelo IPA quanto para os preços aos consumidores medidos pelo IPCA. Porém tratando-se do IPCA a redução do repasse cambial para os preços aos consumidores é ainda maior, passando a ser aproximadamente a metade do estimado pelo modelo 1 ao longo dos períodos, assim uma desvalorização de 10% da taxa de câmbio nominal, pelo modelo 1, levaria a uma elevação de 1,25pp no IPCA em um período de oito trimestres (2 anos), enquanto pelo modelo 1.A o aumento no IPCA seria de 0,53

p.p., resultado bastante próximo à média de resultados divulgado pelo Banco Central e similar ao obtido por Nogueira, Mori e Marçal (2010). A figura 4.8 ilustra a comparação entre as especificações e por meio deste observa-se uma convergência mais lenta no modelo 1.A para o resultado de longo prazo (6,2%), também nota-se que no modelo 1.A o pico do repasse cambial (8,3%) passa a ocorrer agora em 5 trimestres ante 4 trimestres no modelo 1.

**Figura 4.8. Comparação entre o repasse cambial acumulado para o IPCA calculado para o modelo 1 e para o modelo 1.A.**



A discrepância entre o repasse cambial calculado conforme o modelo 1 e o modelo 1.A indica a relevância da variável para os preços de importação ( $P_{Imp}$ ) e da representação completa da cadeia de distribuição do choque no câmbio para os preços para o resultado final. A comparação, em termos da qualidade do ajustamento dos dados, pode ser realizada por meio da observação dos critérios de informação de Akaike e Schwarz, conforme a tabela 4.10. Neste caso o modelo com o menor critério de informação é considerado de melhor qualidade de ajuste, sendo o modelo 1 aquele que apresenta os menores critérios de informação.

**Tabela 4.10. Critérios de parcimônia dos modelos**

Modelo 1		Modelo 1.A	
Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz
-33,489	-29,251	-28,239	-25,079

Assim, pode-se concluir que a diferença de resultados do repasse cambial estimado neste trabalho com relação ao apresentado em Nogueira, Mori e Marçal (2012) é devido às diferenças de especificações empíricas utilizadas, que neste trabalho, são oriundas das relações teóricas consideradas relevantes para a determinação da relação entre o câmbio e os preços, considerando-se a cadeia de distribuição de um choque no câmbio para os preços que ocorre dos preços de importação para os preços domésticos e aos consumidores e que envolve efeitos diretos e indiretos para o resultado dos preços aos consumidores.

Por fim, de modo a testar a estabilidade dos parâmetros dos modelos estimados com relação ao período amostral, as especificações 1, 2, 3 e 1.A foram re-estimadas para uma amostra reduzida que compreende os anos de 2003 a 2012. A escolha desta subamostra busca verificar se durante os anos de 1999 a 2002 em que ocorrem seguidas depreciações do Real e desvalorizações da taxa de câmbio Real – Dólar a estabilização ainda não estava consolidada implicaria em um maior efeito inflacionário das variações cambiais neste período, ou seja, excluir possíveis quebras estruturais no comportamento das variáveis que pudessem comprometer a magnitude dos parâmetros estimados e dos resultados calculados para o repasse cambial.

Os resultados para o repasse cambial calculados neste caso são apresentados na tabela 4.11. Embora haja alguma diferença, o que é natural tendo em vista que é utilizada uma amostra diferente, não é possível observar uma mudança substancial dos resultados, comparando-os com os da tabela 10, ao contrario de uma redução é observado um aumento no repasse cambial para os preços de importação e preços domésticos (IPA) e permanecem no mesmo patamar os resultados para os preços aos consumidores. Este resultado reforça a conclusão de que a diferença dos resultados estimados neste trabalho com relação aos revisados na literatura para a economia brasileira ou para com os resultados divulgados pelo Banco Central ocorre devido à diferença nas especificações empíricas utilizadas. Cabe destacar que esta estrutura empírica está presente na literatura internacional de repasse cambial, porém ainda não foi utilizada para dados da economia brasileira.



