



Economia e Sociedade

ISSN: 0104-0618

ISSN: 1982-3533

Instituto de Economia da Universidade Estadual de
Campinas

Ferreira, Giuliano de Queiroz; Mattos, Leonardo Bornacki de
O grau de *exchange rate pass-through* na economia brasileira no período pós Real
Economia e Sociedade, vol. 30, núm. 2, 2021, Maio-Agosto, pp. 311-350
Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas

DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2021v30n2art02>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=395272519002>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais informações do artigo
- ▶ Site da revista em redalyc.org

UABM redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

O grau de *exchange rate pass-through* na economia brasileira no período pós Real *

Giuliano de Queiroz Ferreira **

Leonardo Bornacki de Mattos ***

Resumo

O problema de pesquisa desse artigo encontra-se associado à identificação do grau de repasse cambial para os preços das exportações e importações referente à economia brasileira. Estima-se o grau de repasse cambial, entre janeiro de 2000 e junho de 2016, por meio dos modelos *ARDL* e *DOLS* para dados em painel. Adicionalmente, utiliza-se o filtro de Kalman na estimação dos repasses cambiais variáveis no tempo. Os resultados empíricos evidenciam a existência de um grau de repasse cambial para os preços das exportações incompleto e inferior ao obtido para as importações (valor médio de 36% e 100%, respectivamente). Nesse contexto, as políticas econômicas que visam elevar as exportações brasileiras, via depreciação cambial, podem não ser o instrumento mais adequado de fomento do crescimento econômico, considerando o baixo grau de competitividade das exportações e o potencial impacto do alto grau de repasse cambial para os preços das importações sobre o nível geral de preços.

Palavras-chave: Repasse cambial, Comércio internacional, Importações, Exportações.

Abstract

The degree of exchange rate pass-through in the Brazilian economy after the Real

The research problem of this paper involves the identification of the exchange rate pass-through to the export and import prices in the Brazilian economy. The exchange rate pass-through is estimated for the period from January 2000 to June 2016, using *ARDL* and *DOLS* models applied to panel data. Additionally, the Kalman filter is used to estimate the time-varying exchange rate pass-through to the export and import prices. The empirical results show the existence of an incomplete pass-through to the export prices that is also lower than the import prices (average values of 37% and 98%, respectively). In this context, economic policies aiming to increase Brazilian exports via currency depreciation may not be the most suitable instrument to boost economic growth, based on the low level of export competitiveness and the potential impact of the high degree of exchange rate pass-through to the import prices on the broad price level index.

Keywords: Exchange rate pass-through, International trade, Imports, Exports.

JEL: F1, F14, F19.

Introdução

A execução da política monetária no Brasil durante o período pós-Plano Real compreende duas fases. Durante a primeira, de 1995 a 1999, os principais instrumentos de política monetária foram as reservas internacionais não emprestáveis e a taxa básica de juros de curto prazo do Banco Central, em um ambiente de câmbio fixo. A partir de 1999 até os dias atuais, o regime de câmbio

* Artigo recebido em 23 de novembro de 2017 e aprovado em 18 de fevereiro de 2021.

** Professor do Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP), Ribeirão Preto, SP, Brasil. E-mail: giudqf@usp.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2882-0011>.

*** Professor associado do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), Viçosa, MG, Brasil. E-mail: lmmattos@ufv.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4519-231X>.

passou a ser flutuante¹ e a taxa básica de juros, a Selic, ocupou o espaço de principal instrumento utilizado pela autoridade monetária na adoção de suas políticas. Nesse período, o Brasil passou por um processo de abertura comercial e financeira, o que proporcionou uma elevação do fluxo de comércio internacional.

Com a adoção do câmbio flutuante em uma economia com um maior grau de internacionalização, a análise do impacto do repasse das variações cambiais para os índices de preços domésticos, os preços das exportações e importações (*exchange rate pass-through, ERPT*) assume um papel fundamental. Primeiro, devido à adoção do regime de metas de inflação, a compreensão da magnitude dos impactos do *ERPT* sobre o comportamento dos índices de preços torna-se essencial. Segundo, o entendimento dos determinantes da fixação dos preços das exportações e importações é essencial ao desenvolvimento de estratégias de comércio internacional. Nesse sentido, Sachsida e Teixeira (2004) observam que os sucessivos déficits comerciais ao longo da década de 1990 despertaram dúvidas quanto à adequação das políticas cambiais adotadas naquele período. Nesse contexto, o *ERPT* assume um papel central no debate sobre a eficácia da política cambial (Balanço de Pagamentos) e monetária (controle dos preços e produto).

A definição do termo *exchange rate pass-through* está associada aos efeitos das variações das taxas de câmbio sobre: 1) o nível geral de preços; 2) o investimento estrangeiro; 3) o volume de comércio internacional e 4) os preços das importações e exportações (Tejada et al., 2008). Em especial, o efeito das variações cambiais é considerado completo sobre o índice de preços quando este é integralmente repassado para os preços domésticos. Caso a análise seja realizada com relação aos preços das exportações, o *ERPT* é completo quando ocorre um ajuste de magnitude idêntica e de direção oposta nos preços em Dólar dos produtos exportados, como resultado de uma variação cambial. Por fim, o repasse é completo com relação aos preços das importações, quando esses refletem com a mesma magnitude e direção as variações cambiais. As avaliações empíricas encontradas na literatura econômica convergem para resultados de um *ERPT* incompleto para os preços gerais, das exportações e das importações.

Um aspecto relevante para a política monetária, fiscal e cambial refere-se ao efeito trazido pelos grandes eventos econômicos (crises cambiais, mudanças drásticas de regimes políticos, choques tecnológicos e depressões econômicas) à efetividade do mecanismo de transmissão monetária e cambial sobre os preços. Ademais, o fluxo de comércio internacional e o grau de *ERPT* para os preços das importações e exportações também são potencialmente impactados (Cukierman, 2013).

A crise financeira global que iniciou-se em 2007 nos Estados Unidos afetou severamente o mecanismo de transmissão e negativamente o fluxo de comércio internacional. A resposta do *Federal Reserve (FED, Banco Central dos Estados Unidos)* foi adotar uma política monetária alternativa, o *quantitative easing*. Estes foram programas de compra de ativos realizados pelo *FED* em larga escala, junto aos bancos, com o objetivo de elevação da base monetária. A crise financeira global que iniciou-se nos EUA, atingiu com maior severidade as demais economias mundiais a partir do segundo semestre de 2008, (Feenstra et al., 2012). Nesse contexto, é importante destacar as

(1) Desde a adoção do câmbio flutuante testemunha-se momentos de intervenção do Banco Central no mercado de câmbio, (Carneiro; Wu, 2004).

alterações que ocorreram nos preços das importações e das exportações, conforme apresentado no Gráfico A1 do Anexo A.

Nos dezessete primeiros anos das duas primeiras décadas de 2000 destacam-se dois momentos principais de instabilidade na economia brasileira: o período da eleição presidencial de 2002 e a crise financeira global de 2007. O período de transição de um governo de direita para um de esquerda foi marcado por um aumento do grau de aversão ao risco com relação à economia brasileira. Os meses compreendidos entre o início do ano 2000 até meados de 2003 foram caracterizados por um ambiente de extrema volatilidade econômica e recorde histórico do risco país. Nesse contexto, espera-se por alterações no mecanismo de transmissão das variações cambiais sobre a economia.

Um grande número de estudos empíricos recentes reforça os efeitos do *ERPT* sobre os preços das importações e das exportações. Menon (1995) realiza um levantamento dos principais estudos empíricos com relação ao grau de *ERPT* para os preços das exportações e importações e conclui que, das 46 pesquisas, somente 6 encontraram um grau completo (ou marginalmente diferente de um), sendo que as demais apresentaram um repasse incompleto. Goldberg e Campa (2002) analisam também o repasse cambial para os preços das importações para 25 países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico), considerando o período de 1975 a 1999. Os autores encontram um *ERPT* médio de longo prazo de aproximadamente 77%.

Marazzi et al. (2005) documentam a redução do *ERPT* para os preços das importações ocorrida nos Estados Unidos, de um valor médio de 50% para aproximadamente 20% durante a década de 1990. Os autores salientam que a redução das importações de insumos industriais intensivos em *commodities* e a presença crescente de exportadores chineses nos EUA são prováveis candidatos a explicar a redução do repasse cambial. Em Barhoumi (2006) é avaliado o *ERPT* para um painel de 24 países em desenvolvimento, considerando o período de 1980 a 2003. O autor encontra um repasse cambial médio de longo prazo para os preços das importações de 74,05%.

Por sua vez, Marazzi e Sheets (2007) e Ceglowski (2010) identificam reduções no *ERPT* para os preços das exportações desde a crise asiática de 1997 em diversos países, incluindo o Japão. Essa redução poderia ser atribuída à composição da pauta de exportações, que teria sido direcionada para produtos manufaturados em substituição aos básicos. Marques e Mallick (2010) investigam o grau de repasse cambial para os preços das exportações da Índia utilizando dados mensais e anuais setoriais desagregados, considerando o período de 1996 a 2006. O *ERPT* de curto prazo encontrado foi de 44,30% e 82,50%, respectivamente para os dados mensais e anuais. Em Sanderson e Fabling (2015) explora-se a influência da moeda utilizada no comércio exterior e as características das firmas na determinação do grau de *ERPT* na Nova Zelândia entre 2004 e 2010. No curto prazo, o repasse cambial apresenta-se determinado pela moeda utilizada nas transações comerciais. O *ERPT* encontrado para os preços das exportações das empresas que utilizam o *PCP* foi de 9%, enquanto as firmas que utilizam o *LCP*² apresentaram um grau de repasse cambial de 83%.

(2) Refere-se a moeda em que o comércio internacional é realizado: o *PCP* (*producer currency pricing*) e *LCP* (*local currency pricing*). No *PCP* o exportador definiria o preço do bem exportado em sua moeda local, não sendo afetado por variações cambiais (o *ERPT* seria nulo para os preços das exportações e completo para os importados). O *LCP* assume que a definição do preço das exportações ocorreria na moeda do país importador, assim, o produtor seria potencialmente afetado pelas oscilações cambiais (o *ERPT* seria completo para os preços das exportações e nulo para os importados), Goldberg e Knetter (1997).

Correa (2012) avalia o grau do *ERPT* para os preços das exportações para o período compreendido entre 1995 e 2005. O autor estima um modelo de *defasagem distribuída* para cada um dos 26 setores da economia e encontra evidência de maiores repasses cambiais para os setores de menor conteúdo tecnológico. Por fim, Kannebley Jr. et al. (2016) analisam o grau de repasse cambial para os preços das importações de 19 setores da economia brasileira e, também, os impactos no IPA-DI de cada setor, por meio da utilização de um *VEC* e do *FMOLS* (*Fully Modified Ordinary Least Squares*) compreendendo o período de 1999 a 2012. Os autores estimam os valores médios do *ERPT* de 63% e 18% e 76% e 5%, por meio dos modelos *VEC* e *FMOLS* respectivamente, para os preços das importações e para o IPA-DI.

O problema de pesquisa desse artigo encontra-se associado com a identificação do grau de repasse cambial para os preços das exportações e importações para a economia brasileira. A hipótese a ser testada é se o grau de repasse das variações cambiais para os preços das exportações e importações é incompleto. Um pressuposto adicional a ser testado é o de que os dois maiores desafios enfrentados pela economia doméstica a partir do ano 2000 (a transição de um governo de direita para um de esquerda e a crise financeira global iniciada em 2007 nos Estados Unidos), tenham afetado o grau de *ERPT* para os preços das exportações e importações. Dessa forma, procura-se estimar o *ERPT* abrangendo o período de janeiro de 2000 a junho de 2016, considerando-se três intervalos distintos: de janeiro de 2000 a junho de 2003, de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a junho de 2016. Mais precisamente, estima-se o *ERPT* para os preços das exportações e das importações por meio da utilização de dados em painel dos principais setores da economia que compõe a pauta de comércio internacional brasileira. Espera-se que as relações de cointegração e os ajustes de curto prazo se comportem diferentemente entre os períodos. Adicionalmente, realiza-se a estimação dos coeficientes do *ERPT* variáveis no tempo para os setores desagregados da economia.

