

# Repasso cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para preços de importações e ao atacado – 1999 a 2012 \*

---

*Sérgio Kannebley Júnior* \*\*  
*Guilherme Henrique Albertin dos Reis* \*\*\*  
*Rudinei Toneto Junior* \*\*\*\*

## Resumo

A mensuração do efeito das variações cambiais para os preços é o objetivo da literatura de repasse cambial, sendo este tema de interesse tanto acadêmico quanto dos formuladores de política econômica. Este trabalho produz estimativas do repasse cambial para os preços de importação e para os preços no atacado da produção dos diferentes setores da indústria de transformação brasileira em um contexto de equações simultâneas baseado em uma amostra para o período de 1999 a 2012. Os resultados aqui obtidos indicam a superioridade da estimação em sistema, demonstrada por meio de sua adequação à teoria, bem como pelos valores obtidos. O grau de repasse cambial médio aos preços de importação foi de 0,633, enquanto o grau de repasse cambial aos preços ao atacado estimado foi de 0,181. Os resultados setoriais demonstram também que os setores com maior repasse cambial são aqueles produtores de bens de capital e de bens intermediários.

**Palavras-chave:** Taxa de câmbio; Repasse cambial; Preços industriais; Preços de importação; Cointegração.

## Abstract

### *Exchange rate pass-through in the Brazilian manufacturing industry*

The objective of the literature on exchange rate pass-through is to measure the effect that the changes in the exchange rate have on prices. This topic is in the interest of both academics and policy makers. This paper produces estimates of exchange rate pass-through for import and wholesale prices of the different sectors of the Brazilian manufacturing industry during the period of 1999 to 2012. The reported results indicate the superiority of estimation in the system, demonstrated by its suitability to the theory, as well as the obtained values. The average level of import prices to exchange rate pass through was 0.633, while for the wholesale prices the estimated exchange rate pass through was 0.181. The sectoral results also demonstrate that the sectors with higher pass-through are producers of capital goods and intermediate goods sectors.

**Keywords:** Exchange rate; Exchange rate pass-through; Industrial prices; Import prices; Cointegration.  
**JEL** D40, F31.

---

\* Artigo recebido em 14 de agosto de 2014 e aprovado em 8 de dezembro de 2015.

\*\* Professor Titular do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto / Universidade de São Paulo ([FEA-RP/USP](http://FEA-RP/USP)), Ribeirão Preto, SP, Brasil. E-mail: [skj@usp.br](mailto:skj@usp.br).

\*\*\* Mestre em Economia Aplicada da FEA-RP/USP, Ribeirão Preto, SP, Brasil. E-mail: [guilhermhareis@yahoo.com.br](mailto:guilhermhareis@yahoo.com.br).

\*\*\*\* Professor titular do Departamento de Economia da FEA-RP/USP, Ribeirão Preto, SP, Brasil. E-mail: [rtoneto@usp.br](mailto:rtoneto@usp.br).

## Introdução

Ao longo dos anos 2000, após um movimento inicial de depreciação cambial, as políticas de combate inflacionário se beneficiaram de uma longa trajetória de apreciação cambial do Real com relação ao Dólar. Esse movimento de apreciação cambial nominal, que se estendeu de 2002 a 2011, sofre a partir do segundo semestre de 2011 uma inflexão em direção à depreciação, denotando uma mudança de caráter permanente. Dado o quadro atual, voltam-se as atenções para o impacto da recente desvalorização da taxa de câmbio nominal sobre os preços, tanto dos produtos importados, como domésticos.

Em termos acadêmicos, essa temática é abordada 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. 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 aos consumidores finais.

Embora seja um tema bastante explorado na literatura internacional, não há evidência empírica de repasse cambial em nível desagregado para os preços das importações dos setores da indústria brasileira, havendo também evidência escassa para o nível de repasse cambial aos preços da produção doméstica no atacado em nível desagregado. Para isso, é utilizada base de dados com informações sobre preços de importações, ao atacado e índices de custos domésticos e preços internacionais para o período de 1999 a 2012. O objetivo, e contribuição, deste trabalho é o de obter estimativas do repasse cambial de longo prazo para os preços de importação e atacado dos setores da indústria de transformação, preenchendo uma lacuna da literatura nacional e ampliando a evidência empírica do repasse cambial para os preços setoriais no atacado.

Do ponto de vista metodológico, o objetivo volta-se para a obtenção das estimativas de repasse cambial em um contexto de múltiplas equações, o que é possível por meio de modelos vetoriais de correção de erros (VCE), conforme a metodologia de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). A estimação dos parâmetros dos modelos de forma simultânea, bem como a discussão subjacente para a identificação do resultado de repasse cambial consiste, também, em uma contribuição deste trabalho em termos de aplicação da metodologia dos modelos

VCE. Também são produzidas estimativas a partir de modelos uniequacionais estimados pela metodologia de Mínimos Quadrados Plenamente Modificados (*Fully Modified Ordinary Least Squares* FM-OLS), de modo a fornecerem um parâmetro comparativo às estimativas obtidas por VCE. Os resultados aqui obtidos indicam a superioridade da estimação em sistema, demonstrada por meio de sua adequação à teoria, bem como pelos valores obtidos. O grau de repasse cambial médio aos preços de importação foi de 0,633, enquanto que para os preços ao atacado foi de 0,181. Os resultados setoriais demonstram também que os setores com maior repasse são aqueles produtores de bens de capital e de bens intermediários.

Esse trabalho, além dessa seção introdutória, é composto de mais cinco seções. A primeira seção traz a revisão da literatura teórica e empírica sobre repasse cambial, em que é exposta a base empírica para a realização das estimativas desse trabalho. Na segunda é apresentada a estrutura analítica dos modelos empíricos e na terceira seção são discutidos os aspectos metodológicos do trabalho, bem como as fontes de dados utilizados. Na quarta seção são apresentados os resultados do repasse cambial estimado para os preços de importação e preços no atacado e algumas considerações sobre os resultados que podem ser classificados e associados ao coeficiente de penetração das importações e nível de tarifas dos setores. A última seção apresenta as considerações finais do trabalho.

## 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 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 generalização estaria suposta no modelo Keynesiano, com preços rígidos, em que cada país é produtor de seus próprios bens, que não são homogêneos entre si, com custos e 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 nos modelos teóricos, autores como Dornbusch (1987), Froot e Klemperer (1989), Yang (1997), entre outros, buscam relacionar os determinantes do mark-up em mercados concorrenciais imperfeitos, como o grau de concentração de mercado, a estrutura de mercado e o grau de diferenciação do produto, à possibilidade das firmas produtoras em compensar os movimentos do câmbio com ajustes do mark-up.

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  $\mu = \left(\frac{\xi}{\xi-1}\right)$ , 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.

Nesse sentido, subjacente à estrutura do mercado doméstico ao qual o produtor estrangeiro se insere, ou o grau de concorrência via diferenciação de produtos, o impacto da taxa de câmbio sobre a formação de preços do produtor estrangeiro e, por simultaneidade do produtor doméstico, determina o nível de preços no mercado doméstico. Assim, da mesma forma para o produtor doméstico tem-se também:

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

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.

Dornbusch (1987) desenvolve diferentes modelos de organização industrial que fundamentam o grau de repasse cambial neste contexto. Os modelos de Dornbusch trazem a suposição de custos marginais constantes, sendo as variações

de custos provenientes de variações cambiais. O primeiro fator que destaca é a proporção de firmas estrangeiras no mercado doméstico. Quanto maior essa proporção, maior é o repasse cambial, seja em um mercado oligopolista com produtos homogêneos, seja em um mercado de concorrência imperfeita com produtos substitutos imperfeitos. Também é válida a premissa de que quanto mais competitivo o mercado, ou no sentido de menor a lucratividade média, ou no sentido de que o mercado seja composto por firmas com baixo poder de fixação de preços (poder de oligopólio), maior deve ser o repasse cambial<sup>1</sup>. No entanto, admitindo firmas suficientemente grandes capazes de afetar o preço da indústria, em que as decisões de preços são estratégicas e interdependentes, o grau de repasse cambial passa a ser incompleto. Nesse caso, a interação no mercado doméstico, de firmas estrangeiras com firmas domésticas, leva a estratégias ótimas de repasses parciais das variações dos custos devido às variações da taxa de câmbio.