Tabela 4.11. Resultados do repasse cambial estimados para as diferentes especificações com a amostra reduzida aos anos de 2003 a 2012.

Trimestres após choque	Modelo 1*			Modelo 2*			Modelo 3*			Modelo 1.A*	
	Pimp	Pdom	Pcons	Pimp	Pdom	Pcons	Pimp	Pdom	Pcons	Pdom	Pcons
1	1,142	0,224	0,010	1,162	0,215	0,025	1,059	0,168	0,030	0,161	0,016
2	1,017	0,419	0,040	1,009	0,386	0,061	0,963	0,302	0,054	0,237	0,034
3	0,890	0,475	0,085	0,877	0,408	0,104	0,914	0,351	0,083	0,302	0,055
4	0,940	0,409	0,108	0,891	0,348	0,126	0,965	0,352	0,104	0,275	0,071
5	0,947	0,400	0,106	0,881	0,324	0,124	1,021	0,332	0,104	0,219	0,075
6	0,923	0,384	0,097	0,874	0,314	0,116	1,016	0,319	0,094	0,195	0,065
7	0,934	0,374	0,099	0,892	0,315	0,119	0,992	0,322	0,091	0,206	0,055
8	0,925	0,387	0,101	0,884	0,327	0,120	0,981	0,330	0,095	0,227	0,055
9	0,908	0,389	0,097	0,870	0,327	0,116	0,987	0,333	0,097	0,239	0,060
10	0,917	0,384	0,098	0,879	0,325	0,116	0,996	0,330	0,097	0,238	0,062
11	0,929	0,390	0,101	0,888	0,329	0,120	0,998	0,329	0,096	0,231	0,062
12	0,928	0,392	0,100	0,887	0,330	0,119	0,994	0,329	0,096	0,226	0,062

\*Modelos estimado para amostra reduzida: 2003T1 a 2012T4.

#### 4.4.3. Modelos Agregados para preços de Importação com Dados em Painei

A estimação da relação de cointegração com dados em painel com uso de métodos de estimação adequados, neste caso, Fully Modified Least Squares (FMOLS) desenvolvido em Pedroni (2000), tem a vantagem, com relação a estimação para os dados agregado por considerar a heterogeneidade e as idiosincrasias de cada setor (efeito fixo). Embora a dimensão seccional para o painel de dados inclua 22 setores, durante os procedimentos de estimação setoriais foram observadas quebras estruturais nas séries dos preços de importação para os setores 11 e 12 que foram excluídos da estimação.

Os resultados para os preços das importações apresentados na tabela a seguir mostram que as estimativas para o coeficiente da taxa de câmbio efetiva ( $E_{F\$/U\$}$ ) não apresentaram significância estatística em nenhuma especificação, e assim, os resultados discutidos correspondem às estimações excluindo esta variável de controle, descritas na tabela por (15'), (16') e (17').

Observa-se uma estimativa de -0,225 para o coeficiente associado à variável  $\ln E_{US\$/R\$}$ , que representa a elasticidade câmbio dos preços de importação em dólares, que resulta em um repasse cambial de 0,775 para os preços de importação medidos em moeda nacional. Na mesma especificação observa-se que o coeficiente associado ao log das tarifas,  $\ln(1 + \tau)$  é igual a -0,774, expressando o fato de que na aplicação em Reais o impacto da tarifa sobre os preços de produto importado é de 22,6%. No entanto, esse coeficiente não é estatisticamente significativo, devido, muito provavelmente, à fragilidades dos dados de tarifa.

Desta forma será suposto aqui a existência de um impacto simétrico entre câmbio e tarifa, conforme especificado em (16), (17), (16') e (17'). Nesse caso os coeficientes estimados nessas equações situam-se no intervalo de -0,203 a -0,255. Isto representa que o repasse cambial para o preço das importações permanece próximo ao estimado nos modelos não restritos situando-se no intervalo de 0,745 a 0,797.