A motivação da pesquisa reside na relevância da identificação do grau de *ERPT* existente na economia brasileira. A aplicabilidade dos resultados relaciona-se com a sua importância no sentido de elevar a efetividade das políticas monetária e cambial e a adequabilidade das estratégias de políticas comerciais adotadas no país. A importância deste estudo traduz-se nas diferenças que apresenta em comparação à literatura empírica que aborda o tema para a economia brasileira. Esse trabalho se diferencia dos demais, que centram as respectivas análises para a economia brasileira, em três pontos: i) a identificação de uma relação de repasse cambial de longo prazo, obtida por meio de dados de setores desagregados da economia; ii) a adoção da estratégia de estimação em três períodos distintos que contribui para o entendimento mais profundo do comportamento dinâmico do repasse cambial; iii) a avaliação setorial do grau de repasse cambial para os preços das exportações e importações, com o objetivo de identificar o comportamento setorial durante o período analisado.

O restante do artigo está organizado como segue: A seção 1 apresenta o modelo teórico a ser estimado. A seção 2 define a estratégia metodológica. Na seção 3 serão apresentados os resultados abrangendo os três períodos do estudo e os coeficientes variáveis no tempo. Por fim, a seção 4 reforça os principais resultados e tece algumas considerações finais.

1 Referencial teórico

A constatação da magnitude e dos fatores que influenciam o *exchange rate pass-through* assume duas vertentes na literatura: a macro e a microeconômica. A primeira relaciona-se com o repasse cambial para o nível geral de preços. Já o enfoque microeconômico busca explicar o fenômeno com base na organização industrial, relacionando os repasses cambiais aos diversos setores da economia.

Goldberg e Knetter (1997) realizam uma revisão do enfoque microeconômico do *ERPT* e identificam a importância da moeda em que o comércio internacional é realizado: no *PCP* o *ERPT* seria nulo para os preços das exportações e completo para os importados, no *LCP* teríamos o oposto. A existência de um *pass-through* incompleto poderia ser explicada por diversos fatores, dos quais destaca-se a existência de um *pricing to market* (*LCP*) imperfeito, de custos de menu, de contratos de derivativos cambiais, de alterações nos custos dos insumos importados e de contratos de comércio exterior de longo prazo implícitos ou explícitos.

A existência de um *pricing to market* imperfeito origina-se dos modelos de definição de preços em um ambiente de competição monopolística, onde as firmas ajustariam seu *markup* de acordo com a elasticidade-preço da demanda. Nesse sentido, os exportadores poderiam reduzir seu *markup* no caso da ocorrência de uma depreciação da moeda do país de origem dos importadores (Dornbusch, 1987; Krugman, 1987). Os custos de menu e a existência de contratos de comércio exterior de longo prazo estariam associados à rigidez nominal dos preços dos bens. Por fim, a utilização de contratos com o objetivo de proteção contra a variação cambial atuaria no sentido contrário ao ajustamento dos preços.

Os estudos empíricos recentes corroboram a hipótese da existência de um repasse incompleto para os preços, o que seria uma evidência contra a Lei do Preço Único. O modelo para análise do *ERPT* origina-se da afirmação da Lei do Preço Único conforme apresentado a seguir.

1.1 *Pass-through* para os preços das exportações

A relação empírica proposta por Hooper e Mann (1990) é o ponto inicial para a determinação do modelo a ser estimado. Esses autores argumentam que as firmas exportadoras fixam seus preços aplicando um *markup* sobre os custos marginais, baseado em um ambiente de concorrência imperfeita e maximização de lucros. Menon (1995) parte do modelo de *markup* e desenvolve uma relação log-linear com o objetivo de estimar o *ERPT*. A equação (1) descrita a seguir representa a associação entre o preço doméstico das exportações em moeda estrangeira (P^{ex}) e o *markup* (MK), onde e é a taxa de câmbio nominal e CM o custo marginal (esse modelo também é utilizado por Goldberg e Campa (2005), Sekine (2006) e Barhoumi (2006)). Quando se define o *markup* como resultado da pressão competitiva do mercado externo (preços das exportações no mercado internacional, P^{ei}) obtém-se a relação (2) e deriva-se a equação (3) que é loglinearizada em (4), após algumas manipulações algébricas:

$$P^{ex} = (1 + MK) (CM/e) \quad (1)$$

$$(1 + MK) = (P^{ei}/(CM/e))^{\eta} \quad (2)$$

$$P^{ex} = (P^{ei})^\alpha (CM/e)^{(1-\alpha)} \quad (3)$$

$$\ln P^{ex} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(CM) - \alpha_2 \ln(e) + \alpha_3 \ln(P^{ei}) \quad (4)$$

O parâmetro α_2 representa o coeficiente de *ERPT* a ser estimado. Dessa forma, caso $\alpha_2=1$ o repasse sobre o preço das exportações será completo, se $\alpha_2=0$ será nulo, ou incompleto caso o valor estimado se encontre entre 0 e 1. Espera-se uma relação positiva entre o custo marginal e o preço internacional das exportações com o preço doméstico das exportações. Nesse contexto, define-se a equação de estimação do *ERPT* para os preços das exportações com base no modelo proposto por Menon (1995) aplicado aos dados em painel:

$$P^{ex}_{it} = \Phi_{0i} + \Phi_{1i}CM_{it} + \Phi_{2i}e_t + \Phi_{3i}P^{ei}_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Onde $i = 1, \dots, 20$, denota os vinte setores da economia brasileira nos quais as firmas exportadoras estão inseridas (Tabela 1 do Anexo 1) e $t = 1, \dots, k$ são os períodos de tempo. P^{ex}_{it} é o índice de preços doméstico das exportações, CM_{it} o índice de custo de produção, P^{ei}_{it} é o índice de preços das exportações internacionais, e_t a taxa de câmbio nominal venda à vista de final de período e ϵ_{it} um termo de erro aleatório.

O índice de preços doméstico das exportações por setor seguiu a classificação do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) CNAE 2.0. Como proxy para os PE's foram utilizados os índices de preços das exportações setoriais dos Estados Unidos classificadas de acordo com a metodologia *BEA End Use*³. O índice de custo de produção setorial foi elaborado a partir de uma média ponderada dos custos de produção domésticos. Nesse contexto, o IPA-DI representou os custos dos insumos internos e o índice geral de preços das importações domésticas calculado em Reais, os insumos importados. Como fator de ponderação foram utilizados os coeficientes técnicos setoriais dos insumos nacionais e importados disponíveis nas matrizes de insumo produto de 2000, 2005 e 2010, gerados pelo IBGE. A metodologia de definição do índice de custo de produção segue Guimarães et al. (2010), que inclui um componente importado, um doméstico e os encargos salariais (índice de salário da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo – FIESP), ponderado pelos coeficientes técnicos da matriz de insumo produto⁴.

Devido à utilização de bases de dados diferentes, com o envolvimento de séries internacionais, observou-se a inexistência de uma compatibilização exata entre as distintas classificações setoriais de agrupamento dos dados. Procurou-se compatibilizar as diferentes informações por meio de técnicas de pesquisa que objetivaram reduzir as limitações impostas por essa dificuldade.

(3) Os índices de preços das exportações setoriais dos EUA foram escolhidos como *proxy* baseado na participação significativa que a economia americana possui no comércio internacional com o Brasil e o resto do mundo.

(4) Acredita-se que o IPA-DI e o índice geral de preços das importações refletem as oscilações das demais variáveis utilizadas por Guimarães et al. (2010) no desenvolvimento de seu índice de custo doméstico (índice de preços das importações, IPA setorial, índice de preços de energia elétrica industrial e encargos trabalhistas).

1.2 *Pass-through* para os preços das importações

A relação empírica de estimação do *ERPT* para os preços das importações também parte do modelo de *markup* apresentado nas equações de (1) a (4). Adicionalmente, Goldberg e Campa (2005) e Barhoumi (2006) salientam a importância das condições da demanda do mercado doméstico como determinante dos preços das importações, via ajuste nos custos marginais. Nesse contexto, deriva-se a equação de estimação do *ERPT* para os preços das importações⁵:

$$P^m_{it} = \theta_{0i} + \theta_{1i}PPI_{it} + \theta_{2i}PCOM_t + \theta_{3i}PIB_t + \theta_{4i}e_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Onde $i = 1, \dots, 20$, denota os vinte setores da economia brasileira nos quais as firmas importadoras estão inseridas (Tabela A2 do Anexo A) e $t = 1, 2, \dots, k$ são os períodos de tempo. P^m_{it} é o índice de preços doméstico das importações, PPI_{it} e $PCOM_t$ representam respectivamente o PPI setorial (*Producer Price Index*) dos Estados Unidos e o índice de preços internacional das *commodities* (que objetivam captar a pressão sobre a determinação do *markup* e o impacto da variação dos custos de produção das empresas exportadoras, respectivamente), PIB_t denota o PIB real mensal (janeiro de 2000=100)⁶ do Brasil (variável que capta a influência da pressão de demanda doméstica sobre o preço das importações), e_t denota a taxa de câmbio nominal venda à vista de final de período e ϵ_{it} um termo de erro aleatório. Ressalta-se que o índice de preços doméstico das importações por setor seguiu a classificação do IBGE, CNAE 2.0.

O parâmetro θ_5 representa o coeficiente de *ERPT* a ser estimado. Assim, caso $\theta_5=1$ o repasse para o preço das importações será completo, se $\theta_5=0$ será nulo, ou incompleto caso o valor estimado se encontre entre 0 e 1. Espera-se uma relação positiva entre o PPI, o índice de preços das *commodities* e o PIB real brasileiro com o índice de preços doméstico das importações.

2 Metodologia

A abordagem recente vem investigando o grau de *ERPT* por meio da metodologia *VAR/VEC* (Swift, 2004; Faruquee, 2006; Marques; Mallick, 2010; Choudhri; Hakura, 2012; Fraga; Couto, 2014; Kannebley Jr. Et al., 2016), do *PDOLS* (Price et al., 2003; Thorbecke; Kato, 2012), *FMOLS*⁷ (Barhoumi, 2006 e Kannebley Jr. Et al., 2016), do coeficiente variável no tempo (Sekine, 2006; Marazzi; Sheets, 2007; Rodriguez et al., 2007; Tejada; Silva, 2008; Shioji, 2012, 2015) e do *ARDL* para dados em painel (Barhoumi, 2006; Marques; Mallick, 2010 e Aguerre et al., 2012).

A análise empírica deste estudo baseia-se na econometria de dados em painel. É importante salientar que os modelos teóricos que abordam o repasse cambial (Krugman, 1987; Dornbusch, 1987, dentre outros), enfatizam a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços das importações e exportações e o repasse cambial. Nesse contexto, os modelos contidos nas

(5) Marazzi et al. (2007) utilizam a mesma equação na estimação do *ERPT* para os preços das importações, selecionando o PPI/CPI dos EUA e o índice de preços das *commodities* como proxies para o custo marginal de produção. Sekine (2006) também estima o *ERPT* para os preços das importações por meio da equação (6) utilizando-se do CPI dos EUA e do índice de preços das *commodities* na representação dos custos, diferente de Goldberg e Campa (2005) que optam pela utilização do custo unitário do trabalho.