Yang (1987) também considera um modelo de diferenciação de produtos, porém admitindo que os custos marginais possam ser variantes em relação ao produto. No entanto, para esse autor, o grau de repasse incompleto seria dependente do grau de diferenciação entre as variantes estrangeira e doméstica. Já a resposta dos custos ao produto teria a função compensatória dos movimentos cambiais, à medida que, por exemplo, desvalorizações que elevariam os custos em moeda doméstica das firmas estrangeiras teriam como contrapartida uma redução de custos devido à redução nas vendas, levando ao repasse incompleto. Por fim, novamente, a participação de mercado das firmas estrangeiras também seria importante na determinação do grau de repasse cambial. As firmas estrangeiras com maior poder de mercado (e maior margem bruta de lucro) tenderiam a suavizar os choques cambiais, absorvendo-os em suas margens e reduzindo o grau de repasse cambial. Conclusão similar é obtida por Froot e Klemplerer (1989) ao argumentar que as firmas buscam a maximização intertemporal de sua participação de mercado, distinguindo sua reação às variações cambiais dependendo de seu caráter transitório ou permanente. Apenas no caso de variações percebidas pelas firmas como permanentes é que as firmas estrangeiras se dispõem a promover correções nos preços, preservando os lucros e sacrificando os investimentos em participação de mercado futura.

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

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

---

(1) Esta última parte do argumento se refere ao modelo com diferenciação de produtos e firmas atomísticas (incapazes de afetar o preço da indústria), em que demonstra que o impacto da taxa de câmbio sobre o nível de preços da indústria está diretamente relacionado à proporção de firmas que tem seus salários em moeda estrangeira. Nesse sentido, a predição desse modelo está em acordo com o modelo Keynesiano, na medida em que em mark-up das firmas estrangeiras é invariante à taxa de câmbio.

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  $t$  denota o tempo. Esta estrutura é o ponto de partida para diversos trabalhos que utilizam diferentes metodologias econométricas para a estimação do parâmetro de interesse. Essas diferenças metodológicas envolvem o nível de agregação setorial, o interesse na obtenção de graus de repasse de curto, ou de longo prazo, a estacionariedade, ou não, das séries temporais, além de considerações sobre exogeneidade/endogeneidade das variáveis.

Na Tabela 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, com um limite inferior de 42% no caso dos EUA, enquanto que para países na Área do Euro o repasse é de 81%. No caso do Japão, as estimativas diferem consideravelmente, chegando ao caso de repasse completo.

Tabela 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).

Considerando estruturas de mercado imperfeitas, em que os argumentos microeconômicos anteriormente descritos são também válidos, do ponto de vista macroeconômico, Taylor (2000) argumenta que em uma economia com baixa inflação as empresas têm seu poder de precificação reduzido, mesmo diante de pressões de demanda. Conseqüentemente, em um ambiente macroeconômico estável ocorre um menor repasse de choques nos preços e custos para os preços finais. Segundo Taylor (2000), esta predição se deve à forma de reação das firmas e percepção de sancionamento, por parte das autoridades monetárias, ao repasse de preços ou custos, decorrentes de variações cambiais. Em um ambiente de baixa inflação, onde existiria a expectativa de manutenção da estabilidade dos preços, correções mais frequentes nos preços por parte das firmas poderiam implicar em uma maior chance de perda de mercado, acarretando um menor grau de repasse dos movimentos no câmbio. A influência da postura da autoridade monetária no grau de

repasso cambial também é considerada em Devereux e Yetman (2002), argumentando 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, a partir de dados de onze países industrializados, de declínio do grau de repasse cambial entre o período de 1977 a 2001, devido à mudança de ambiente inflacionário em razão da mudança de regime monetário. Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2007), por meio das estimações do grau de repasse cambial aos preços de importação e preços ao consumidor para países do G-7, também obtém evidências de redução do grau de repasse cambial para os preços de importação e para os preços ao consumidor a partir de 1990<sup>2</sup>.

Campana e Goldberg (2010) demonstram que o repasse cambial aos preços de produtos não transacionáveis ocorre por meio da transmissão dos custos dos insumos importados. O repasse cambial pode ser mitigado na medida em que existe um maior grau de substituição entre insumos domésticos e importados nesse setor. Já o repasse cambial dos preços ao consumidor dos produtos transacionáveis ocorreria em função da participação dos insumos importados na produção desses bens, e também em razão da sensibilidade dos serviços de distribuição setoriais à taxa de câmbio. Em termos gerais, haveria uma redução no grau de repasse cambial aos preços ao consumidor quanto maior a participação dos custos de distribuição nos preços finais ao consumidor, e uma relação positiva com o grau de repasse quanto maior fosse a participação de insumos importados nos processos. Sendo assim, deve-se esperar um grau de repasse cambial que declina progressivamente dos preços dos produtos importados, para os produtos transacionáveis produzidos domesticamente até os preços de produção não transacionáveis. Evidências desse declínio progressivo, também fornecidas pelos estudos de Bailliu e Fujii (2003) e Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2007), podem ser observadas na Tabela 2.

Tabela 2  
Resultados de repasse cambial de longo prazo para preço das importações e preços ao atacado

Amostra	Período	Preços das importações	Preços da 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).

(2) 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 dummies para os diferentes regimes monetários.

Especificamente para o caso brasileiro, a análise para os dados desagregados é mais abrangente tratando-se do repasse cambial para os preços de exportação, sendo exemplos os trabalhos de Ferreira e Sansó (1999), Kannebley Júnior (2000), Correa (2012) e Barroso (2012). O repasse cambial aos preços de produtos importados da indústria de transformação é estimado por Prince e Kannebley (2013), indicando uma elasticidade entre 0,31 a 0,38 para os preços em moeda estrangeira, equivalente a uma elasticidade entre 0,62 e 0,69 em moeda doméstica. Já as estimativas para os índices agregados de preços de produtos domésticos são apresentadas por diversos autores. 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 de 1980 a 1994 e pós-estabilização da economia brasileira de 1995 a 2002. Seus resultados apresentam uma redução expressiva das estimativas de repasse cambial para o período de 1998-2002. Belaisch (2003) avalia, em um período reduzido (1999 - 2002), um repasse cambial completo para os preços domésticos (IPA) e um grau de repasse de 0,23 para o IPCA no longo prazo. O repasse para os preços ao consumidor também é investigado por Nogueira Junior (2010) e Nogueira, Mori e Marçal (2012). O primeiro trabalho, para o período de 1995 a 2007, corrobora com a hipótese de Taylor (2000) de que o repasse cambial para os preços domésticos é maior se a inflação doméstica encontra-se em patamar elevado. Utilizando um modelo com efeito *threshold*, no qual o ambiente inflacionário é identificado pelo limite de 10% ao ano no índice de inflação, observa-se um grau de repasse cambial para os preços aos consumidores de 0,08 quando a inflação está abaixo do valor limiar e um repasse de 0,27 quando a inflação está acima do valor limiar. Já Nogueira, Mori e Marçal (2012), estendendo o estudo de Belaisch (2003) para o período de 1999 a 2011, estimam um grau de repasse cambial de 0,18 para o IPA, e 0,06 para o IPCA, resultados mais próximos aos revisados para os países industrializados.

## 2 Estrutura analítica

Os modelos para determinação do repasse cambial ao preço das importações e preços domésticos no atacado estão em linha com a formulação geral apresentada em Goldberg e Knetter (1997), partindo-se aqui da estrutura analítica apresentada em Hooper e Mann (1989) e revisada em Tulk (2004).