Como a imposição das restrições não gera estimativas divergentes para o repasse cambial, de maneira que o grau de repasse obtido pelo modelo geral situa-se dentro do intervalo formado pelas estimativas dos modelos restritos, (0,745; 0,775; 0,797). Este resultado pode ser concebido como um indício da validade das restrições e do efeito simétrico entre as variações no câmbio e nas tarifas para os preços de importação da indústria de transformação.

**Tabela 4.12. Resultados das estimações para o preço das importações**

Variável	Especificações					
	15	16	17	15'	16'	17'
$\ln C_{Dom}$	0,194* (6,931)	0,193* (7,947)		0,218* (10,359)	0,220* (10,474)	
$\ln 1 + \tau$	-0,922 (-1,064)			-0,774 (0,323)		
$\ln E_{US\$/R\$}$	-0,209* (-12,230)			-0,225* (14,595)		
$\ln E_{F\$/U\$}$	0,026 (-0,018)	-0,009 (-0,536)	0,009 (0,536)			
$\ln C_{US\$}$	1,405* (14,003)	1,577* (14,879)	1,148* (12,151)	1,485* (15,295)	1,636* (17,155)	1,201* (13,060)
$\ln 1 + \tau * E_{US\$/R\$}$		0,242* (-13,070)			-0,255* (14,831)	
$\ln C_{Dom} / 1 + \tau * E_{U\$/R\$}$			0,203* (11,599)			0,216* (13,005)

Número de observações: 1120

Estatística t entre parênteses: \* significância a 10%; \*\* significância a 5%, \*\*\* significância a 1%.

#### 4.4.4. Resultados de Longo Prazo para os Setores Industriais

As estimações para as séries de tempo setoriais tem como base as equações (3) e (4), para bens importados e produzidos no mercado doméstico respectivamente. Sendo assim, o conjunto de variáveis  $Y_t$  tem  $n = 5$ , sendo

$$Y_t' = P_{F\$}, P_{Dom}, C_{F\$}, E_{F\$/R\$}, C_{Dom}.$$

Considerando que foi verificado a existência de dois vetores cointegrantes é interessante observar que, adotando a restrição a priori para a normalização dos coeficientes associados a  $P_{F\$}$  e  $P_{Dom}$  serão estimados dois vetores de cointegração dados por <sup>18</sup>:

$$\ln P_{t,F\$} - \beta_{01} - \beta_{11} \ln C_{t,F\$} - \beta_{12} \ln C_{t,Dom} - \beta_{13} \ln E_{t,F\$/R\$} \quad (8.A)$$

<sup>18</sup> Havendo, consequentemente, três tendências estocásticas comuns no vetor de cointegração.

$$\ln P_{t,Dom} = \beta_{02} + \beta_{21} \ln C_{t,F\$} + \beta_{22} \ln C_{t,Dom} + \beta_{23} \ln E_{t,F\$/R\$} \quad (8.B)$$