(6) Ajustado sazonalmente por meio da metodologia Census X-13 Arima desenvolvido pelo *Census Bureau* dos EUA.

(7) *Fully Modified Ordinary Least Square*.

equações (5) e (6) serão estimados por meio de métodos econométricos objetivando obter as relações de equilíbrio de longo prazo: *ARDL* para dados em painel não estacionários heterogêneos e o *PDOLS* (Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos para dados em painel)⁸. O motivo da utilização de dois métodos distintos baseia-se no fato da existência de períodos de estimação com dimensões temporais diferentes (o *PDOLS* é menos sensível a estimação para amostras pequenas). Ademais, é uma forma de testar a robustez dos resultados por meio da sua comparação. Por fim, utiliza-se o método dos parâmetros variáveis no tempo, objetivando identificar o comportamento do *ERPT* para cada setor desagregado da economia dentro do período analisado.

2.1 *ARDL* para dados em painel não estacionários heterogêneos

Recentemente, a literatura de dados em painéis dinâmicos orientou-se pelo estudo de situações em que o número de observações da seção cruzada (N) e de séries temporais (T) são ambos grandes⁹ (Barhoumi, 2006; Marques e Mallick, 2009; Aguerre et al., 2012; Vermeulen e Haan, 2014, dentre outros). Os embasamentos econométricos de painéis dinâmicos assintóticos com N e T grandes são diferentes daqueles tradicionalmente utilizados para um N grande e um T relativamente pequeno. Os painéis com séries temporais curtas normalmente baseiam-se nos estimadores de efeito fixo ou aleatórios ou numa combinação de variáveis instrumentais. Esses métodos permitem apenas que o intercepto seja diferente entre os grupos. A literatura aplicada a contextos em que tanto o N quanto o T são grandes salienta que o pressuposto de homogeneidade dos coeficientes de inclinação normalmente não é confirmado (Pesaran et al., 1997, 1999; Phillips; Moon, 2000; Shin et al., 2003). Ademais, com o aumento da extensão das séries temporais, dados em painel dinâmico com N e T grandes devem incorporar a avaliação da não estacionariedade no procedimento econométrico (Blackburne e Frank (2007, p. 197)).

O modelo de correção de erros para dados em painel é uma extensão da econometria de séries temporais cointegradas. Dessa forma, a regressão é realizada por meio da técnica de cointegração para dados em painel não estacionários heterogêneos, conforme apresentado em Blackburne e Frank (2007)¹⁰ e aplicado por Feenstra et al. (2007), Marques e Mallick (2009), dentre

(8) A abordagem *ARDL* possui a vantagem de gerar coeficientes consistentes, robustos a presença de endogeneidade e as variáveis com ordens de integração diferentes (inferiores a $I(2)$), desde que os fatores comuns não observáveis de cada painel sejam serialmente não correlacionados e também não correlacionados com os regressores (Pesaran e Shin, 1999 e Asteriou e Monastiriotis, 2004). Um pressuposto importante para a consistência do modelo *ARDL* é a ausência de autocorrelação serial que é obtida pela inclusão de variáveis dependentes e independentes defasadas, em sua forma de correção de erros. A principal desvantagem desse método ocorre quando a dimensão do tempo não é suficientemente longa e o número de defasagens é incorretamente especificado (Pesaran et al., 2015). Stock e Watson (1993) apresentam evidência, baseada em simulações de Monte Carlo, do desempenho superior do método de *DOLS* em amostras pequenas, quando comparado a outros estimadores. Kao e Chiang (2000) demonstram que os estimadores *DOLS*, apresentam melhores propriedades em amostras finitas quando comparado ao *OLS* e ao *FMOLS*. Ademais, Wagner e Hlouskova (2010) salientam que o *DOLS* é menos sensível, do que outros estimadores, ao impacto de raízes autoregressivas estáveis aproximando-se do círculo unitário, à presença de um processo $I(2)$ e a existência de endogeneidade e autocorrelação.

(9) Veja Baltagi e Kao (2000) para uma extensa discussão a respeito das regressões espúrias, dos testes de estacionariedade e de cointegração para dados em painel. Ademais, os autores abordam as melhores técnicas de estimação considerando os valores de N e T , com o objetivo de estimar coeficientes não viesados, reforçando a superioridade do *DOLS* sobre o *OLS* e *FMOLS* na estimação de dados em painel cointegrados. Wagner e Hlouskova (2010) reforçam a superioridade da performance do *PDOLS* sobre os demais métodos de estimação de equações não simultâneas, mesmo na presença de amostras grandes.

(10) Os autores baseiam sua apresentação no modelo *ARDL* com correção de erros para dados em painel desenvolvido em Pesaran et al. (1997, 1999).

outros. A utilização do modelo *ARDL* com o termo de correção de erros para dados em painel é adequada na presença de variáveis com raiz unitária. Caso as variáveis sejam $I(1)$ e cointegradas, então o termo de erro será um processo $I(0)$ para cada painel. A principal característica das variáveis cointegradas é a sua resposta aos desvios do equilíbrio de longo prazo. Nesse cenário, um modelo de correção de erros implica em que a dinâmica de curto prazo das variáveis seja influenciada pelos desvios do equilíbrio. Baseado em um modelo autoregressivo de defasagem distribuída (p, q_1, \dots, q_k) para dados em painel dinâmicos tem-se:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Onde $i = 1, 2, \dots, N$ é o número de grupos (são os setores da economia, conforme apresentado nos Anexos B e C), $t = 1, 2, \dots, T$ representa o tempo (definido de acordo com os três períodos de estimação: de janeiro de 2000 a junho de 2003, de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a junho de 2016), y_{it} é o regressando (o índice de preço das exportações e das importações dos setores da economia analisados¹¹), $X_{i,t-j}$ denota um vetor contendo os regressores (*ERPT* para o preço das exportações (taxa de câmbio nominal, índice de custo de produção, índice de preços das exportações internacionais), *ERPT* para o preço das importações (PPI setorial dos EUA, índice de preço das *commodities* e o PIB real do Brasil)), δ'_{ij} representa um vetor contendo os coeficientes dos regressores, λ_{ij} são os coeficientes dos termos do regressando, μ_i denota o efeito específico de cada grupo e ε_{it} é o termo de erro aleatório. É permitida a inclusão de um termo de tendência e de outros regressores fixos.

No caso de variáveis cointegradas, é possível definir um modelo de correção de erros pelo qual sua dinâmica de curto prazo no sistema é influenciada pelo desvio do equilíbrio de longo prazo. Desse modo, a reparametrização da equação (7) gera a equação de correção de erros abaixo, que é utilizada na estimação de dados em painel não estacionários heterogêneos:

$$\Delta y_{it} = \phi_i(y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Em que o termo entre parênteses constitui a relação de longo prazo entre o regressando e as variáveis explicativas, Δ é o operador de primeira diferença, ϕ_i procura mensurar a velocidade do ajuste da correção de erros (Blackburne e Frank (2007)). O interesse principal reside no vetor de parâmetros θ'_i visto que seus valores mensuram o impacto das variações nos regressores sobre a variável dependente.

Quanto à seleção do modelo *ARDL*, utilizou-se os critérios de informação e a estatística LR na determinação do número de defasagens, iniciando o processo com 4 defasagens (um número suficientemente rico de informações¹²). Os critérios utilizados convergiram para a utilização de 2 defasagens em todos os períodos. A definição do número de vetores de cointegração ocorreu por meio da aplicação do teste de Pedroni (1997) – com suas sete estatísticas de avaliação –, de Johansen-Fisher (Maddala; Wu, 1999) – com a utilização de até duas defasagens e com um

(11) Os setores incluídos representam aproximadamente o total de 98% das exportações e 95% das importações, considerando o período analisado. O critério de seleção dos setores baseou-se na sua participação individual com relação ao total das exportações e importações.

(12) Sekine (2006) utiliza três meses em sua estrutura de defasagens e enfatiza o fato do *ERPT* para os preços das exportações e importações ser um fenômeno de rápido ajuste, conforme identificado por outros autores empiricamente.

intercepto na equação de cointegração –, e do teste de Kao (1999) – com até duas defasagens¹³. Ademais, a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis foi validada pela significância estatística do coeficiente do termo de correção dos erros a um nível de 5% de significância. O critério de informação de Akaike foi utilizado na seleção do número de defasagens, e o nível de significância considerado foi de 5%, em todas as situações exigidas. Por fim, as estimativas dos parâmetros do modelo foram realizadas por meio do método MG proposto por Pesaran e Smith (1995) e PMG elaborado por Pesaran et al. (1999)¹⁴.

2.2 Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (*DOLS*) e para Dados em Panel (*PDOLS*)

O *DOLS* é uma aplicação adaptada dos Mínimos Quadrados Ordinários (*OLS*, *Ordinary Least Squares*) para regressões de séries temporais. Caso exista uma relação de cointegração entre as variáveis em análise, a estimação por meio do *OLS* será consistente. Stock e Watson (1993) incluíram lags e leads dos regressores com o objetivo de eliminar o efeito *feedback* no sistema de cointegração. Dessa maneira, um estimador assintoticamente eficiente é obtido, onde o termo de erro é ortogonal a todas as inovações estocásticas dos regressores passados. Mark e Sul (2003) estendem o modelo (*DOLS*, *Dynamic OLS*) à modelagem de dados em painel com a inclusão do efeito fixo, da tendência heterogênea e do efeito do tempo comum aos setores da economia (efeito fixo para o tempo). De acordo com o modelo proposto pelos autores, cada setor da economia seguiria a representação triangular a seguir:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_{it} + \theta_t + \gamma'x_{it} + u_{it} \quad (9)$$

Em que $i = 1, 2, \dots, N$ é o número de grupos (são os setores da economia, conforme apresentado nos Anexos B e C), $t = 1, 2, \dots, T$ é o tempo (definido de acordo com os três períodos de estimação: de janeiro de 2000 a junho de 2003, de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a junho de 2016), $(1, -\gamma')$ representa o vetor de cointegração entre y_{it} e x_{it} (idêntico entre os setores da economia), y_{it} denota a variável dependente (o índice de preço das exportações e das importações dos setores analisados), x_{it} são os regressores (*ERPT* para o preço das exportações (taxa de câmbio nominal, índice de custo de produção, índice de preços das exportações internacionais), *ERPT* para o preço das importações (PPI setorial dos EUA, índice de preço das *commodities* e o PIB real do Brasil)), α_i denota o efeito específico do setor, λ_{it} é uma tendência linear específica do setor, θ_t captura o efeito do tempo comum aos setores e u_{it} é o termo de erro aleatório.

A estimação pelo método *PDOLS* envolve realizar a regressão com o objetivo de corrigir a existência de endogeneidade e correlação serial por meio da projeção de u_{it} sobre p_i lags e leads da primeira diferença dos regressores:

(13) É importante mencionar que os testes de Pedroni (1997) e de Kao (1999) baseiam-se nos resíduos da estimação da equação de longo prazo estimada, já o de Johansen-Fisher (Maddala; Wu, 1999) utiliza as estatísticas do traço e da raiz característica máxima (teste do rank de cointegração irrestrito).