A partir da suposição de que as firmas estrangeiras determinam o preço por uma regra de mark-up, então o preço das importações em moeda estrangeira pode ser expresso pela equação (6).

$$P_{ImpF\$} = \mu_F C_{F\$} \quad (6)$$

Neste caso, a expressão define o preço “*Free on Board*” (FOB) antes conversão para moeda doméstica. O preço final das importações pode ser definido



em moeda doméstica, Reais (R\$), por meio da multiplicação pela taxa de câmbio,  $E_{F\$/R\$} = F\$/R\%$ , e das tarifas de importação,  $\tau$ .

$$P_{ImpR\$} = \mu_F C_{F\$} \frac{E_{F\$}}{R\$} (1 + \tau) \quad (7)$$

Em acordo com os argumentos teóricos expostos anteriormente de que o exportador estrangeiro leva em conta as pressões competitivas do mercado doméstico, o mark-up é definido como função do nível de preços domésticos no atacado,  $P_{Atac}$ , e do custo de produção externo em moeda doméstica,  $[C_{F\$}(1 + \tau) \frac{E_{F\$}}{R\$}]$ , representando uma expectativa de rentabilidade bruta do seu produto quando exportado para o mercado doméstico.

$$\mu_F = \alpha \left( \frac{P_{Atac}}{C_{F\$}(1 + \tau) \frac{E_{F\$}}{R\$}} \right)^\delta \quad (8)$$

Assim, substituindo o mark-up definido em (8), na equação para os preços de importação em moeda estrangeira (6) e tomando logaritmo natural em ambos os lados da equação de precificação, obtém-se no modelo (9) a representação linear para a determinação dos preços de importação em moeda estrangeira como função dos preços domésticos em Reais (R\$), das tarifas de importação, do custo de produção estrangeira e da taxa de câmbio.

$$\ln P_{ImpF\$} = \ln \alpha + \delta \ln P_{Atac} + (1 - \delta) \ln \left[ (1 + \tau) \frac{E_{F\$}}{R\$} \right] + (1 - \delta) \ln [C_{F\$}] \quad (9)$$

A partir da equação (9) observa-se a condição, evidenciada em Feenstra (1989), de simetria entre a elasticidade dos preços de importação com relação ao câmbio e com relação às tarifas,  $(-\delta)$ .

Pode-se obter uma interpretação direta para o grau de repasse cambial,  $(1 - \delta)$  observando que o parâmetro  $\delta$  representa a sensibilidade do exportador estrangeiro à pressão competitiva no mercado doméstico. Admitindo que  $0 \leq \delta \leq 1$ , é possível entender que para um parâmetro  $\delta = 0$  teríamos o caso em que os preços em moeda estrangeira seriam determinados pelos custos de produção, e toda variação cambial se converte em variação de preços dos produtos em moeda doméstica. O oposto seria  $\delta = 1$ , em que a formação de preços teria como parâmetro exclusivamente o mercado doméstico, fazendo com que o repasse cambial aos preços dos produtos em moeda doméstica fosse nulo. Sob a ótica do exportador estrangeiro, então  $\delta = 0$  indicaria uma inflexibilidade do preço em moeda estrangeira, enquanto que com  $\delta = 1$ , o preço do exportador em moeda estrangeira compensaria integralmente a variação cambial, a fim de manter o preço em moeda doméstica inalterado. Por fim, o caso intermediário, em que  $0 < \delta < 1$ , representaria a possibilidade de repasse cambial incompleto.

Sob a perspectiva do produtor doméstico, considerando o mesmo contexto de concorrência imperfeita no mercado interno, o preço no atacado é definido como um *mark-up* sobre o custo doméstico (ambos em moeda doméstica).

$$P_{Atac} = \mu_D C_{Dom} \quad (10)$$

Supondo que o produtor doméstico está sob pressão competitiva das importações no mercado interno, admitindo que  $0 \leq \lambda \leq 1$ , o mark-up seria identificado pelo preço final dos concorrentes externos sobre os custos do produtor doméstico.

$$\mu_D = \sigma \left( \frac{P_{ImpF\$}(1+\tau)E_{F\$/R\$}}{C_{Dom}} \right)^\lambda \quad (11)$$

Novamente, substituindo a definição do mark-up em (10) e aplicando logaritmos naturais em ambos os lados desta equação, obtêm-se o modelo para os preços domésticos.

$$\ln P_{Atac} = \ln \sigma + (1 - \lambda) \ln C_{Dom} + \lambda \ln[(1 + \tau)E_{F\$/R\$}] + \lambda \ln P_{ImpF\$} \quad (12)$$

Observa-se nesta equação que um parâmetro  $\lambda = 0$  representaria uma inflexibilidade do preço em moeda doméstica com relação à taxa de câmbio, enquanto que com  $\lambda = 1$ , toda a variação cambial seria repassada aos preços pelo produtor doméstico. Por fim, com  $0 < \lambda < 1$ , haveria repasse cambial incompleto.

### 3 Metodologia e fonte de dados

O objetivo de obter as estimativas do repasse cambial de longo prazo para os preços de importação e preços da produção industrial no atacado sob um contexto de múltiplas equações pode ser atingido no âmbito dos modelos de correção de erros vetoriais, por meio dos parâmetros dos vetores de cointegração estimados pela metodologia de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) que, sob determinadas condições, podem ser interpretados como elasticidades de longo prazo.

De acordo com o teorema de representação de Engle-Granger (1987), as condições necessárias para que um conjunto de variáveis seja cointegrado, garantem a existência de uma representação na forma de um modelo de correção de erros. Assim, para o conjunto de  $n$  variáveis em forma vetorial ( $Y_t$ ), supondo que a relação entre estas pode ser representada por um modelo de vetores autorregressivos (VAR) de ordem  $p$ , a representação na forma de um vetor de correção de erros (VCE), será dada por (13).

$$\Delta Y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} - \Pi z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

O modelo VCE contém informações tanto de curto, como de longo prazo, sobre o ajustamento do vetor  $Y_t$ . Considere que possa existir até  $h < n$  relações de longo prazo entre as variáveis, ou seja,  $h < n$  vetores de cointegração linearmente

independentes  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_h)$ . Escrevendo  $-\Pi = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  é uma matriz  $(n \times h)$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio, e  $\beta$ , é uma matriz  $(n \times h)$  dos coeficientes de longo prazo, tal que  $\beta'Y_t$  representa até  $(n - 1)$  relações de cointegração no modelo multivariado.

Basicamente, o procedimento de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), consiste da determinação do posto (*rank*) de  $\beta$ , ou seja, das  $h$  relações de cointegração, e estimação de  $\beta'$  e  $\alpha$ , sendo assim um método de estimação multiequacional. Uma das características deste método é a normalização da matriz de cointegração para a estimação dos parâmetros, sendo esta baseada na representação triangular de Phillips (1991). O resultado é que os parâmetros estimados para as relações de cointegração constituem a seguinte matriz de cointegração:  $\hat{\beta}' = [I \quad \hat{B}]$  em que  $I$  é uma matriz identidade  $(h \times h)$  e  $B$  a matriz  $(h \times (n - h))$ .<sup>3</sup>

Desta forma, sendo verificada a existência de dois vetores cointegrantes, é possível ordenar o vetor de variáveis endógenas  $Y_t' = [P_{Imp,F\$,} P_{Atac,} C_{Dom,} (1 + \tau)E_{F\$/R\$,t}, C_{F\$,}]$  por meio da normalização dos coeficientes associados a  $P_{Imp,F\$,}$  e  $P_{Atac,}$ , de tal maneira que, os parâmetros de longo prazo para as variáveis podem ser obtidos simultaneamente a partir dos vetores de cointegração em (14) e (15).

$$\ln P_{Imp,F\$,t} - \beta_{10} - \beta_{11} \ln C_{Dom,t} - \beta_{12} \ln(1 + \tau)E_{F\$/R\$,t} - \beta_{13} \ln C_{F\$,t} \quad (14)$$

$$\ln P_{Atac,t} - \beta_{20} - \beta_{21} \ln C_{Dom,t} - \beta_{22} \ln(1 + \tau)E_{F\$/R\$,t} - \beta_{23} \ln C_{F\$,t} \quad (15)$$

Observa-se que estas equações representam a contrapartida empírica em um sistema cointegrado das equações (9) e (12). É interessante observar que essas equações refletem um processo de formação de preços simultaneamente determinados, que em última instância refletem as condições competitivas domésticas e internacionais, além da taxa de câmbio<sup>4</sup>. As tendências comuns dos modelos representam, então, esses fatores.