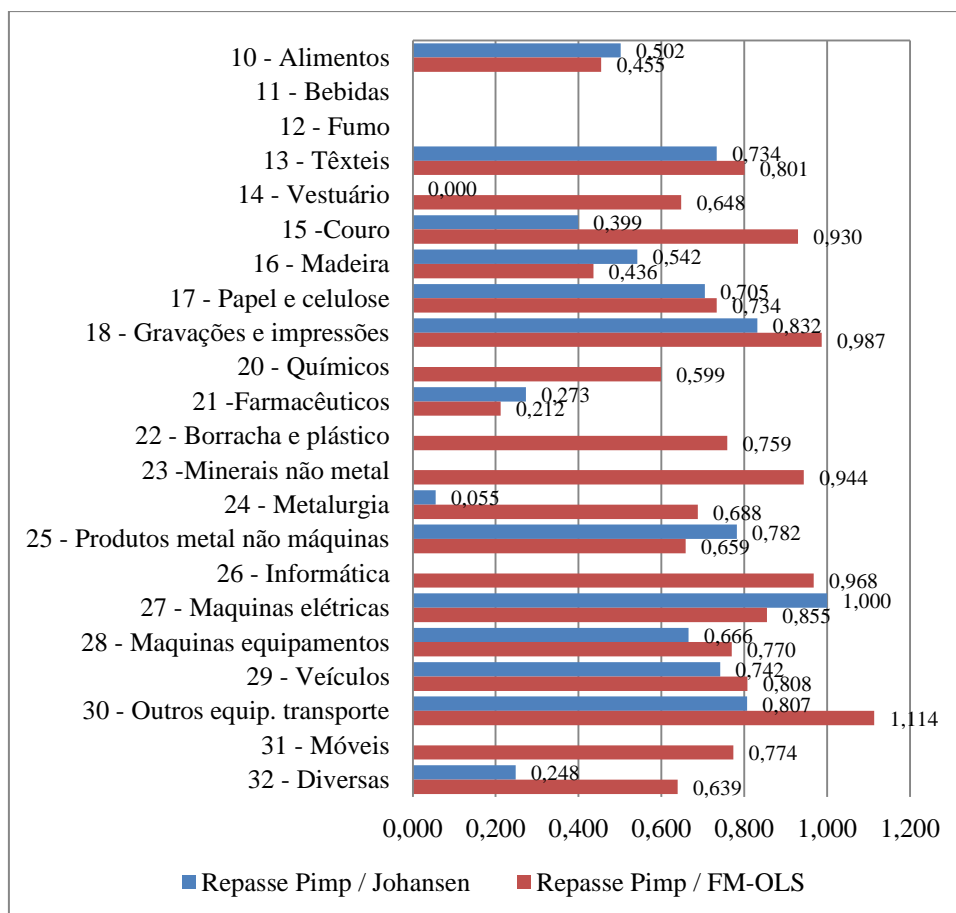
Nesse caso os parâmetros  $(1 - \beta_{13})$  e  $\beta_{23}$  representarão o grau de repasse cambial, respectivamente, aos preços de importação e preços de industrializados produzidos domesticamente. É interessante observar que essas equações refletem um processo de formação de preços simultaneamente determinados, em que em última instância refletem as condições competitivas domésticas e internacionais, além da taxa de câmbio<sup>19</sup>. As tendências comuns dos modelos representam então esses fatores. Complementarmente os parâmetros dos modelos (8.A) e (8.B) serão estimados por FM-OLS para séries de tempo conforme proposto em Phillips e Hansen (1990) de modo a obter comparação dos resultados de repasse cambial entre diferentes metodologias.

As figuras a seguir apresentam os resultados do repasse cambial para os setores da indústria de transformação para os vetores de cointegração para os preços de importação e domésticos, ajustados conforme a metodologia de Johansen (1988). Também são apresentadas as estimativas por FM-OLS para comparação e verificação de robustez dos resultados. Para alguns setores não foi possível obter ajustamento estatisticamente coerente, não sendo apresentados então seus resultados.

Nos resultados obtidos por ambos os estimadores do repasse cambial aos preços de importação dos setores industriais prevalece a evidência de repasse cambial incompleto, apenas nos setores 18 – Impressões e gravações, 27 – Máquinas elétricas e 30 – Outros equipamentos de transporte observa-se uma estimativa indicativa de repasse cambial completo. No setor 14 não foi rejeitada a hipótese de repasse cambial nulo pela metodologia de Johansen, no entanto este resultado é divergente do obtido por FM-OLS (repasse de 0,648). Os resultados também divergem nos setores 24 – Metalurgia e 32- Indústrias diversas. Contudo para os demais o grau de repasse é semelhante por ambos estimadores demonstrando-se robustos.

---

<sup>19</sup> Obviamente aqui não se argumenta sobre a exogeneidade das variáveis, ainda que as hipóteses de exogeneidade fraca e forte possam ser testada partir da estimação dos modelos VCE.