(14) PMG (*pooled mean group estimator*): esse modelo restringe os coeficientes de inclinação de longo prazo da equação de cointegração a serem idênticos entre os painéis, permitindo que estes variem nas equações de curto prazo e no coeficiente de ajustamento. Os estimadores serão eficientes e consistentes somente se a restrição imposta de homogeneidade dos coeficientes de inclinação for válida. MG (*mean group estimator*): esse modelo estima os parâmetros de longo prazo por meio de uma média aritmética simples, permitindo que os coeficientes variem entre os painéis tanto na equação de curto prazo, quanto na de longo prazo. Os coeficientes serão consistentes tanto em modelos homogêneos quanto nos heterogêneos.

$$u_{it} = \sum_{s=-p}^l \delta'_{i,s} \Delta x_{i,t-s} + u^*_{it} = \delta'_{i,z} z_{it} + u^*_{it} \quad (10)$$

u_{it} é ortogonal a todos os *lags* e *leads*, e a equação final a ser estimada torna-se:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \theta_i + \gamma' x_{it} + \delta'_{i,z} z_{it} + u^*_{it} \quad (11)$$

Onde $\delta'_{i,z}$ representa o vetor de projeção. Por sua vez, a estimação do *PDOLS* pressupõe a independência do erro entre os setores analisados e a existência de somente uma relação de cointegração.

A seleção do modelo *PDOLS* envolve a especificação do termo de tendência, considerando os modelos estimados, a opção de um termo constante mostrou-se a mais adequada e foi utilizada em todas as estimações. A avaliação da existência de um vetor de cointegração seguiu o mesmo procedimento adotado para o modelo *ARDL*. Quanto ao método de estimação (*Pooled*, *Pooled Weighted* e *Grouped*), optou-se pelo *Grouped* e *Pooled Weighted*¹⁵ que são semelhantes em metodologia, às estimativas realizadas pelo modelo *ARDL* por meio do MG e do PMG, respectivamente. O critério de informação de Akaike foi utilizado na definição do número de *lags* e *leads*, considerando o máximo de duas defasagens.

2.3 Modelo de coeficientes variáveis no tempo e Filtro de Kalman

O filtro de Kalman é um procedimento recursivo que permite calcular o estimador ótimo de um vetor de estado em um determinado período. Harvey (1999) salienta que a estruturação de uma relação no formato de espaço de estado permite a estimação dos coeficientes de séries temporais por meio do filtro de Kalman para obtenção de séries suavizadas. A forma geral do modelo de espaço de estado pode ser representada pelas equações a seguir:

$$y_t = \mu_t w_t + \sum_{j=1}^k \beta_{jt} x_{jt} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \zeta_t \quad (13)$$

Em que, y_t denota a variável dependente, x_{jt} e w_t representam os regressores, β_{jt} são os coeficientes fixos, μ_t é coeficiente variável no tempo, ε_t e ζ_t são os respectivos erros aleatórios normalmente distribuídos, com média zero e variância constante; por fim, $t = 1, \dots, n$, é o tempo e $j = 1, \dots, k$, é o número de variáveis explicativas. As variáveis dependentes e os regressores, assim como o período de estimação, são os mesmos a serem utilizados nas estimações por meio do *ARDL* e do *PDOLS*. A relação (12) é conhecida como a equação de observação ou de sinal e a representação (13) é a equação de estado ou de transição, e seu componente “estado”, μ_t , pode ser estimado por diferentes meios, obtendo-se coeficientes variáveis no tempo para o regressor w_t .

(15) *Pooled*: a estimação padrão *PDOLS* é realizada com a amostra *pooled* após a remoção dos componentes determinísticos da variável dependente e do regressor. *Pooled Weighted*: a estimação considera a existência de heterogeneidade entre os painéis, através do uso de estimativas específicas da variância condicional de longo prazo do resíduo das seções cruzadas, para ponderar os momentos de cada seção cruzada na computação do estimador *Pooled*. *Grouped*: uma média aritmética simples é computada das estimativas individuais do *PDOLS*. As estimativas *Grouped* foram realizadas com a especificação da matriz de covariância dos coeficientes *HAC* – *Newey West (heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance)*, conforme as especificações e procedimentos sugeridos por Newey e West (1987, 1994). De forma semelhante, a matriz de covariância dos parâmetros de longo prazo, estimada para o caso do método *Pooled Weighted*, baseou-se nas mesmas especificações e procedimentos.

O método do filtro de Kalman foi escolhido para a realização da regressão considerando os dados suavizados (*smothed state vector method*¹⁶), visto que tal procedimento produz informações mais apuradas do que o filtro básico, segundo Kim e Nelson (1999) e Sims (2001). É importante ressaltar que o coeficiente variável no tempo foi calculado somente para a taxa de câmbio, visando captar a dinâmica do *ERPT*. A equação de transição utilizada na estimação da série do coeficiente da taxa de câmbio segue um passeio aleatório sem *drift*. Entende-se que este é o modelo mais adequado na estimação do coeficiente, baseado nas características da série e considerando o critério da parcimônia.

Após a estimação do coeficiente variável no tempo, procedeu-se ao diagnóstico dos resíduos padronizados da equação de observação visando avaliar a adequabilidade do modelo. Os resíduos devem satisfazer três propriedades, listadas em ordem decrescente de importância: independência, homoscedasticidade e normalidade, (Commandeur; Koopman, 2007). O pressuposto de independência foi avaliado por meio da estatística de Box-Ljung, que permite testar a hipótese de inexistência de autocorrelação (utilizou-se um nível de significância de 2.5% na avaliação dos resíduos). A estatística de Jarque-Bera foi utilizada na análise da normalidade dos resíduos considerando um nível de significância de 5%. A homoscedasticidade foi avaliada mediante o teste estatístico sugerido por Commandeur e Koopman (2007, p. 92) para séries temporais em modelos de espaço de estado (utilizou-se um nível de significância 5%).

2.4 Definição dos períodos de estimação e fonte de dados

Este estudo adotará uma abordagem multivariada de estimação dos modelos em três períodos distintos: de janeiro de 2000 a junho de 2003, de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a junho de 2016. A investigação empírica foi realizada com as variáveis transformadas para sua forma logarítmica e os modelos estimados com dados mensais. As séries de índices de preços das exportações internacionais e do PPI setorial dos EUA foram obtidas no BLS (*Bureau of Labour Statistics*) dos Estados Unidos, os dados do PIB mundial medido em Dólar americano (representado nesse estudo pela soma dos valores dos produtos do Japão, dos EUA e da União Europeia) foram disponibilizados pela OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) e os valores do índice internacional de preços das *commodities* foram obtidos junto ao FMI (Fundo Monetário Internacional). O IPA-DI foi obtido junto a FGV (Fundação Getúlio Vargas), os preços das importações e exportações foram disponibilizados pela Funcex (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior). As demais séries de dados (PIB do Brasil e a taxa nominal de câmbio venda á vista) foram encontradas no BACEN (Banco Central do Brasil).

3 Resultados e discussão

Com relação ao *ERPT* para os preços das exportações e importações, inicialmente procedeu-se à avaliação da estacionariedade das séries de dados em painel das variáveis. Seis testes

(16) Na análise de séries temporais pelo modelo espaço de estado, os componentes da equação de estado são estimados de forma recursiva por meio de três diferentes formas: o *smothed state* (todas as informações disponíveis são utilizadas), o *filtered state* (somente as informações passadas e a presente são usadas) e o *predicted state* (é baseado somente em informações passadas).

foram utilizados na investigação da existência de raízes unitárias: o LLC (Levin; Lin; Chu, 2002), o HT (Harris; Tzavalis, 1999), o Breitung (2000), o IPS (Im, Pesaran e Shin, 2003), o Fisher Phillips-Perron (Choi, 2001) e o Hadri (2005). Baseado na Tabela 3 do Anexo 2, é possível inferir que os painéis das variáveis não são estacionários em nível. São apresentados na Tabela B2 do Anexo B os mesmos testes realizados para as variáveis em primeira diferença. Conclui-se que todas foram estatisticamente significativas a 5% de nível de significância. Dessa maneira, prosseguiu-se com a estimação das equações (5) e (6) por meio dos modelos *ARDL* para dados em painel e *PDOLS*.

3.1 O *Pass-through* para os preços das exportações

A condição de validade para os resultados obtidos pelo método *PDOLS* é de que o resíduo da estimação seja estacionário, indicando a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis do modelo. Na Tabela 5 do Anexo 2 são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária dos resíduos. Consta-se que os resíduos são estacionários, confirmando a validade das relações de cointegração obtidas pelo *PDOLS*. Ademais, os resultados dos testes de cointegração de Pedroni (1997), de Kao (1999) e de Johansen-Fisher (Maddala e Wu, 1999) indicam que a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada para os três períodos do estudo.

Na Tabela 1 é apresentado o resultado da estimação da equação (5) pelos modelos *ARDL* para dados em painel (métodos MG e PMG) e *PDOLS* (métodos *Grouped* e *Pooled Weighted*). Adicionalmente, são apresentadas as médias ponderadas para as estimativas por MG e *Grouped*, obtidas por meio da ponderação dos coeficientes do *ERPT* individuais de cada um dos vinte setores analisados, pelo seu percentual de participação no total das exportações nos respectivos períodos. Objetivou-se com isso obter-se um coeficiente que traduzisse a importância de cada setor na pauta de exportações.

Identificou-se a existência de um *ERPT* de longo prazo¹⁷ incompleto em todos os períodos por ambos os modelos e métodos de estimação, corroborando os resultados encontrados regularmente na literatura empírica (Menon, 1995; Marazzi; Sheets, 2007; Ceglowski, 2010, dentre outros). O repasse cambial estimado pelo método MG apresentou elevação no período avaliado (32,81%, 40,66% e 48,19%), indicando o aumento do ganho de competitividade das exportações brasileiras, visto que grande parte do comércio exterior realizado pelas empresas nacionais ocorre por meio do Dólar americano. Tomando-se os valores analisados como representativos das exportações brasileiras, pode-se afirmar que apenas 32,81%, 40,66% e 48,19% das variações cambiais nos respectivos períodos de estimação foram repassadas para o preço das exportações.

Com relação à estimativa por *PDOLS* pelo método *Grouped*, constatou-se um aumento do *ERPT* do primeiro para o segundo período e uma redução para 37,12% no último termo. No entanto, os valores das estimativas MG e *Grouped* ponderadas, evidenciaram um aumento substancial do repasse cambial entre o primeiro e o segundo períodos (de 27,84% para 38,44% e de

(17) Na literatura, o termo “*ERPT* de longo prazo” possui dois significados diferentes. O primeiro refere-se a uma associação estacionária de longo prazo capturada pela relação de cointegração. O segundo é o resultado cumulativo de uma mudança na taxa de câmbio até cessar o efeito. O primeiro implica o segundo, mas não vice-versa (Sekine, 2006, p. 6). O presente estudo utiliza o primeiro significado para o termo “*ERPT* de longo prazo”.

22,20% para 40,63%, respectivamente), e uma elevação relativamente menor no último intervalo para o caso da estimação pelo método MG e uma redução no *Grouped*. Os coeficientes encontrados para o método *Pooled Weighted* e PMG corroboram a tendência encontrada, respectivamente, para o *Grouped* e o MG (à exceção do valor para PMG no último período). Em todas as estimações rejeitou-se a hipótese de que o *ERPT* seja igual a zero (a um nível de significância de 1%). Esse resultado é uma evidência de que os exportadores brasileiros não são tomadores de preços em moeda estrangeira, mas possuem algum poder de mercado externo, não corroborando a hipótese de que os países em desenvolvimento não possuem nenhum poder sobre os preços internacionais (Athukorala, 1991).