Tratando-se de parâmetros de equilíbrio de longo prazo e não de uma relação causal, as estimativas para o vetor de cointegração não podem ser diretamente interpretadas como elasticidades. Entretanto, segundo Johansen (2005), sob determinadas condições, a representação triangular delega à variável endógena excluída da equação o papel de um instrumento em um experimento contrafactual que permite a interpretação direta dos parâmetros como elasticidades de longo prazo com

(3) Este procedimento não é equivalente à imposição de restrições de identificação, tratando-se apenas de um escalonamento dos parâmetros do vetor de cointegração constituintes do sistema de equações.

(4) Obviamente aqui não se argumenta sobre a exogeneidade das variáveis, ainda que as hipóteses de exogeneidade fraca e forte possam ser testadas a partir da estimação dos modelos VCE.

relação às variáveis normalizadas<sup>5</sup>. Esse é o caso aqui, na medida em que é possível demonstrar que o efeito de uma variação unitária no log da taxa de câmbio, mantido tudo mais constante, deve implicar em uma variação de  $\beta_{12}$  sobre o log dos preços domésticos ao atacado na equação (14) e de  $\beta_{22}$  sobre o log dos preços de importação, ocorrendo de modo simultâneo sobre as duas relações de longo prazo. Assim sendo, as estimativas de  $(1 - \beta_{12})$  e  $\beta_{22}$  nas equações (14) e (15) representarão o grau de repasse cambial de longo prazo, respectivamente, aos preços de importação e preços no atacado.

Complementarmente, seguindo a argumentação em Billmeier e Bonato (2002), estas elasticidades só apresentarão resultados coerentes em termos da teoria econômica, quando os parâmetros dos vetores de cointegração forem representativos de um modelo estrutural subjacente à análise. Assim, a correta especificação dos modelos e o ordenamento adequado das variáveis no sistema são fundamentais perante o objetivo interpretar os parâmetros do vetor de cointegração. Além disso, Juselius (2006) argumenta que a imposição de restrições adequadas baseadas em testes estatísticos sobre os parâmetros do termo de correção de erros contribui para a obtenção de resultados estatisticamente significantes e para a atribuição de significado econômico às elasticidades obtidas por meio do vetor de cointegração normalizado, sendo esta uma parte importante do processo de ajuste dos modelos VCE.

A fim de verificar a robustez das estimativas por VCE, as mesmas relações de cointegração são estimadas pelo método uniequacional de Mínimos Quadrados Ordinários Plenamente Modificados (FM-OLS) com correções semiparamétricas a fim de eliminar a correlação serial e a endogeneidade, conforme proposto em Phillips e Hansen (1990) e Phillips (1995). A comparação das estimativas produzidas por esses dois métodos alternativos deve servir como indicativo da superioridade, ou não, da estratégia multiequacional sobre a estratégia uniequacional.

Conforme a classificação CNAE 2.0, a indústria de transformação é dividida em 24 setores. Contudo, para estimação dos modelos são utilizados dados referentes a 22 setores, não sendo produzidos resultados para o setor Fabricação de Coque e derivados de petróleo (19) e Manutenção, instalação e reparação de máquinas (33), em razão das características particulares do setor 19 (com fixação de preços fortemente influenciada por fatores estranhos aos custos do setor) e devido à ausência de dados de tarifas e equivalentes índices internacionais para o setor 33.

A construção de compatibilização entre os preços domésticos classificados segundo o sistema CNAE, e os índices de preços internacionais, classificados

---

(5) A condição de identificação dos parâmetros de interesse  $\beta_{12}$  e  $\beta_{22}$  pode ser demonstrada pela existência de vetores de impacto de ortogonais ao espaço de cointegração. Para mais detalhes, ver Johansen (2005).

segundo o sistema harmonizado, foi realizada a partir dos tradutores NCM-CNAE <sup>6</sup>. Os dados têm frequência trimestral abrangendo o período do primeiro trimestre de 1999 ao último trimestre de 2012. As variáveis, bem como as respectivas fontes dos dados, são:

- $P_{ImpUS,t}$ : índice de preços das importações / Funcex.
- $P_{Atac,t}$ : índice de preço no atacado da produção industrial doméstica / IPA-FGV.
- $C_{Dom,t}$ : índice de custos domésticos / Funcex (denominador do indicador de rentabilidade das exportações) <sup>7</sup>.
- $P_{US,t}$ : preços internacionais representados pelas importações dos EUA / Bureau of Labor Statistics (BLS) utilizados como proxy para os custos dos produtos importados,  $C_{F,t}$ .<sup>8</sup>
- $E_{US/R,t}$ : taxa de câmbio nominal dólares em reais, média das cotações diárias para o trimestre / Banco Central do Brasil.
- $t$  : tarifas de importação / sistema *World Integrated Trade Solutions (WITS)* / Banco Mundial.

A análise prévia dos índices de preços indica a presença de quebras estruturais nas séries dos preços de importação para os setores 11 – Bebidas e 12 – Fumo. Como será discutido na próxima seção, estas quebras impossibilitam a produção de resultados para estes setores. Em razão da baixa variabilidade das tarifas nominais ao longo do período e de sua periodicidade anual, a inclusão das tarifas de importação na análise consiste na imposição da restrição de que o efeito das variações tarifárias e cambiais é simétrico para os preços de importação e no atacado, conforme os modelos derivados na seção anterior e a evidência de Feenstra (1989).

## 4 Resultados

Para a obtenção dos vetores de cointegração é necessário ajustar os modelos VCE para cada setor analisado. Os procedimentos para o ajuste dos modelos VCE envolvem a definição da ordem de defasagens, do rank de cointegração, testes de autocorrelação e teste da hipótese de normalidade dos resíduos. Variáveis dummies de ponto foram incluídas em todas as especificações de modo a garantir a hipótese de normalidade, sobre a qual são baseados os procedimentos de estimação, estes

---

(6) Para mais informações sobre as compatibilizações ver: <http://concla.ibge.gov.br/pt/classificacoes/correspondencias/atividades-economicas>.

(7) Segundo Guimarães et. al. (1995), a construção dos índices de custo setoriais teve como base a estrutura de custos dos diversos setores produtivos derivados da matriz de relações interindustriais, sendo uma composição baseada em componentes de custos de bens de origem nacional, salários e custos de bens importados.

(8) A equivalência CNAE 2.0 e sistema harmonizado é realizada ponderando pelas parcelas das importações dos setores obtidos por meio do sistema Aliceweb.

resultados estão descritos na Tabela A1 do apêndice<sup>9</sup>. Para todos os setores optou-se pela especificação incluindo a constante tanto na dinâmica de curto prazo, quanto no vetor de cointegração, sendo o rank de cointegração determinado para esta especificação conforme a estatística traço.

De acordo com a discussão da seção teórica, para a identificação dos resultados de repasse cambial de forma simultânea por meio dos vetores de cointegração dos modelos VCE é necessário que o rank de cointegração seja igual ao número de índices de preços para os quais busca-se obter os resultados. Sendo assim, em linha com o objetivo do trabalho e seguindo a argumentação estatística para o ajuste dos modelos VCE de cada setor, a identificação do repasse cambial para os preços de importação e preços no atacado de forma simultânea depende que o teste de cointegração indique a existência de dois vetores de cointegração entre as variáveis para os dados de cada setor. Os resultados dos testes de cointegração ilustrados na Tabela A1 indicam que apenas nos setores de Bebidas (11) e Couro (15) o rank de cointegração indicado é diferente de dois, sendo nestes casos igual a um.