**Figura 4.9. Grau de repasse cambial setorial para o preço das importações**

Média das estimativas de repasse para o preço das importações por Johansen: 0,552

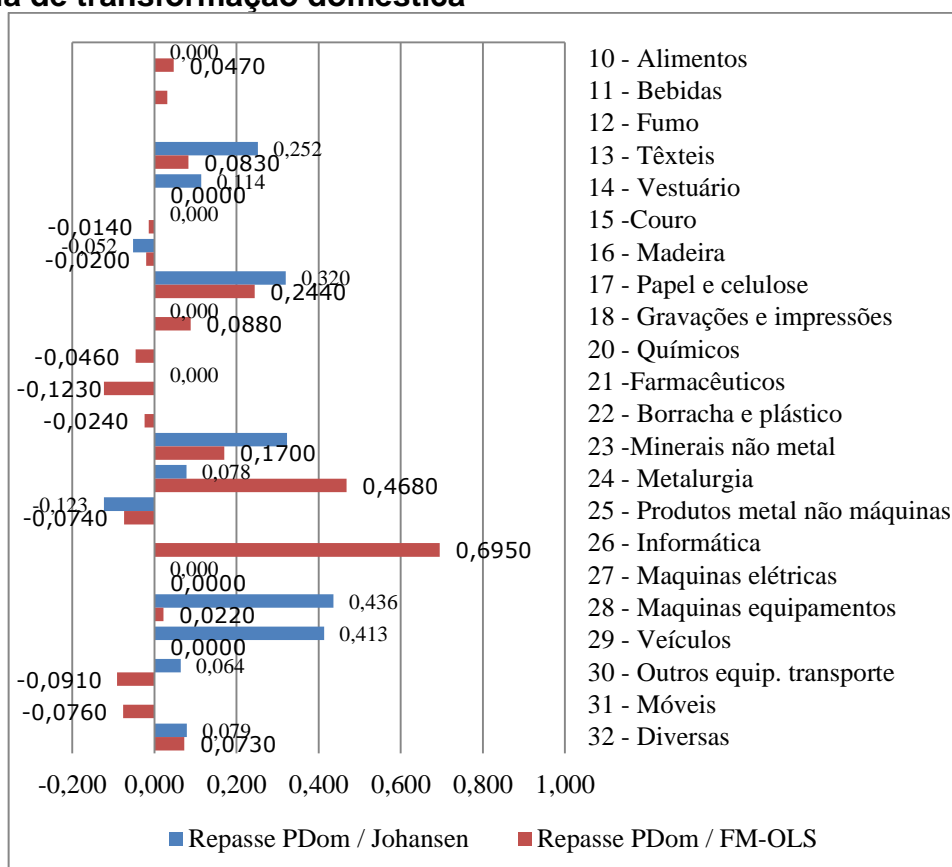
Média das estimativas de repasse para o preço das importações por FM-OLS: 0,739

A média das estimativas obtidas pela metodologia de Johansen é similar aos resultados obtidos em Prince e Kannebley (2013). Já a média dos resultados de FM-OLS apresenta-se mais elevada e similar aos resultados obtidos para o agregado da indústria de transformação. Avaliando o grau de repasse estimado por FM-OLS, observa-se na maioria dos setores um alto grau de repasse cambial (de 0,80 a 1,00) ou um repasse intermediário de (0,60 a 0,80).

Nos resultados do repasse cambial para os preços domésticos, apresentados na figura 4.10, comparando-se com os obtidos para os preços de importação, observa-se uma redução no grau de repasse para todos os setores indicando que, a despeito da participação apenas parcial dos insumos importados na composição de custos das mercadorias domésticas, os produtores domésticos absorvem parte das variações cambiais em suas margens de lucro. Cabe destacar que a média apresentada, (0,11 na média para ambos os estimadores) inclui diversos resultados negativos, o que significaria que diante de uma desvalorização cambial, os

produtores mais do que compensariam seus efeitos reduzindo o preço doméstico. Desconsiderando os resultados negativos, bem como o caso de repasse cambial nulo, a média passa a ser 0,160 e 0,107 para os resultados de Johansen e FM-OLS, respectivamente, próximas então da estimativa agregada fornecida pelo modelo VAR número 2, de repasse igual a 0,137.