Tabela 1
ERPT para o preço das exportações

Período	/ Variável		Preço Doméstico das Exp.	Câmbio	Custo	Preço Internacional das Exp.	Lags	Leads
Jan/2000 a jun/2003	ARDL Panel	MG	1	-0,3281***	0,2872**	-0,5029#	2	0
		MG Ponderado		-0,2784				
		PMG	1	-0,1494***	0,0201#	0,0697#	2	0
	PDOLS	Grouped	1	-0,2964***	0,1714**	-0,4676#	2	2
		Grouped Ponderado		-0,2220				
		Pooled Weighted	1	-0,2548***	0,1398**	0,4306***	2	2
Jul/2003 a jun/2008	ARDL Panel	MG	1	-0,4066***	0,2417#	1,3954***	2	0
		MG Ponderado		-0,3844				
		PMG	1	-0,5824***	0,1501*	0,6546***	2	0
	PDOLS	Grouped	1	-0,4201***	0,1188#	1,2889***	2	2
		Grouped Ponderado		-0,4063				
		Pooled Weighted	1	-0,6331***	-0,1071#	0,6741***	2	2
Jul/2008 a jun/2016	ARDL Panel	MG	1	-0,4819***	0,3349#	0,6937**	2	0
		MG Ponderado		-0,4310				
		PMG	1	-0,4960***	0,4364***	0,8681***	2	0
	PDOLS	Grouped	1	-0,3712***	0,1875**	1,0856***	2	2
		Grouped Ponderado		-0,4273				
		Pooled Weighted	1	-0,3027***	0,1987***	1,1605***	2	2

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

Em linhas gerais observou-se um nível menor de *ERPT* no primeiro período, que fora marcado por um grau elevado de volatilidade cambial¹⁸, possivelmente devido ao fato dos exportadores perceberem a variação cambial daquele período como transitória, a decisão de não alterar os preços tenha sido a estratégia dominante (Froot; Klemperer, 1989; Anderton, 2003). Ademais, uma possível explicação para a elevação do *ERPT* entre o primeiro e o segundo termos estaria associado à alteração da pauta de exportações. Com base na Tabela A1 do Anexo A, observa-se um aumento significativo da participação dos produtos básicos (combustíveis,

(18) Baseado na análise da volatilidade da taxa de câmbio nominal obtida junto ao Banco Central do Brasil.

agricultura e pecuária, minerais metálicos e petróleo) e uma redução dos produtos manufaturados (equipamentos de informática, outros equipamentos de transportes e veículos automotores), entre o primeiro e o segundo períodos. Dessa maneira, a elevação do repasse cambial poderia ser um reflexo da elevação da participação dos produtos básicos, com baixo nível de diferenciação, caracterizados por um grau de *ERPT* mais alto. É importante salientar que não foi identificada uma alteração relevante no grau de repasse cambial entre o segundo e o terceiro termos, correspondente ao período pós-crise financeira global.

Uma política comercial de promoção das exportações eficiente no curto prazo requer um grau de repasse cambial elevado. Os coeficientes do *ERPT* incompletos e relativamente baixos encontrados implicam em que as depreciações cambiais não se traduzam em ganhos significativos de competitividade, uma vez que não ocorre uma redução profunda dos preços das exportações, diminuindo o papel da depreciação cambial sobre a elevação da participação das exportações brasileiras no mercado internacional. A existência de um grau incompleto de *ERPT* estaria associada a um aumento do *markup* das empresas ou seria compensado por uma elevação dos custos, motivado, por exemplo, pelo aumento dos preços dos insumos importados. Adicionalmente, conforme reforçado por Ceglowski (2009), um ambiente global com maior competição poderia reduzir a capacidade dos exportadores em realizar o repasse cambial para os preços das exportações, reduzindo o efeito das políticas cambiais de depreciação.

Dentre as principais explicações teóricas para o grau de repasse cambial incompleto encontram-se aquelas que focam sua atenção no papel dos mercados competitivos imperfeitos e na diferenciação dos produtos (Dornbusch, 1987; Fisher, 1989). Os modelos desses autores foram desenvolvidos com o intuito de explicar o efeito dos preços sobre o comércio internacional de produtos manufaturados entre os países desenvolvidos (EUA, Japão e Alemanha). No entanto, apesar de ser difícil determinar se esses modelos poderiam ser adequadamente aplicados a uma economia baseada largamente em exportações de *commodities* como a brasileira, Swift (1998) salienta que o sucesso de uma política de promoção das exportações no longo prazo dependeria da capacidade dos exportadores de operar em um mercado imperfeitamente competitivo, onde a diferenciação dos produtos seria a base da competição.

Em Correa (2012) foi constatado por meio da utilização da metodologia de *defasagem distribuída*, para 26 setores exportadores da economia brasileira individualmente, um *ERPT* médio de 60,44% para o período de 1995 a 2005. Kannebley Jr. (2000) investigou o repasse cambial para setores conjuntamente responsáveis por 50% da pauta de exportações brasileiras, concentrando-se no período de 1984 a 1997, e encontrou um coeficiente nulo para grande parte dos setores. Aqueles que não apresentaram valores de repasse cambial nulo obtiveram estimativas entre 22,60% e 32,40%. Choudhri e Hakura (2012) estimaram o *ERPT* para os preços das exportações e das importações por meio dos *MQO* e do *VAR*, para uma amostra de 1979 a 2010 compreendendo 18 países desenvolvidos e 16 economias emergentes. Foi obtida uma média de 39,00% e 53,00% (*MQO*) e 39% e 51% (*VAR*) de repasse cambial, respectivamente.

Por outro lado, Ceglowski (2010) identificou um percentual de 36,00% de repasse cambial médio para os preços das exportações japonesas para o período de 1980 a 2007, utilizando um modelo *ARDL*. A autora investigou também o *ERPT* variável no tempo e encontrou uma redução de

40,00% para 20,00% entre 1990 e 2007. Dash e Narasimhan (2011) estimaram um modelo *VAR/VEC* e, também, encontraram um *ERPT* de 36% para a Índia, considerando o período de 1993:Q2 a 2004:Q3. Os autores sugerem que o baixo grau de repasse cambial obtido seria um reflexo da mudança estrutural ocorrida na pauta de exportações indiana, na direção de uma concentração em torno de bens diferenciados, que apresentam preços menos sensíveis às variações cambiais. Apesar de não serem diretamente comparáveis em decorrência dos diferentes períodos de análise e das variáveis utilizadas, os resultados encontrados foram semelhantes àqueles de Choudhri e Hakura (2012) e distintos dos obtidos por Correa (2012), Kannebley Jr. (2000) e Ceglowski (2010). Não obstante, é possível observar que todos esses estudos obtiveram o grau de repasse cambial incompleto.

Adicionalmente, a equação (5) foi estimada com a inclusão dos valores do PIB mundial, medido em Dólar americano como variável explicativa, denotando o efeito da pressão da demanda agregada sobre os preços das exportações¹⁹. Os resultados encontrados para o *ERPT* confirmaram as estimativas obtidas pelo modelo original nos três períodos do estudo, tanto pelo método MG (32,84%, 53,79% e 51,33%, respectivamente) quanto pelo PMG (14,88%, 46,80% e 48,27%, respectivamente). As estimativas obtidas pelo *PDOLS* também corroboraram os resultados encontrados anteriormente nos três intervalos: *Grouped* (27,99%, 36,97% e 35,49%, respectivamente) e *Pooled Weighted* (33,61%, 41,48% e 30,16%, respectivamente)²⁰. Por fim, com o objetivo de avaliar a sensibilidade dos coeficientes do *ERPT* ao número de defasagens, os modelos foram estimados com 3, 4 e 5 *lags*²¹. Conforme apresentado na Tabela C1, do Anexo C, no geral, os valores apresentaram-se em linha com os resultados obtidos pelo modelo principal, (estimado com 2 defasagens), a exceção do coeficiente estimado para o primeiro período com 5 defasagens pelo método *ARDL* (MG, valor de 60,33%) e para o primeiro período com 3 defasagens pelo *PDOLS* (*Grouped*, valor de 60,77%).

Com relação às variáveis Custo e Preço Internacional das Exportações, ambas apresentaram os sinais consistentes com a teoria econômica (quando estatisticamente significativos). Em especial, uma elevação dos custos de produção e dos preços internacionais das exportações estaria associada a um aumento dos preços domésticos das exportações.

O Anexo D apresenta o coeficiente do *ERPT* variável no tempo para os preços das exportações dos setores analisados. Utilizou-se o modelo de espaço de estados para estimação da equação (05)²². Os setores de minerais metálicos e equipamentos de informática, eletrônicos e ópticos, foram excluídos da análise devido a identificação de autocorrelação serial. Alguns setores apresentaram heteroscedasticidade e ausência de normalidade dos resíduos devido à presença de

(19) Goldberg e Campa (2005) salientam a importância de uma variável de controle associada às condições de demanda do destino das exportações. Athukorala (1990) também inclui a pressão de demanda como variável explicativa em seu modelo.

(20) A variável PIB mundial foi obtida para dados trimestrais (ajustado sazonalmente por meio da metodologia Census X-13 Arima). Portanto, os valores foram repetidos mensalmente para a realização das estimativas. Identificou-se pelos testes de estacionariedade, a um nível de 5% de significância, que essa variável é I(1).

(21) Devido à restrição imposta pelos métodos *ARDL* e *PDOLS*, o número máximo de defasagens permitida foi de 5.

(22) Foi incluída uma variável binária que recebeu 1 para o período compreendido entre julho de 2008 e dezembro de 2010, com o objetivo de captar o efeito da crise financeira global sobre os fluxos de comércio e movimentos de capital internacional, que foram normalizados após esse período.

*outliers*²³, que foram identificados por meio de uma inspeção gráfica (dos distúrbios e das séries de dados das variáveis presentes nos modelos), e pela utilização da estatística *modified Z-score* (Iglewicz; Hoaglin, 1993, 2010)²⁴.

A estratégia de tratamento dos *outliers* concentrou-se na estimação dos valores do coeficiente de *ERPT* variável no tempo considerando três cenários: 1) incluindo todos os dados, inclusive os *outliers*; 2) substituindo os valores dos *outliers* por valores obtidos por meio do método de interpolação linear (suavização da série); e 3) excluindo todos os *outliers* encontrados. Ademais, os gráficos do Anexo D apresentam em sua legenda se o coeficiente estimado para cada cenário passou nos testes de autocorrelação (letra A), homoscedasticidade (letra H) e normalidade (letra N), permitindo uma comparação precisa do efeito da presença dos *outliers*. Por exemplo, um parâmetro de *ERPT* que apresente na legenda o conjunto (A, H, N) implica em ausência de autocorrelação, em resíduos homocedásticos e normais, considerando os níveis de significância dos testes (mencionados na seção anterior). É conveniente reforçar que, após o tratamento dos *outliers* (por exclusão e por suavização), parte dos setores ainda persistiu com a presença de heteroscedasticidade e ausência de normalidade, no entanto em um patamar substancialmente menor.

É importante mencionar que como o índice de preços doméstico das exportações é calculado com base no Dólar norte americano e a cotação da taxa de câmbio utilizada nesse estudo é denominada em unidades de moeda doméstica por moeda estrangeira (R\$/USD), a teoria econômica convencional prevê que o repasse cambial para os preços das exportações seja negativo (caso contrário observamos um repasse cambial reverso). Por exemplo, uma redução de 5% nos preços das exportações, observada após uma depreciação cambial (aumento da cotação da taxa de câmbio R\$/USD) de 10%, significaria um *ERPT* de -50%.

Inicialmente observou-se que o grau de *ERPT* apresentou grande oscilação entre os diversos setores contemplados nesse estudo, corroborando a literatura teórica que aborda o tema, onde é salientado o papel da formação dos custos (insumos externos ou domésticos), do nível de competitividade existente em cada setor, do grau de substitutibilidade entre os produtos, além da participação de mercado das firmas, na definição do grau de repasse cambial heterogêneo entre os ramos industriais (Yang, 1997).