Diante da presença de quebras estruturais nas séries dos preços de importação e preços no atacado nos dados para o setor Fumo (12), tentou-se tratar o problema com a inclusão de dummies de ponto para o período da quebra, ainda assim, não sendo possível ajustar um modelo VCE que resultasse em estimativas coerentes conforme a teoria de repasse cambial de tal forma que não são apresentados resultados para este setor. Para o setor Bebidas (11), cuja série temporal para os dados dos preços de importação também apresentou quebra estrutural, e dado que o teste para o rank de cointegração indicou a existência de apenas um vetor, optou-se em ajustar o modelo VCE com o vetor de cointegração normalizado para os preços no atacado, restringindo-se a zero o parâmetro dos preços de importação, não rejeitada conforme a Tabela A1, possibilitando assim a representação da equação (14) e a identificação do resultado de repasse cambial.

Para o setor Couro (15), diante da evidência de apenas uma relação de longo prazo entre as variáveis, testou-se o ajuste do modelo VCE com o único vetor de cointegração normalizado tanto com relação aos preços de importação quanto para os preços ao atacado. Optou-se pela obtenção dos resultados com relação aos preços de importação, pois neste caso não se rejeitou a restrição de nulidade do parâmetro dos preços ao atacado, necessária para a identificação do repasse cambial.

Assim, o objetivo metodológico de obter estimativas do repasse cambial para os preços de importação e preços no atacado de forma simultânea foi alcançado para

---

(9) A ordem de defasagens das variáveis no modelo VCE foi definida a partir de critérios baseados na qualidade de ajustamento dos modelos (AIC, BIC, HQ), além de testes para a significância conjunta dos coeficientes e testes de adequação estatística para ausência de autocorrelação e normalidade, conforme a Tabela A1 do apêndice.

19 – dos 22 – setores da indústria de transformação brasileira para os quais foram estimados os modelos.

Tanto os resultados de repasse cambial completo ou repasse cambial nulo foram testados a partir da imposição de restrições aos coeficientes estimados, além disso, no ajuste dos modelos foram impostas restrições para os coeficientes de ajustamento seguindo Juselius (2006). Em nenhum dos modelos ajustados foram adotadas restrições sobreidentificadoras para obtenção dos resultados finais. O p-valor dos testes da razão de verossimilhança para a hipótese de não sobreidentificação é apresentados na Tabela A1. As restrições não rejeitadas pelos testes da razão de verossimilhança foram mantidas e definem os resultados de repasse cambial completo para os preços de importação, ou nulo para os preços no atacado.

As Tabelas A2 e A3 incluídas no apêndice apresentam, respectivamente, os parâmetros dos vetores de cointegração conforme as equações (14) e (15) estimados pela metodologia de Johansen e os estimados por FM-OLS. São observadas algumas incongruências de sinais, na maior parte produzidas pelo estimador FM-OLS. Ainda assim, há de se considerar que nas estimativas por FM-OLS alguns desses coeficientes não são significantes estatisticamente. No entanto, em termos gerais, os resultados são consoantes com o esperado para os parâmetros nos modelos teóricos, pelos quais as elasticidades situam-se dentro do intervalo de 0 a 1 em módulo.

A Tabela 3 sintetiza o grau de repasse cambial para os diferentes setores obtido por ambas as metodologias a partir das estimativas apresentadas nas tabelas do apêndice. Nesta tabela, observa-se, em consonância com os resultados presentes na literatura, um grau médio elevado, porém incompleto, de repasse cambial aos preços de importações, e um menor grau de repasse cambial para os preços ao atacado. Apenas no setor Borracha e Plástico (22), e pela metodologia de Johansen, o grau de repasse estimado para os preços no atacado é maior do que aquele estimado para os preços de importação. No entanto, as estimativas obtidas por FM-OLS para o mesmo setor apontam um grau de repasse negativo para os preços domésticos. O nível médio do grau de repasse cambial aos preços de importação é igual a 0,633 pelas estimativas produzidas pelos VCE's e 0,752 pelas estimativas produzidas pelo estimador FM-OLS. Isto é, considerando a média dos resultados, obtém-se a interpretação de que uma depreciação da moeda doméstica que resultasse em uma desvalorização de 10% da taxa de câmbio resultaria em um aumento de 6,3% nos preços de importação da indústria de transformação no longo prazo pela metodologia de Johansen, e de 7,5% conforme os resultados por FM-OLS. Para os preços ao atacado, os resultados dos modelos VCE's indicam um repasse cambial médio de 0,181 e pelo estimador FM-OLS de 0,056. Isto é, um impacto da mesma desvalorização sobre os preços ao atacado de, aproximadamente, 1,8% pelo estimador de Johansen e 0,56% pelo estimador FM-OLS. As estimativas pelo

estimador FM-OLS apresentam maior variabilidade e resultados, a princípio incongruentes<sup>10</sup>.

Tabela 3  
Estimativas do repasse cambial para os preços de importação e preços no atacado

Setor CNAE 2.0	Metodologia Johansen		Metodologia FMOLS	
	Pimp	Patac	Pimp	Patac
10 – Alimentos	0.591	0.041	0.494	0.026
11 – Bebidas	-	0.000	-	0.547
12 – Fumo	-	-	-	-
13 – Têxteis	0.719	0.224	0.786	0.094
14 – Vestuário	0.311	0.000	0.583	-0.113
15 – Couro	0.475	-	1.002	-0.020
16 – Madeira	0.447	0.000	0.479	-0.248
17 - Papel e celulose	0.728	0.234	0.712	0.233
18 - Gravações e impressões	0.839	0.067	0.894	0.062
20 – Químicos	0.777	0.469	0.571	0.098
21 – Farmacêuticos	0.224	0.000	0.278	-0.123
22 - Borracha e plástico	0.386	0.489	0.832	-0.248
23 - Minerais não metal	1.000	0.200	0.991	0.128
24 – Metalurgia	1.000	0.641	0.565	0.550
25 - Produtos de metal não máquinas	0.724	0.000	0.649	-0.013
26 – Informática	0.858	0.495	1.206	0.691
27 - Máquinas elétricas	0.730	0.000	0.818	-0.241
28 - Máquinas equipamentos	0.708	0.272	0.756	0.010
29 – Veículos	0.610	0.324	0.815	-0.270
30 - Outros equip. de transporte	0.756	0.079	1.121	0.081
31 – Móveis	0.290	0.000	0.822	-0.066
32 – Diversas	0.492	0.078	0.673	0.002
Média	0.633	0.181	0.752	0.056
Desvio padrão	0.225	0.205	0.227	0.264

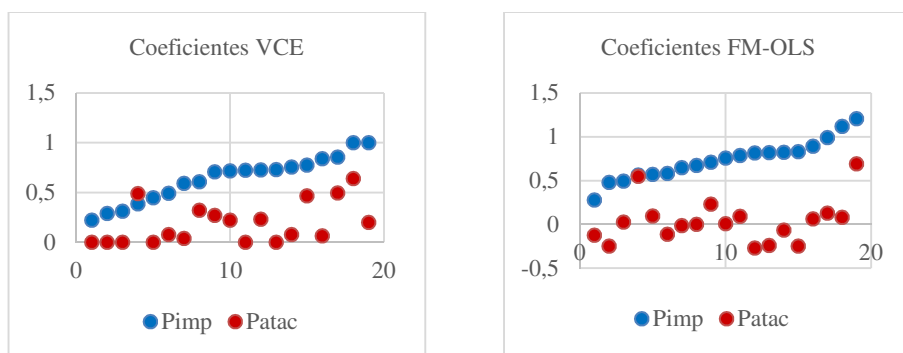
De acordo com a teoria, quanto maior o repasse cambial para os preços das importações, maior seria o repasse cambial para os preços no atacado. Isto é explicado considerando que parte das importações dos setores é de insumos para a produção doméstica e, assim, quanto maior o aumento nos custos associados aos