**Figura 4.10. Grau de repasse cambial para o preço de produção dos setores da indústria de transformação doméstica**



Média das estimativas de repasse para os preços domésticos por Johansen: 0,146

Média das estimativas de repasse para os preços domésticos por FM-OLS: 0,081

#### 4.5. Análise dos Resultados e Considerações Finais

A tabela a seguir apresenta uma síntese dos resultados produzidos pelos diferentes estimadores e diferentes níveis de agregação dos dados. De um modo geral, os resultados obtidos nas diversas análises estão coerentes com aqueles apresentados pela literatura internacional tanto em termos de ordenamento, como em magnitude.

**Tabela 4.13. Síntese dos resultados**

Dados		Metologia	Modelos	Importação	Domésticos	Consumidor
Indústria de transformação	Painel	FM-OLS*	1	0,775		
			2	0,745		
			3	0,784		
	Média setorial	Johansen		0,552	0,146	
		FM-OLS		0,739	0,081	
	Agregado	VAR-VEC	1	0,796	0,241	0,125
2			0,773	0,137	0,112	
3			0,929	0,317	0,105	

\*Segue o ordenamento do modelo mais geral (1) para o mais restrito (3)

Já com relação à literatura empírica nacional, que possui maior dispersão em seus resultados, nossos resultados se aproximam mais daqueles obtidos por em Nogueira, Mori e Marçal (2012), o que decorre da semelhança da abordagem metodológica. Este trabalho ofereceu evidências adicionais tanto em termos de melhor especificação do modelo agregado como em nível setorial para identificar o repasse em setores da indústria de transformação. O modelo VAR - 2 parece ser o mais representativo para a economia nacional, indicando, portanto, um repasse cambial de longo prazo ao índice de preço ao consumidor de 0,112; ou seja, uma desvalorização cambial de 10% provocaria um aumento na inflação em 1,12 pontos percentuais.

Diante dos resultados o interesse volta-se para a possibilidade de compensação dos efeitos das variações na taxa de câmbio sendo. Um instrumento a ser utilizado neste sentido seriam as tarifas de importação, considerando a sua influência simétrica à taxa de câmbio para os preços dos produtos importados. Desta forma, dado o conhecimento do grau de repasse cambial para os preços de importação seria interessante determinar o tamanho do ajuste necessário nas tarifas em contraposição ao movimento da taxa de câmbio. Assim sendo, em setores em

que há um repasse cambial reduzido, seria necessária também uma pequena redução das tarifas para compensar uma desvalorização da taxa de câmbio, sendo o inverso recomendado para setores com maior grau de repasse cambial.

Agregando-se as estimativas de repasse cambial para as importações e o nível tarifário, para o ano de 2012, segundo a classificação por categoria de uso dos setores industriais, observa-se que o maior grau de repasse cambial se dá nos setores produtores de bens de capital (entre 0,746 e 0,892) e de bens de consumo duráveis (0,737 e 0,879). Esses resultados são de certa forma esperados dadas as características de maior diferenciação e menor grau de substitutabilidade desses tipos de bens. Quando a média é ponderada pelos pesos de cada setor na matriz de insumo produto este resultado permanece. Observa-se, porém um menor grau de repasse cambial em termos efetivos para os bens de consumo não duráveis e semiduráveis. Para os bens de consumo não duráveis o menor grau de repasse é explicado pelo efeito concorrência com os produtos domésticos, sendo mais facilmente substituíveis.

Para o caso de interesse dos insumos da indústria de transformação classificados como bens intermediários, observa-se um grau de repasse cambial de 70% aproximando-se de 80% em termos efetivos ao considerar o peso dos setores para a produção. Analisando também pela média ponderada, verifica-se que em termos efetivos os bens intermediários já possuem um menor nível de tarifas com relação aos demais tipos de bens.