O Grupo 1 do Anexo D contempla os setores que apresentaram um aumento do *ERPT* para os preços das exportações até o primeiro semestre de 2008, e que sofreram uma redução drástica do repasse cambial imediatamente ou alguns trimestres após a eclosão da crise financeira global. Em linhas gerais, o *ERPT* tornou-se positivo (repasse cambial reverso) durante o período de 2010/2012, retornando à sua trajetória declinante em seguida. Ademais, constatou-se que os produtos que apresentaram o menor grau médio de *ERPT* foram os químicos e celulose e papel. Nota-se que esses setores estão entre aqueles que apresentam uma participação relevante de insumos importados em seus custos de produção, especialmente os produtos químicos (baseado nas matrizes de insumo

(23) É importante salientar que todos os *outliers* encontrados foram aditivos (*additive outliers*) e não de inovação (*innovation outliers*). Maddala e Kim (2004, p. 445) salientam que um *additive outlier* é percebido quando ocorre uma observação particular extrema sem, no entanto, afetar os valores subsequentes da série de dados. Um *innovation outlier* seria detectado quando o efeito de uma grande inovação é perpetuado ao longo da dinâmica do modelo.

(24) Veja Iglewicz e Hoaglin (1993, 2010) e Barnett e Lewis (1994) para uma extensa discussão sobre a identificação e o tratamento dos *outliers*.

produto). Nesse cenário, as firmas que possuem uma participação relevante de insumos importados em sua estrutura de custos, enfrentariam uma redução de sua margem de lucro na presença de uma depreciação cambial. A compensação pela elevação do custo de produção ocorreria através de um menor grau de repasse cambial, objetivando atenuar o efeito sobre o seu *markup*.

O Grupo 2 no Anexo D apresenta um conjunto heterogêneo no que tange ao comportamento do *ERPT*. Os setores de petróleo e gás e combustíveis apresentaram uma tendência de manter um elevado grau de repasse cambial, que sofreu uma redução acentuada após a crise financeira global (especialmente entre 2009 e 2014). É importante salientar que, a partir de 2014, ocorreu uma acentuação da tendência de aumento do *ERPT*, atingindo um patamar de 60% e 100%, respectivamente para os dois produtos. Os veículos automotores são caracterizados por apresentar uma participação relevante de insumos importados, no entanto, o repasse médio apresentado para esse setor não foi marcadamente inferior aos demais, (apesar desse setor encontrar-se dentro do conjunto de indústrias com um grau menor de *ERPT*). Uma possível explicação poderia estar associada à estrutura oligopolista que caracteriza o setor, que é constituído basicamente por multinacionais estrangeiras que definem sua estratégia de precificação em suas matrizes, considerando os preços de transferência entre suas unidades e as participações de mercado de seus produtos em cada país. Em especial, as exportações de veículos automotores brasileiros destinam-se majoritariamente às economias da América Latina, principalmente do Mercosul (Mercado Comum do Sul)²⁵, onde há a presença das multinacionais do setor automotivo em parte desses países. Dessa maneira, a definição da estratégia global de preços para a região afetaria o grau de *ERPT* praticado pelas firmas do setor no Brasil.

É importante destacar a semelhança encontrada entre o comportamento dos setores de veículos automotores, produtos alimentícios, de borracha e material plástico e farmacoquímicos e farmacêuticos. Essencialmente, esses segmentos apresentaram um grau de *ERPT* ascendente até 2004/2005, e uma reversão após esse período, seguido por um novo aumento do repasse cambial após o impacto da crise financeira global. Os setores de outros equipamentos de transporte e couro, e artefatos de couro, demonstraram comportamentos distintos. O segundo setor apresentou uma tendência de elevação do *ERPT* a partir de janeiro de 2000. Essa tendência foi mantida, resultando em um grau de repasse cambial de aproximadamente 30% em 2004. A partir de então, o *ERPT* assumiu uma trajetória declinante até a queda drástica ocorrida em 2008, seguindo um caráter oscilatório a partir de 2010. O setor de outros equipamentos de transporte é formado essencialmente por aeronaves, e o grau de repasse cambial inicialmente foi positivo (repasse cambial reverso). A partir de 2004, o *ERPT* estabilizou-se próximo de zero (ou marginalmente inferior a esse valor), sustentando essa trajetória até 2016. Trata-se de um segmento formado por oligopólios globais onde a definição dos preços é determinada por fatores estruturais do mercado.

A variabilidade do grau de *ERPT* encontrada, por exemplo, entre equipamentos de informática, produtos de madeira e têxteis, corrobora os estudos de diversos autores que encontram evidências de que o coeficiente é heterogêneo entre os diversos setores e instável no tempo devido a existência de diferentes graus de diferenciação entre os produtos, da imposição de barreiras não

(25) Baseado em dados disponíveis na Anfavea (Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores).

tarifárias, da ocorrência de *booms* e recessões e da assimetria no repasse cambial entre depreciações e apreciações (Dornbusch, 1987; Baldwin, 1988; Kim, 1991; Vigfusson et al., 2007, dentre outros).

É importante salientar que os valores médios de repasse cambial encontrados nesse estudo foram em média superiores aos encontrados por Tejeda e Silva (2008) para o período de 1980 a 2004. O *ERPT* para os preços das exportações brasileiras estimado por esses autores situou-se em média entre 14% e 34% para os 15 setores incluídos na pesquisa. Uma possível explicação pode ser encontrada no modelo desenvolvido por Krugman (1987), que combina elementos relacionados à estrutura de mercado, à concorrência e à interação estratégica entre as empresas multinacionais. O grau de *ERPT* seria determinado pela discriminação de preços realizada pelas firmas que competem no mercado internacional (*Pricing to Market*). As empresas definiriam seus preços baseado no *markup*, no grau de competição externo e na sua estratégia de aumento, redução ou manutenção do *market share*. Nesse sentido, em um ambiente de maior abertura comercial e financeira que caracterizou os últimos 15 anos, as empresas exportadoras brasileiras teriam reduzido seu *markup* com o objetivo de elevação de seu *market share* no mercado externo. O efeito final seria uma maior internacionalização das empresas exportadoras brasileiras, ocorrida por meio de uma elevação do *ERPT*.

Observou-se, de uma forma geral, que os coeficientes encontrados indicam maiores repasses em setores produtores de bens de menor conteúdo tecnológico em oposição aos produtos manufaturados, corroborando os resultados encontrados por Correa (2012). Esse autor salienta que os setores produtores de bens dotados de maior intensidade tecnológica apresentam menor sensibilidade às mudanças cambiais. Esses setores possuem uma dinâmica particular de preços, visto que além da diferenciação dos produtos, eles são caracterizados por maior participação estrangeira. Assim, as estratégias competitivas podem envolver a absorção de variações cambiais nos *markups* com o objetivo de preservar mercados.

3.2 O *Pass-through* para os preços das importações

Na Tabela B4 do Anexo B são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária dos resíduos. Pelo exame da tabela, constata-se que os resíduos são estacionários, confirmando a validade das relações de cointegração obtidas pelo *PDOLS*. Ademais, os resultados dos testes de cointegração de Pedroni (1997), de Kao (1999) e de Johansen-Fisher (Maddala e Wu, 1999) indicam que a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada. Na Tabela 2 apresenta-se o resultado da estimação da equação (6) pelos modelos *ARDL* para dados em painel (métodos MG e PMG) e *PDOLS* (métodos *Grouped* e *Pooled Weighted*)²⁶. Ademais, são apresentadas as médias ponderadas para as estimativas por MG e *Grouped*, obtidas por meio da ponderação dos coeficientes do *ERPT* individuais de cada um dos setores, pelo seu percentual de participação no total das importações nos respectivos períodos. Objetivou-se obter um coeficiente do *ERPT* que traduzisse a importância dos setores na pauta de importações.

(26) A estimação do modelo para o segundo período do estudo foi realizada com a exclusão dos setores de metalurgia e mineral metálico, devido aos coeficientes de *ERPT* encontrados para cada um desses setores individualmente (foram negativos e drasticamente superiores aos valores encontrados para os demais setores: -13,00 e -3,00, respectivamente). Os dois setores em conjunto representaram aproximadamente 5% do total das importações no segundo período. Estudos adicionais seriam necessários no sentido de identificar os motivos dessa discrepância de valores.

Observou-se que durante todo o período analisado, que fora marcado por episódios de depreciações e apreciações, um elevado grau de *ERPT* de longo prazo, aproximando-se da repassagem cambial completa. Dessa maneira, uma depreciação de 10% do Real, por exemplo, resultaria em uma elevação de 10% dos preços dos produtos importados. Esse resultado não corrobora a redução do patamar de repasse cambial encontrado por Bailliu e Fujii (2003) para um conjunto de 11 países industrializados, Marazzi et al. (2007) para os países do G-7 e Marazzi et al. (2005) para os EUA. Nesse sentido, os importadores brasileiros comportam-se como tomadores de preços, caracterizados por um comércio internacional realizado na moeda do produtor externo (PCP) e um repasse cambial completo (Goldberg; Knetter, 1997). Esse resultado é consistente com o argumento teórico de que os exportadores de países desenvolvidos possuem um poder de monopólio maior e tendem a estruturar seus preços de exportação baseado principalmente no seu *markup* sobre os custos, reduzindo o grau de *ERPT* (Anderton, 2003). O reflexo dessa estratégia traduz-se no elevado repasse cambial brasileiro, visto que as importações do Brasil durante o período analisado concentraram-se grandemente em países desenvolvidos (EUA, Alemanha, Japão, dentre outros).

Tabela 2
ERPT para o preço das importações

Período	/ Variável	Preço Doméstico das Imp	Câmbio	PPI	Preço das Commodities	PIB Real	Lags	Leads	
Jan/2000 a jun/2003	ARDL Panel	MG	1	1,0115***	0,9415#	0,4192***	-0,1422#	2	0
		MG Ponderado		1,0067					
		PMG	1	0,9895***	0,1612#	0,2376***	-0,5686***	2	0
	PDOLS	Grouped	1	0,9775***	2,2469***	0,4391***	0,2521*	2	2
		Grouped Ponderado		0,9755					
		Pooled Weighted	1	1,0016***	0,3911***	0,2238***	-0,3192***	2	2
Jul/2003 a jun/2008	ARDL Panel	MG	1	0,7586***	0,2117#	0,2259*	0,0550#	2	0
		MG Ponderado		0,9131					
		PMG	1	0,8802***	0,0262#	0,0825**	0,3297#	2	0
	PDOLS	Grouped	1	1,0636***	0,8265*	0,2498***	0,4421***	2	2
		Grouped Ponderado		1,1024					
		Pooled Weighted	1	1,1133***	0,7374***	0,1327***	0,4964***	2	2
Jul/2008 a jun/2016	ARDL Panel	MG	1	0,9311***	1,1036***	0,2908***	-0,2955**	2	0
		MG Ponderado		1,0059					
		PMG	1	1,0528***	-0,0333#	0,2808***	-0,2338**	2	0
	PDOLS	Grouped	1	0,9662***	1,0866***	0,3137***	-0,3631***	2	2
		Grouped Ponderado		1,0343					
		Pooled Weighted	1	0,9594***	0,7476***	0,1726***	-0,2421**	2	2

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

Identificou-se que o *ERPT* para os preços das importações é superior ao encontrado para os preços das exportações, corroborando os resultados encontrados na literatura recente referente aos países emergentes (Dash; Narasimhan, 2011; Choudhri; Hakura, 2012, dentre outros) e reforçado

por Marques e Mallick (2009). É importante salientar que aproximadamente 70% das importações brasileiras no período em estudo constituíram-se de produtos altamente diferenciados (equipamentos de informática, eletrônicos e ópticos, máquinas e equipamentos, veículos automotores e produtos químicos) ou de *commodities* e derivados (petróleo e combustível). Esse último grupo é caracterizado pela definição de preços em Dólares americanos em mercados internacionais e o grau de *ERPT* tende a ser elevado (apesar da intervenção no controle dos preços dos combustíveis adotado pelo governo brasileiro). Dornbusch (1987) salienta que o nível de *ERPT* encontra-se diretamente relacionado com o grau de substitutibilidade entre os bens importados e os domésticos. Nesse sentido, quanto maior o grau de diferenciação do produto, menor seria a existência de similares nacionais, e mais elevado o grau de repasse cambial.