(10) Conforme pode ser observado na Tabela A3, os parâmetros negativos estimados pela metodologia de FM-OLS são estatisticamente significantes nos setores 14 – Vestuário, 16 – Madeira, 21 – Farmacêuticos e 27 – Máquinas elétricas. Assim como no caso dos preços de importação, no geral os resultados são próximos por ambas as metodologias (em 14 dos 20 setores a diferença no grau de repasse cambial é menor do que 0,10).



movimentos cambiais, menor será a possibilidade de mitigar o efeito das flutuações cambiais por meio do ajuste nas margens pelos produtores e ao longo da cadeia de distribuição dos bens, implicando em um maior impacto dos movimentos cambiais para os preços no atacado. O Gráfico 1, em que os coeficientes setoriais são ordenados, demonstra que essa associação positiva, porém não linear, somente pode ser observada no caso dos coeficientes produzidos pelos modelos VCE's. Para as estimações uniequacionais não se verifica associação clara entre os graus de repasse aos preços de importação e para os preços ao atacado. Essas impressões gráficas são atestadas estatisticamente pelos resultados dos testes de correlação de rank de Spearman que indicam apenas correlação positiva e significativa no caso dos coeficientes estimados pelos modelos VCE's apresentados na Tabela 6.

Gráfico 1  
Coeficientes de repasse cambial



Também conforme a discussão teórica, o repasse cambial pode ser associado à parcela de mercado das importações. Neste sentido, uma hipótese seria de que, quanto maior o Coeficiente de Penetração das Importações (CPI), maior o poder de precificação dos exportadores externos e maior o repasse cambial para os preços das importações domésticas. Como a proteção tarifária deve guardar relação com o CPI, também é incluída na análise sendo associada de forma indireta ao grau de repasse cambial, porém com associação negativa.

Os coeficientes de correlação de rank de Spearman, na Tabela 4, demonstram também que apenas os coeficientes produzidos pela metodologia de Johansen estão associados positivamente com o CPI (0,420) e negativamente com as tarifas nominais (-0,460), ambos com significância estatística em um nível de 10%. Porém, essas associações estatisticamente significantes são verificadas apenas para os coeficientes de repasse cambial dos preços no atacado. Assim, quanto maior a concorrência externa (maior o CPI), menor o poder de mercado do produtor doméstico (margens menores) e menor a capacidade de mitigar os efeitos cambiais para os preços no atacado. Da mesma forma, quanto menor a proteção tarifária,

maior o repasse para os preços no atacado, associação essa derivada da relação negativa entre CPI e tarifas nominais.

Tabela 4  
Coeficientes de correlação de rank de Spearman: Repasse Cambial, CPI e Tarifas Nominais (1999 a 2012)

	Pimp (VCE)	Patac (VCE)	Pimp (FMOLS)	Patac (FMOLS)	CPI
Patac (VCE)	0.507 **				
Patac (FM-OLS)	-	-	0.198		
CPI	0.265	0.420 *	0.229	0.175	
Tarifas Nominais	-0.146	-0.406 *	-0.087	-0.231	-0.256

H0: variáveis são independentes - (\*) rejeita ao nível de 10%; (\*\*) rejeita ao nível de 5%.

Dada a correlação observada entre as estimativas dos modelos VCE's, é conduzida uma análise de *cluster* para os coeficientes produzidos pelos modelos VCE's, CPI e tarifas nominais. Consoante com a quantidade de setores constituintes da amostra e para os quais foi possível obter os resultados para os preços de importação e no atacado (19 setores) e dividir os setores da indústria de transformação em dois grupos com características semelhantes quanto aos resultados de repasse cambial, CPI e tarifas médias para o período de 1999 a 2012<sup>11</sup>.

Na Tabela 5 é possível observar pelas médias nos dois grupos que os resultados corroboram com as hipóteses formuladas anteriormente. No primeiro grupo, composto em sua maior parte de setores pertencentes à categoria de produtores de bens intermediários ou de bens de capital, observa-se de modo semelhante ao gráfico 1, uma associação positiva entre os graus de repasse aos preços de bens importados e bens no atacado, além de um nível superior do CPI e das tarifas nominais. O coeficiente médio de repasse cambial desse primeiro grupo de 12 setores industriais é de 0,785 aos preços de importação, 0,250 aos preços ao atacado, com um CPI de 0,175 e um nível nominal tarifário médio de 10,9%. Esses setores têm apresentado também alto Coeficiente de Insumos Importados entre 2010 a 2012, como por exemplo, os setores de Produtos Químicos (26%), Produtos Farmacêuticos (33%), Informática (44%), Máquinas e Equipamentos (33%) e Equipamentos de Transportes (35%). De fato, a correlação entre o Coeficiente de Penetração de Importações e o Coeficiente de Insumos Importados é 0,75 denotando uma associação entre concorrência de produtos importados e utilização de insumos importados na produção dos bens produzidos domesticamente, determinando conjuntamente o maior grau de repasse cambial nesses setores.”

(11) O critério de otimização utilizado para a escolha dos grupos é baseado na distância euclidiana ao quadrado em relação à média. Diferentes métodos para a escolha dos valores iniciais dos centroides foram testados resultando na mesma divisão para os setores industriais dentro dos dois grupos.

No segundo grupo, composto majoritariamente por setores produtores de bens de consumo, verifica-se um nível de repasse cambial médio aos preços de importação de 0,392, aos preços ao atacado de 0,087, com um CPI de 0,102 e um nível nominal tarifário médio de 12,3%. Para esse grupo, o coeficiente médio de Insumos Importados é igual a 8%, o que reforça a associação entre concorrência e utilização de insumos importados.

Tabela 5  
Análise de Cluster: Grau de repasse VCE, CPI e tarifas médias de 1999 a 2012

Grupos	Setor	Pimp	Patac	CPI	Tarifas
1	24 Metalurgia	1,000	0,641	0,128	0,079
	23 Minerais Não Metálicos	1,000	0,200	0,044	0,181
	26 Informática	0,858	0,495	0,431	0,074
	18 Gravações e impressões	0,839	0,067	0,051	0,196
	20 Químicos	0,777	0,469	0,203	0,100
	30 Outros Equip. transporte	0,756	0,079	0,280	0,035
	27 Máquinas Elétricas	0,730	0,000	0,231	0,121
	17 Papel e Celulose	0,728	0,234	0,064	0,052
	25 Produtos Metal não Máquinas	0,724	0,000	0,079	0,156
	13 Têxteis	0,719	0,224	0,119	0,093
	28 Máquinas e Equipamentos	0,708	0,272	0,297	0,147
	29 Veículos	0,610	0,324	0,132	0,073
Médias grupo 1		0,787	0,250	0,171	0,109
2	10 Alimentos	0,591	0,041	0,033	0,146
	32 Diversas	0,492	0,078	0,223	0,100
	16 Madeira	0,447	0,000	0,021	0,106
	22 Borracha e plástico	0,386	0,489	0,098	0,133
	14 Vestuário	0,311	0,000	0,043	0,091
	31 Móveis	0,290	0,000	0,029	0,124
	21 Farmacêuticos	0,224	0,000	0,265	0,161
Médias grupo 2		0,392	0,087	0,102	0,123

## Conclusões

Esse trabalho produz estimativas de repasse cambial para preços de importação e ao atacado para os setores da indústria de transformação para o período de 1999 a 2012. Inicialmente procurou-se definir o problema em termos de um modelo analítico baseado na revisão da literatura teórica sobre repasse cambial. Esse modelo analítico representou o modelo econométrico com um processo de determinação simultânea de preços de produtos importados e produzidos domesticamente. Para lidar com esse modelo propôs-se a estimação por meio de

Vetores de Correção de Erros (VCE), utilizando a metodologia de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1988), sendo os resultados dessas estimativas contrapostos às estimativas uniequacionais obtidas pelo estimador FM-OLS.