**Tabela 4.14. Repasse cambial com setores por categorias de uso e tarifas de importação em 2012 e na média para o período 1999-2012**

Classificação setores	Média simples			Média ponderada*		
	Johansen	FM- OLS	Tarifas 2012	Johansen	FM- OLS	Tarifas 2012
Bens de capital	0,746	0,892	11,155	0,739	0,875	11,057
Bens intermediários	0,580	0,719	11,849	0,484	0,706	7,616
Bens consumo duráveis	0,737	0,879	11,922	0,728	0,847	11,501
Bens consumo não duráveis e semiduráveis	0,459	0,623	13,677	0,496	0,415	9,856

\* Ponderação conforme o peso relativo entre os setores para a matriz insumo produto - fonte IBGE

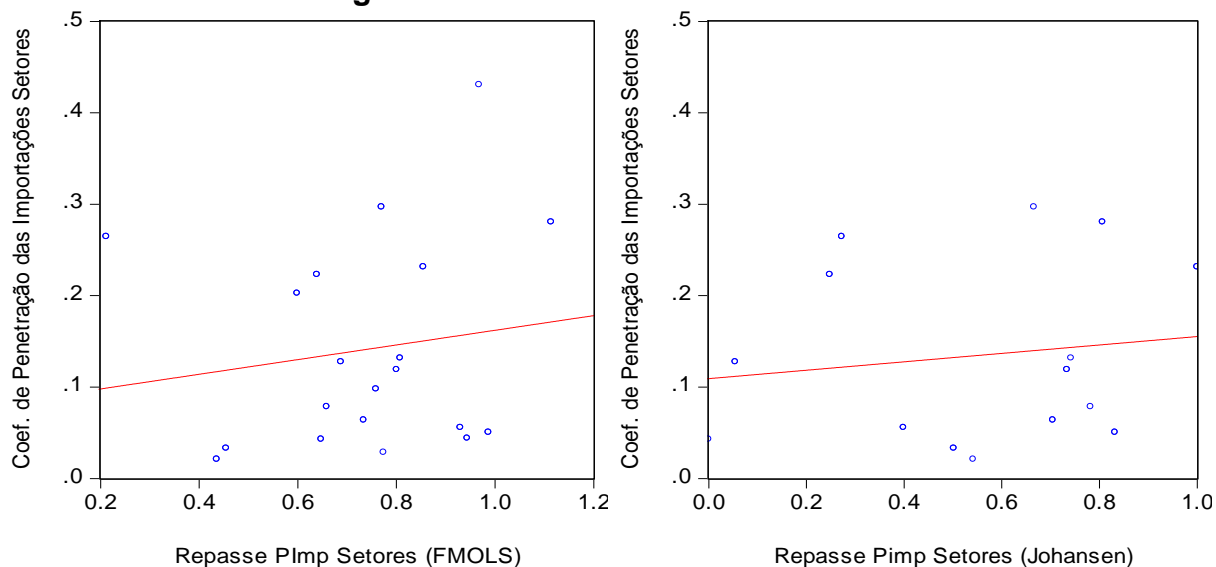
Além disso, outra classificação é realizada conforme o Coeficiente de Penetração das Importações (CPI) nos diferentes setores analisados, sendo a média do repasse cambial para as importações calculados para os setores agrupados do CPI (os grupos situam-se entre um desvio padrão do CPI médio e abaixo e acima destes limites). Esta classificação ilustrada na tabela seguinte sugere que os setores com menor coeficiente de penetração das importações apresentam maiores tarifas, porém com menor variação no que tange ao repasse cambial. As figuras 4.11 e 4.12 ilustram respectivamente, a correlação positiva entre o CPI e o grau de repasse cambial para as importações dos setores e também a relação negativa entre o CPI e as tarifas de importação.