Uma implicação importante do grau de repasse cambial encontra-se associado com os termos de troca. Caso o país seja um tomador de preços tanto para os produtos importados quanto para os exportados, os termos de troca não sofreriam alterações, visto que o grau de repasse cambial seria igual a um e zero, respectivamente (Swift, 1998). No caso brasileiro, o coeficiente médio do *ERPT* estimado para os preços das exportações foi diferente de zero, já para o das importações foi completo, implicando em uma piora dos termos de troca como resultado de uma depreciação cambial. O efeito final sobre a Balança Comercial e de Serviços dependerá da elasticidade-preço da demanda por bens exportados e importados, dentre outros fatores (capacidade instalada, barreiras tarifárias, etc.). Em especial, uma depreciação cambial, somente apresentará resultados positivos para a Balança Comercial e de Serviços, se a elasticidade-preço da demanda por produtos exportados for suficientemente alta para compensar a piora nos termos de troca, por meio do aumento do volume exportado. De modo similar, pode-se esperar um efeito positivo na Balança Comercial e de Serviços, caso a elasticidade-preço da demanda por bens importados seja suficientemente alta e capaz de reduzir o volume de produtos importados, compensando a piora ocorrida nos termos de troca.

Os resultados obtidos nesse estudo, de um *ERPT* completo para os preços das importações, diferenciam-se de Goldberg e Campa (2005) que encontraram um repasse cambial médio de longo prazo para os preços das importações dos países da OCDE de aproximadamente 64%. No entanto, os autores salientam que os valores estimados individualmente para os países foram marcadamente distintos (por exemplo, de 6% para a Irlanda, 46% para o Reino Unido e 108% para Portugal). No entanto, Goldberg e Campa (2005) encontraram evidência de que as economias com altas taxas de inflação e maior volatilidade cambial apresentam uma maior taxa de repasse cambial para os preços das importações, corroborando o caso da economia brasileira. Por fim, os autores identificaram resultados divergentes com relação à estabilidade do coeficiente de repasse cambial (redução do *ERPT* para 15 países e elevação para 6 economias).

Em Barhoumi (2006) é avaliado o *ERPT* para um painel de 24 países em desenvolvimento, considerando o período de 1980 a 2003. O autor realiza a sua estimação por meio do *ARDL* para dados em painel não estacionários heterogêneos considerando os métodos PMG e MG, encontrando um repasse médio de 63,70% e 72,60%, respectivamente. Adicionalmente, foram utilizados o *FMOLS* e o *DOLS*, onde os coeficientes estimados foram de 77,20% e 82,70%, respectivamente. Barhoumi (2006) salienta a existência de diferenças significativas nos graus de repasse cambial entre os países tanto pelo método *FMOLS* (107,00%, 74,00% e 42,00% encontrado para a Argélia,

Colômbia e Chile, respectivamente) quanto pelo *PDOLS* (134,00%, 67,00% e 42,00%, respectivamente). O autor salienta que os principais determinantes das diferenças encontradas entre os países seriam: os regimes cambiais, as barreiras tarifárias e os regimes de inflação. Aguerre et al. (2012) estimam o *ERPT* para os preços das importações individualmente para um conjunto de países, compreendendo o período de 1980 a 2007. O repasse médio de longo prazo encontrado foi de 82%, 49% e 89%, respectivamente para os países em desenvolvimento, para os emergentes e para o Brasil, corroborando os resultados encontrados no presente estudo de um elevado grau de repasse cambial para os preços das importações.

Faruquee (2006) estimou um *VAR* compreendendo o período de 1990 a 2002 e identificou um grau de repasse cambial de 117%, 30%, 57%, 60% e 68%, respectivamente para a Zona do Euro, os EUA, o Japão, o Reino Unido e o Canadá. Já os resultados obtidos por Choudhri e Hakura (2012) apresentaram-se em linha com aqueles estimados nesse estudo para a economia brasileira. Os autores encontraram um repasse cambial médio de 67% e 63% (*MQO*) e de 60% e 54% (*VAR*), para os países desenvolvidos e em desenvolvimento, respectivamente (99% e 86% para o Brasil). Esses estudos reforçam a existência de distintos graus de repasse cambial, que encontram justificativa teórica nas diferenças econômicas existentes entre os países com relação: a estrutura de competição entre as firmas, (Dornbusch, 1987), ao grau de abertura da economia, a estabilidade da política monetária e do ambiente macroeconômico, (Devereux; Engel, 2001; Devereux; Yetman, 2002; Taylor, 2000).

Por fim, Kannebley Jr. et al. (2016) analisaram o *ERPT* para 19 setores da indústria de transformação brasileira, compreendendo o período de 1999:Q1 a 2012:Q4, por meio da metodologia *VEC* e *FMOLS*. Os autores encontraram um repasse cambial médio de 63% e 75%, respectivamente. Os valores dos coeficientes encontrados na presente pesquisa diferenciam-se dos obtidos por Kannebley Jr. et al. (2016) devido possivelmente, às diferenças existentes entre os estudos: 1) as estratégias metodológicas foram distintas (Kannebley Jr. et al. (2016) estimam o repasse cambial individualmente para cada setor, com dados trimestrais, por meio da metodologia *VEC* e *FMOLS*); 2) os setores incluídos foram distintos (Kannebley Jr. et al. (2016) focam na indústria de transformação e não incluem, por exemplo, os setores de combustíveis, produtos agrícolas e pecuária, derivados de petróleo e extração de petróleo e gás natural que representaram aproximadamente 30% da pauta de importações no período).

Com o objetivo de avaliar a sensibilidade dos coeficientes, os modelos foram estimados com 3, 4 e 5 defasagens²⁷. Conforme apresentado na Tabela C2 do Anexo C, no geral, os valores corroboraram os resultados obtidos pelo modelo principal, (estimado com 2 defasagens), a exceção do coeficiente encontrado para o segundo período com 5 defasagens pelo método *ARDL* (MG, valor de 90,53%) e para o segundo período com 3 e 5 defasagens pelo *ARDL* (PMG, valores de 110,83% e 113,30%, respectivamente).

Com relação às variáveis PPI, Preço das *Commodities* e o PIB Real, constatou-se que as duas primeiras apresentaram os sinais de acordo com o esperado, baseado na teoria econômica, (quando estatisticamente significativas). No entanto, a variável PIB Real apresentou sinais

(27) Devido a restrição imposta pelos métodos *ARDL* e *PDOLS*, o número máximo de defasagens permitida foi de 5.

negativos em alguns casos, indicando a possível existência de uma relação inversa entre o aumento da pressão da demanda doméstica e o preço doméstico das importações, contrariando o postulado pela teoria econômica e sugerindo a necessidade de investigações adicionais.

O Anexo E apresenta o coeficiente do *ERPT* variável no tempo para os preços das importações. Utilizou-se o modelo espaço de estado para estimação da equação (6). Os setores de derivados de petróleo, produtos de borracha e material plástico e vestuário foram excluídos da análise devido a identificação de autocorrelação serial. A estratégia de identificação e tratamento dos *outliers*²⁸ seguiu o método detalhado acima referente ao *ERPT* para os preços das exportações.

É importante mencionar que como o índice de preços doméstico das importações é calculado com base no Dólar norte americano e a cotação da taxa de câmbio utilizada nesse estudo é denominada em unidades de moeda doméstica por moeda estrangeira (R\$/USD), a teoria econômica convencional prevê que o repasse cambial para os preços das importações seja positivo (caso contrário observamos um repasse cambial reverso). Por exemplo, um aumento de 5% nos preços das importações, observada após uma depreciação cambial (aumento da cotação da taxa de câmbio R\$/USD) de 10%, significaria um *ERPT* de 50%.

O Grupo 1 no Anexo 8 contempla um conjunto de setores que experimentou um comportamento semelhante durante o período em estudo. Esses setores demonstraram uma tendência de redução do *ERPT* até 2004/2005 (até 2002 no caso do setor de Metalurgia). A partir desse período, o grau de repasse assumiu uma trajetória ascendente até a eclosão da crise financeira global. A partir desse evento, o *ERPT* retomou a sua trajetória declinante (após uma elevação entre 2009 e 2010, para alguns setores).

O Grupo 2 no Anexo E é formado por um conjunto heterogêneo de segmentos da economia brasileira. O setor de produtos agrícolas e pecuários e veículos automotores mantiveram suas tendências de elevação do grau de repasse cambial durante todo o período, respondendo em um menor grau à crise financeira global de 2008. Com relação aos setores de equipamentos de informática, eletrônicos e ópticos, outros equipamentos de transporte e máquinas, aparelhos e materiais eletrônicos identificou-se uma tendência de redução do grau de repasse cambial até 2010, 2006 e 2006, respectivamente. Após esse estágio, o coeficiente do *ERPT* seguiu uma trajetória de elevação de maneira oscilatória. Por fim, foi identificado um efeito transitório da crise financeira global para o setor de produtos de metal, de derivados de petróleo e de petróleo e gás. Inicialmente todos os três segmentos apresentaram uma trajetória crescente do grau de repasse cambial a partir de 2000, atingindo um valor máximo em torno de 1,25 em 2008. Posteriormente, observou-se uma redução relevante do *ERPT*, que retornou sua trajetória ascendente a partir de 2010.

Sekine (2006) investigou o *ERPT* variável no tempo para um conjunto de países (EUA, Alemanha, Japão, Reino Unido, França e Itália), compreendendo dados trimestrais de 1974:Q1 a 2004:Q4. De uma maneira geral, o resultado encontrado variou entre 0% e 80% de repasse cambial. Ademais, identificou-se uma redução significativa do *ERPT* na França e nos EUA, que atingiu um patamar inferior a 10% no último ano considerado. O Reino Unido e a Alemanha apresentaram

(28) É importante salientar que todos os outliers encontrados foram aditivos (*additive outliers*) e não de inovação (*innovation outliers*).

resultados mais estáveis resultando em um grau de repasse cambial de aproximadamente 40% e 20% no último quarto de 2004, respectivamente. Por fim, o Japão e a Itália apresentaram uma forte redução do *ERPT* até os anos de 1990, seguido por um período menos volátil (os coeficientes foram de 40% e 30% no último trimestre de 2004, respectivamente).

Considerações finais

Esse trabalho estima o grau de *ERPT* para os preços das exportações e importações da economia brasileira de janeiro de 2000 a junho de 2016. O estudo foi realizado por meio da avaliação do comportamento do repasse cambial em três períodos distintos: de janeiro de 2000 a junho de 2003, de julho de 2003 a junho de 2008 e de julho de 2008 a junho de 2016. Adicionalmente, analisou-se a trajetória do grau de *ERPT* variável no tempo.