As estimativas do repasse cambial de longo prazo para os preços de importação dos setores da indústria de transformação brasileira evidenciam para a maioria dos setores o grau de repasse cambial incompleto. Mesmo que para cinco setores tenham sido obtidos resultados indicativos de repasse cambial completo, o repasse cambial médio para os preços de importação é de 0,63 pela metodologia de Johansen e de 0,75 por FM-OLS.

Este resultado está próximo do grau de repasse cambial para os preços das manufaturas apresentado pela literatura internacional e do resultado de Prince e Kannebley (2013) para o agregado da indústria de transformação brasileira. Para os preços no atacado, as estimativas do repasse cambial de longo prazo ilustram um reduzido efeito das variações cambiais, sendo obtidas evidências de repasse cambial nulo para diversos setores por ambas as metodologias. A média das estimativas pelos modelos VCE foi de 0,18, enquanto pelos modelos uniequacionais, a média de repasse cambial foi de 0,05.

A princípio, ambos os resultados na média estariam de acordo com as evidências internacionais e nacionais sobre o tema, conforme apresentado na revisão da literatura. No entanto, a análise dos resultados demonstrou que as estimativas uniequacionais apresentaram parâmetros inconsistentes e não congruentes com a teoria. Já as estimativas pelos modelos VCE, por meio da possibilidade de imposição de restrições sobre os parâmetros, além da própria estimação em sistema, propiciou resultados que se adequaram às predições da teoria no que diz respeito à relação positiva entre o grau de repasse cambial dos preços de importação e dos preços ao atacado, bem como sua relação com a parcela de mercado dos produtos importados no mercado nacional e o nível tarifário médio do período. Essas evidências indicam que o repasse cambial para os setores da indústria de transformação brasileira está associado ao nível de proteção do mercado doméstico, que se manifesta, principalmente, pela capacidade dos produtos domésticos em mitigar o impacto das variações cambiais por meio de ajustamento de suas margens de lucro. Adicionalmente, verificou-se mais fortemente que o grau de repasse para os preços ao atacado está bastante relacionado ao coeficiente de insumos importados dos setores.

No entanto, a análise posterior também ressalta que o grau de repasse está relacionado às características do tipo de bens e sua relação com o mercado internacional. Conforme demonstrado pela análise de cluster, os setores produtores de bens intermediários ou de bens de capital apresentam um coeficiente médio de repasse cambial de 0,785 aos preços de importação e 0,250 aos preços no atacado.

No segundo grupo, composto majoritariamente por setores produtores de bens de consumo, verificou-se um nível de repasse cambial médio aos preços de importação de 0,392, e aos preços no atacado de 0,087. Além da associação com o CPI e o nível médio de proteção tarifária, os resultados também indicam maior grau de repasse para setores em que os produtos apresentam maior grau de diferenciação (bens de capital e setores mais intensivos em tecnologia) e são mais expostos à concorrência internacional (bens intermediários). Com isso, percebe-se que o maior grau de repasse cambial desses setores deve ter impacto relevante de suas variações de custos, decorrentes das variações cambiais, sobre a estrutura de custos e investimentos dos demais setores da economia.

### Referências bibliográficas

ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. *Revista de Economía*, Montevideo, v. 12, n. 1, p. 17-73, 2005.

BAILLIU, J.; FUJII, E. *Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation*. Bank of Canada. Seminar Series, Dec. 2003.

BARROSO, J. B. R. B. *Pricing to market by Brazilian exporters: a panel cointegration approach*. Banco Central do Brasil, mar. 2012. (Working Paper Series, n. 270).

BELAISCH, A. *Exchange rate pass-through in Brazil*. International Monetary Fund, Jul. 2003. (Working Paper, n. 3/141).

BILLMEIER, A.; BONATO, L. Exchange rate pass-through and monetary policy in Croatia. *Journal of Comparative Economics*, v. 32, n. 3, p. 426-444, 2004.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through to import prices. *The Review of Economics and Statistics*. Cambridge, v. 87, n. 4, p. 679-690, Nov. 2005.

\_\_\_\_\_; GOLDBERG, L. S. The sensitivity of the CPI to exchange rates: distribution margins, imported inputs, and trade exposure. *The Review of Economics and Statistics*. Cambridge, v. 92, n. 2, p. 392-407, May 2010.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n. 1 p. 29-61, abr. 2012.

DEVEREUX, M. B.; YETMAN, J. *Price setting and exchange rate pass-through: theory and evidence*. Bank of Canada, 2002.

DORNBUSCH, R. Exchange rates and prices. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 77, n. 1, p. 93-106, Mar. 1987.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Econometric Society, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FARUQEE, H. *Exchange rate pass-through in the euro area: the role of asymmetric pricing behavior*. International Monetary Fund, 2004. (IMF Working Papers, n. 04/14).

FEENSTRA, R. C. Symmetric pass through of tariffs and exchange rates under imperfect competition. *Journal of International Economics*, North-Holland, v. 27, p. 25-45, 1989.

FERREIRA, A.; SANSÓ, A. *Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures*. In: WORLD CONGRESS OF THE INTERNATIONAL ECONOMIC ASSOCIATION, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FROOT, K. A.; KLEMPERER, P. D. Exchange rate pass-through when market share matters. *The American Economic Review*, Pittsburgh, v. 79, n. 4, p. 637-654, Sept. 1989.

GOLDBERG, L. S.; DILLON, E. D. Why a dollar depreciation may not close the U.S. trade deficit. *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, v. 13, n. 5, Jun. 2007.

\_\_\_\_\_ ; KNETTER, M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? *Journal of Economic Literature*. Pittsburgh, v. 35, n. 3, p. 1243-1272, 1997.

HOOPER, P.; MANN, C. L. Exchange rates pass-through in the 1980s: the case of U.S. imports of manufactures. *Brookings Papers on Economic Activity*, Washington, D.C., v. 20, n. 1, p. 297-337, 1989.

IHRIG, J. E.; MARAZZI, M.; ROTHENBERG, A. D. *Exchange-rate pass-through in the G-7 countries*. Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance, Jan. 2006. (Discussion Papers, n. 851).

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics And Control*, v. 12, p. 231-254, Jun./Sept. 1988.

\_\_\_\_\_ ; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-209, 1990.

\_\_\_\_\_. Interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 67, n. 1, p. 93-104, Feb. 2005.

JUSELIUS, K. *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. Oxford University Press, 2006.

KANNEBLEY JÚNIOR, S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras. *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, v. 4, p. 435-463, 2000.

NOGUEIRA JÚNIOR, R. P. Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: is there a relationship? *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 64, n. 1, p. 49-56, mar. 2010.

NOGUEIRA, V. A.; MORI, R.; MARÇAL, E. F. *Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autoregressivos estruturais com correção de erros*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40, Anpec, 2012. *Anais...*

PHILLIPS, C. B. P. Optimal inference in cointegrated systems. *Econometrica*, Econometric Society, v. 59, n. 2, p. 283-306, Mar. 1991.

\_\_\_\_\_. Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica*. Econometric Society, v. 63, n. 5, p. 1023-1078, Sept. 1995.

\_\_\_\_\_; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, Stockholm, n. 57, p. 99-125, 1990.

PRINCE, D.; KANNEBLEY, S. K. J. Strong hysteresis in Brazilian imports: a panel cointegration approach. *Journal of Economic Studies*, Emerald, v. 40, n. 4, 2013.

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

TULK, D. *Exchange rate pass-through: theory and evidence*. Queens Economic Department Working Papers, Jan. 2004.