**Tabela 4.15. Média dos resultados agrupados conforme os intervalos para o coeficiente de penetração das importações**

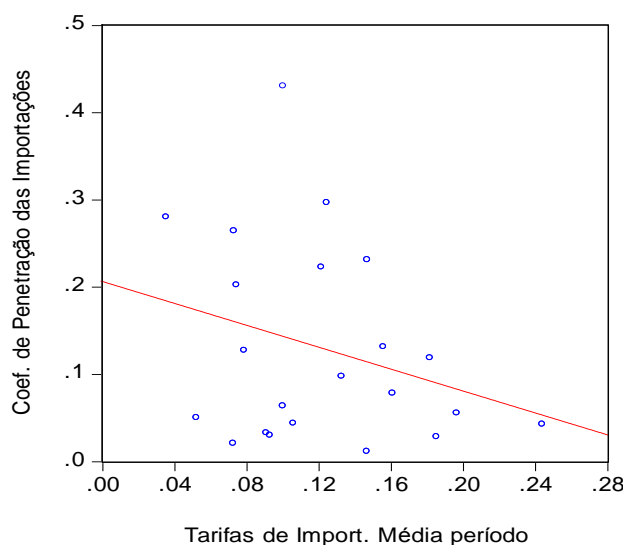
Parcela de mercado	Médias para os setores classificados conforme os intervalos do CPI			
	< 1,6%	1,6% a 11,4%	11,4% a 24,4%	> 24,4%
Repasse Johansen	NA	0,54	0,56	0,58
Repasse FMOLS	NA	0,73	0,73	0,77
Tarifas 2012	14,65	13,02	12,63	8,31

Este resultado está de acordo com o esperado em termos teóricos de que quanto menor a proteção tarifária, maior o coeficiente de penetração das importações (proxy para a parcela de mercado das importações), maior seria então o poder de mercado dos exportadores externos e maior o grau de repasse cambial. Por outro lado, quanto maior o nível de tarifas, menor a parcela das importações devido a maior proteção, menor o poder de mercado e menor o grau de repasse cambial.

**Figura 4.11. Relação entre CPI e o grau de repasse cambial estimado conforme as metodologias de FM-OLS e Johansen**



**Figura 4.12. Relação entre CPI e tarifas de importação média de 1999 a 2012.**



Por fim, a tabela 4.16 apresenta um cálculo de quanto seria necessário de reajuste das tarifas de importação supondo uma depreciação cambial da ordem de 20% para compensar o repasse cambial. No presente exemplo, considera-se o grau de repasse para os bens intermediários obtidos pela média simples dos resultados da estimação por FM-OLS, (0,719 para o repasse cambial e 11,1% de tarifas de importação em 2012). Neste caso, no longo prazo, os produtores externos compensariam 0,381% da desvalorização na taxa de câmbio. Tomando-se como valor inicial de US\$ 100,00 o preço do bem importado, para que o aumento dos preços em moeda doméstica (de 222 para 252,22) fosse anulado, seria necessária uma redução de 13,30% pontos percentuais na tarifas de importação. Tendo em vista que as tarifas se encontram no patamar de 11%, isto significaria que seria necessário um subsídio de 2,80% para compensar uma desvalorização de 20% da taxa de câmbio nominal. Ou seja, dada a magnitude da desvalorização cambial corrente parece ser inviável a compensação dos seus impactos inflacionários apenas por meio da correção tarifária aos produtos importados; mas esta pode contribuir de forma significativa para reduzir os impactos inflacionários.

**Tabela 4.16. Caso de compensação das tarifas na indústria de transformação**

Preço Importações em US\$	100	94,679	94,679
Taxa de cambio	2	2,4	2,4
Variação em %	0	20%	20%
Preço importações em R\$	200	227,23	227,23
(1+Tarifas de importação)	1,11	1,11	0,9770
Variação das tarifas em pontos %	0%	0%	-13,30%
Preço final em R\$	222	252,225	222

Mas, como mostrado também pela revisão da literatura, o repasse cambial tende a ser menor em países e em períodos caracterizados por menores taxas de inflação. Assim, a diminuição do repasse cambial para os preços depende da sinalização do governo de seu comprometimento com a estabilização, por meio das políticas fiscal e monetária, de tal forma que os agentes se sintam desestimulados a repassar os choques cambiais para os preços sob o risco de perderem parcelas do mercado.