YANG, J. Exchange rate pass-through in US manufacturing industries. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, n. 79 p. 95-105, 1997.

## Apêndice

Tabela A1  
Procedimentos de ajuste dos modelos VCE

Setor	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Setor	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
10	1	2	0.295	0.244	0.154	22	4	2	0.802	0.414	0.310
11	1	1	0.186	0.493	0.147	23	3	2	0.122	0.305	0.185
12	2	2	-	-	-	24	1	2	0.145	0.101	0.113
13	3	2	0.309	0.257	0.723	25	1	2	0.196	0.069	0.505
14	3	2	0.131	0.448	0.484	26	2	2	0.622	0.514	0.161
15	1	1	0.787	0.463	0.278	27	2	2	0.209	0.006	0.159
16	3	2	0.095	0.080	0.702	28	3	2	0.967	0.796	0.568
17	3	2	0.737	0.311	0.616	29	2	2	0.511	0.284	0.743
18	2	2	0.232	0.005	0.560	30	3	2	0.457	0.104	0.146
20	1	2	0.885	0.491	0.316	31	1	2	0.738	0.078	0.005
21	4	2	0.168	0.432	0.603	32	2	2	0.173	0.153	0.106

(1) Defasagens modelo VCE. (2) Rank de cointegração conforme a estatística traço. (3) P-valor teste da razão de verossimilhança para as restrições impostas em alpha e beta. (4) P-valor teste de autocorrelação: estatística LM. (5) P-valor teste de normalidade: Dornik-Hansen estatística Jaque-Berra conjunta.

Tabela A2.1  
Estimativas das relações de cointegração pela metodologia de Johansen

Equação de longo prazo – preços de importação								
Setor	Pimp	Cdom		Câmbio		Cext		Constante
10	1	0.000		-0.409	***	0.838	***	4.503
11	1	-		-		-		-
12	1	-		-		-		-
13	1	0.000		-0.281	***	2.141	***	-2.638
14	1	0.000		-0.689	***	3.409	***	-4.668
15	1	1.000		-0.525	***	3.409	***	5.036
16	1	0.512	***	-0.553	***	1.000		2.820
17	1	0.164	***	-0.272	***	1.414	***	-0.132
18	1	0.386	***	-0.161	***	0.000		4.244
20	1	0.000		-0.223	***	1.505	***	-0.220
21	1	0.566	***	-0.776	***	0.000		9.210
22	1	0.555	***	-0.614	***	-0.326	***	9.295
23	1	0.262	***	0.000		1.000		1.239
24	1	0.144	***	0.000		1.000		0.500
25	1	0.200	***	-0.276	***	0.000		6.258
26	1	0.960	***	-0.142	***	3.585	***	-15.016
27	1	0.000		-0.270	***	-1.992	***	16.433
28	1	0.000		-0.292	***	-1.824	***	15.766
29	1	0.380	***	-0.390	***	1.000		1.913
30	1	0.345	***	-0.244	***	0.000		5.295
31	1	0.585	***	-0.710	***	1.000		3.955
32	1	0.628	***	-0.508	***	0.000		6.563

Significante em um nível de 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*)



Tabela A2.2  
Estimativas das relações de cointegração pela metodologia de Johansen

Equação de longo prazo - preços ao atacado								
Setor	Patac	Cdom		Câmbio		Cext		Constante
10	1	0.955	***	0.041	*	0.000		-0.178
11	1	0.641	***	0.000		0.831	***	-2.197
12	1	-		-		-		-
13	1	0.868	***	0.224	***	0.000		-1.486
14	1	1.000		0.000		2.124	***	-9.876
15	1	-		-		-		-
16	1	0.802	***	0.000		0.342	***	-0.712
17	1	0.744	***	0.234	***	0.000		-0.997
18	1	1.000		0.067	***	0.446	***	-2.688
20	1	-		0.469	***	1.047	***	-6.633
21	1	0.753	***	0.000		0.000		1.132
22	1	0.496	***	0.489	***	1.000		-6.879
23	1	0.669	***	0.200	***	0.583	***	-2.991
24	1	0.261	***	0.641	***	1.000		-7.204
25	1	1.000		0.000		0.047		0.158
26	1	-0.841	***	0.495	***	-1.962		12.966
27	1	0.855	***	0.000		0.000		0.526
28	1	0.869	***	0.272	***	1.244	**	-7.701
29	1	1.000		0.324	*	8.767	***	-34.495
30	1	0.775	***	0.079	**	-0.293	***	1.630
31	1	0.817	***	0.000		-0.476	**	3.036
32	1	1.000		0.078	***	0.000		-0.735

Significante em um nível de 10%(\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*).

Tabela A3.1  
Estimativas dos vetores de cointegração pela metodologia FM-OLS

Equação de longo prazo - preços de importação								
Setor	Patac		Câmbio		Cext		Constante	
10	0.238	***	-0.506	***	0.523	***	5.780	***
11	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-
12	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-
13	0.077		-0.214	***	2.108	***	-3.453	**
14	0.643	***	-0.417	***	1.218	***	0.465	**
15	-0.089		0.002		3.061	***	-9.143	***
16	0.488	***	-0.521	***	0.148		6.545	***
17	0.158	***	-0.288	***	1.403	***	0.101	
18	0.319	***	-0.106		0.814		0.356	
20	0.321	***	-0.429	***	0.702	***	3.931	**
21	0.372	*	-0.722	***	0.988		5.033	*
22	-0.072		-0.168	***	0.879	***	2.494	***
23	-0.150	*	-0.009		0.970	***	0.961	
24	0.274	**	-0.435	***	0.562	***	4.665	***

Continua...

Tabela A3.1 – Continuação

Equação de longo prazo - preços de importação								
Setor	Patac		Câmbio		Cext		Constante	
25	0.419	***	-0.351	***	-0.263		7.147	***
26	0.344	***	0.206	***	1.934	***	-4.633	***
27	0.099		-0.182	**	0.161		5.223	
28	0.421	***	-0.244	***	1.812	**	-3.419	
29	-0.026		-0.185	***	2.721	***	-6.097	***
30	0.001		0.121	**	0.458	***	1.440	**
31	0.138		-0.178	*	2.242	***	-4.688	
32	0.150	***	-0.327	***	4.096	***	-11.862	**

Significante em um nível de 10%(\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*).

Tabela A3.2

Estimativas dos vetores de cointegração pela metodologia FM-OLS

Equação de longo prazo - preços ao atacado								
Setor	Cdom		Câmbio		Pimp		Constante	
10	0.953	***	0.026		0.032	***	0.114	
11	0.776	***	0.547	***	-0.031		-3.900	***
12	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-
13	0.761	***	0.094	***	0.043		-	-
14	0.460	***	-0.113	***	0.066		3.233	***
15	0.793	***	-0.020		0.341	***	2.658	***
16	1.059	***	-0.248	***	-0.233	**	3.050	***
17	0.772	***	0.233	***	-0.010		-1.075	
18	1.059	***	0.062	***	0.127	***	-1.450	***
20	0.883	***	0.098	**	0.097		-0.789	
21	0.660	***	-0.123	***	-0.009		2.725	***
22	1.251	***	-0.248	***	0.713	***	4.401	***
23	0.808	***	0.128	***	0.220	**	-1.285	*
24	0.666	***	0.550	***	0.549	***	-6.071	***
25	1.002	***	-0.013		0.135	*	-0.557	
26	-0.956	***	0.691	***	-0.319	*	4.061	***
27	1.113	***	-0.241	***	0.400	***	3.472	***
28	0.862	***	0.010		-0.205	*	1.460	**
29	0.998	***	-0.270	***	0.585	***	5.177	***
30	0.726	***	0.081	**	0.387	***	2.281	***
31	0.813	***	-0.066	***	-0.027		1.583	***
32	1.080	***	0.002		0.179	***	0.450	

Significante em um nível de 10%(\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*).