Concluiu-se que o grau de repasse cambial para os preços das exportações é incompleto e inferior ao obtido para as importações. Os resultados evidenciam que a posição do Brasil como país exportador de *commodities* e produtos de baixo conteúdo tecnológico e importador de bens de alto valor agregado o conduzem a uma posição de tomador de preços no que tange às importações, e com baixo poder de mercado com relação aos produtos exportados. Os formuladores de políticas de comércio exterior devem considerar simultaneamente a influência da variação cambial sobre os termos de troca e os diferentes patamares da elasticidade-preço da demanda por produtos importados e exportados, considerando os possíveis impactos sobre o saldo da conta de Transações Correntes.

É importante destacar a existência de um impacto diferenciado da crise financeira global iniciada em 2008 para os preços das exportações e importações dos setores compreendidos no estudo. Em especial, alguns segmentos alteraram permanentemente sua trajetória de repasse cambial para os preços, enquanto outros foram marginalmente afetados.

Nesse contexto, as políticas econômicas que objetivam a elevação das exportações brasileiras por meio das depreciações cambiais, podem não ser o instrumento mais adequado de fomento do crescimento econômico, considerando o baixo grau de competitividade das exportações e o alto nível de repasse cambial para os preços das importações, que se refletiriam na elevação do nível geral de preços. Uma via alternativa mais efetiva de fomento das exportações poderia basear-se em políticas de incentivo dos setores com maior grau de diferenciação de seus produtos e que apresentam um maior grau de *ERPT* para os preços das exportações. Essa estratégia tornaria os setores domésticos exportadores mais competitivos no comércio internacional.

Os resultados obtidos por esse estudo limitaram-se a uma estratégia *backward looking*, com a aplicação de dados passados. Para trabalhos futuros, sugere-se a utilização de variáveis *forward looking*, quando aplicável. Essa abordagem seria uma via de enriquecimento empírico dos resultados que traduziria a influência das expectativas dos agentes no grau de repasse cambial.

Referências bibliográficas

ANDERTON, B. *Extra-Euro Area manufacturing import prices and exchange rate pass-through*. European Central Bank, 2003. (Working Paper Series, n. 219).

- ASTERIOU, D.; MONASTIRIOTIS, V. What do unions do at large scale? Macro-economic evidence from a panel of OECD countries. *Journal of Applied Economics*, v. 7, p. 27-46, 2004.
- ATHUKORALA, P. Exchange rate pass-through: the case of Korean exports of manufactures. *Economics Letters*, v. 35, p. 79-84, 1991.
- AGUERRE, B. R.; FUERTES, M. A.; PHYLAKTIS K. Exchange rate pass-through into import prices revisited: what drives it? *Journal of International Money and Finance*, v. 31, n. 4, p. 818-844, 2012.
- BAILLIU, J.; FUJII, E. *Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation*. Bank of Canada, Seminar Series, 2003.
- BALDWIN, R. E. Hysteresis in import prices: the beachhead effect. *American Economic Review*, v. 78, p. 773-785, 1988.
- BALTAGI, B. H.; KAO, C. *Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey*. Center for Policy Research, 2000. (Working Paper, n. 16).
- BARHOUMI, K. Long run exchange rate pass-through into import prices in developing countries: an empirical investigation. *Economic Modelling*, 2006.
- BARNETT, V.; LEWIS, T. *Outliers in statistical data*. 3. ed. Boston: John Wiley & Sons, Kluwer Academic Publishers, 1994.
- BLACKBURNE, E. F.; FRANK, M. W. Estimating nonstationary heterogeneous panels. *Stata Journal*, v. 7, n. 2, p. 197-208, 2007.
- BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, v. 15, p. 161-178, 2000.
- CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Contas externas e política monetária. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 3, p. 301-323, 2004.
- CEGLOWSKI, J. Has pass-through to export prices risen? Evidence for Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 24, p. 86-98, 2010.
- CHOI, I Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, v. 20, p. 249-272, 2001
- CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. *The exchange rate pass-through to import and export prices: the role of nominal rigidities and currency choice*. IMF, 2012. (Working Paper, 12/226).
- COMMANDEUR, F. J. J.; KOOPMAN J. S. *Practical econometrics*. An introduction to state space time series analysis. New York: Oxford University Press, 2007.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, v. 21, n. 1(44), p. 61-91, 2012.
- COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. J. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 18, n. 3, p. 333-356, 2014.

CUKIERMAN, A. Monetary policy and institutions before, during and after the global financial crisis. *Journal of Financial Stability*, 230, 2013.

DASH, K. A.; NARASIMHAN, V. Exchange rate pass-through: how much do exchange rate changes affect the prices of Indian exports and imports. *South Asia Economic Journal*, v. 12, p. 1-23, 2011.

DEVEREUX, M.; ENGEL, C. *Endogeneous currency of price setting in a dynamic open economy model*. NBER, 2001. (Working Paper, n. 8559).

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

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

FARUQEE, H. Exchange rate pass-through in the Euro area. IMF Staff Paper, v. 53, n. 1, p. 63-88, 2006.

FEENSTRA, R. C.; BERGIN, P. R. *Pass-through of exchange rates and competition between floaters and fixers*. Cambridge, MA: NBER, 2007. (Working Paper, n. 13620).

FEENSTRA, C. R.; TAYLOR, M. A. *International economics*. 2. ed. New York: Worth Publishers, 2012.

FISHER, E. A model of exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, v. 26, p. 119-137, 1989.

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

GOLDBERG, L. S.; CAMPA, J. M. *Exchange rate pass-through into import prices: a macro or micro phenomenon*. NBER, 2002. (Working Paper, n. 8934).

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

GOLDBERG, L. S.; CAMPA, J. M.; MINGUEZ, G. M. J. *Exchange rate pass-through to import prices in the Euro area*. FED of New York, 2005. (Staff Reports, n. 219).

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

GUIMARÃES, E. A.; POURCHET, H; RIBEIRO, F. J.; COZENDEY, M. *Índices de rentabilidade das exportações brasileiras*. Rio de Janeiro: Funcex, jun. 2010. (Texto para Discussão, n. 194).

HADRI, K.; LARSSON, R. Testing for stationarity in heterogeneous panel data where the time dimension is fixed. *Econometrics Journal*, v. 8, p. 55-69, 2005.

HARRIS, R. D. F.; TZAVALLIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, v. 91, p. 201-226, 1999.

- HARVEY, A. C. *Forecasting structural time series models and the Kalman Filter*. 7th ed. Cambridge: Cambridge U.P., 1999.
- HOOVER, P.; MANN, C. L. *Exchange dynamic econometric models by encompassing the VAR*. Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, APE, 1990.
- IGLEWIZ, B.; HOAGLIN, D. C. How to detect and handle Outliers. *ASQC Quality Press*, 1993.
- IGLEWICZ, B.; HOAGLIN, D. C. Detection of outliers. *Engineering Statistical Handbook*, Database Systems Group, 2010.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.
- KANNEBLEY JR., S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras 1984-1997. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, 2000.
- KANNEBLEY J. S.; REIS, A. H. G.; JUNIOR T. R. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para preços de importações e ao atacado – 1999 a 2012. *Economia e Sociedade*, v. 25, n. 1 (56), p. 25-50, 2016.
- KAO, C. Supurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, v. 90, p. 1-44, 1999.
- KAO, C.; CHIANG, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, n. 15, p. 179-222, 2000.
- KIM, Y. External adjustments and exchange rates flexibility: some evidence from US data. *Review of Economics and Statistics*, v. 123, p. 176-181, 1991.
- KIM, C. J.; NELSON, C. R. *State-space models with regime switching: classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. Philadelphia: The MIT Press, 1999.
- KRUGMAN, P. Pricing to market when the exchange rate changes. In: SVEN, W.; ARDNT, J.; RICHARDSON, David (Ed.). *Real financial linkages among open economies*. MIT Press, 1987. p. 49-70.
- LEVIN, A.; LIU, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, p. 1-22, 2002.
- MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 61, p. 631-652, 1999.
- MADDALA, G. S.; KIM, I. M. *Unit roots, cointegration and structural change*. 6. ed. Cambridge, New York: Cambridge University Press, 2004.
- MARAZZI, M.; SHEETS, N.; VIGFUSSON R.; FAUST, J.; GAGNON, J.; MARQUEZ, J.; MARTIN, R.; REEVE, T.; ROGERS, J. *Exchange rate pass-through to u.s import prices: some new evidence*. Federal Reserve System, 2005. (International Finance Discussion Papers, n. 833).
- MARAZZI, M.; IHRIG, J.; ROTHENBERG, A. D. *Exchange rate pass-through in the G-7 countries*. Federal Reserve System, 2006. (International Finance Discussion Papers, n. 851).

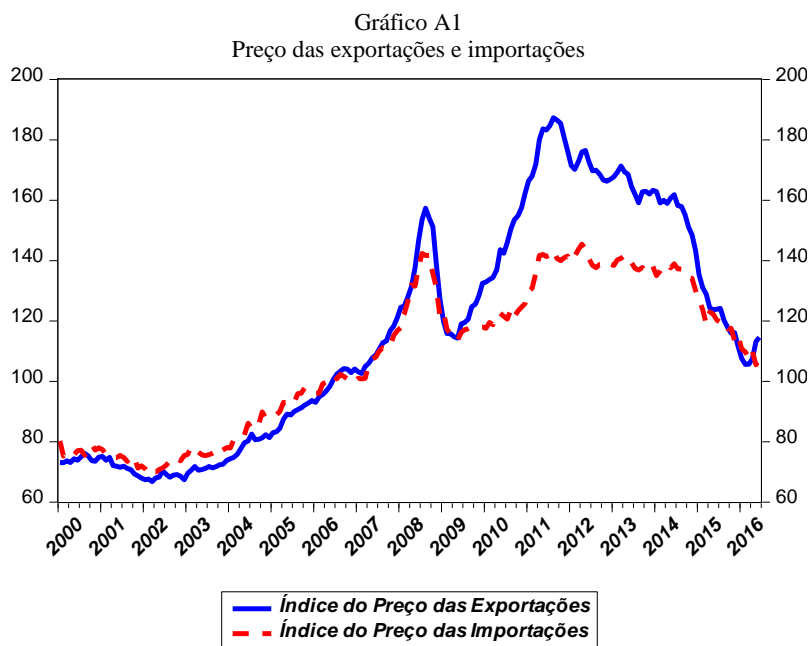
- MARAZZI, M.; SHEETS, N. Declining exchange rate pass-through to U.S import prices: the potential role of global factors. *Journal of International Money and Finance*, v. 26, p. 924-947, 2007.
- MARK, C. N.; SUL, D. Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 65, n. 5, 2003.
- MARQUES, H.; MALLICK, S. Data frequency and exchange rate pass-through: evidence from India's exports. *International Review of Economics and Finance*, v. 19, p. 13-22, 2010.
- MENON, J. Exchange rate pass-through. *Journal of Economic Surveys*, v. 9, n. 2, p. 198-231, 1995.
- NEWBY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, p. 703-708, 1987.
- NEWBY, W.; WEST, K. Automatic lag selection in covariance estimation. *Review of Economic Studies*, v. 61, p. 631-654, 1994.
- PESARAN, M. H.; SMITH, R. P. Estimating long-run relationships from dynamic heterogenous panels. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 79-113, 1995.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH R. P. *Estimating long-run relationship in dynamic heterogenous panels*. DAE Working Papers Amalgamated Series, n. 9721, 1997.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; Smith R. P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, v. 94, p. 621-634, 1999.
- PESARAN, H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration. In: *ECONOMETRICS and economic theory in the 20th century; The Ragnar Frisch Centennial Symposium* Cambridge University Press, chapter 4, p. 371-413, 1999.
- PESARAN, M. H.; RAISSI, M.; MOHADDES, K.; CHUDI, A. *Long-run effects in large heterogeneous panel data models with cross-sectionally correlated errors*. FED of Dallas, 2015. (Working Paper, n. 223).
- PEDRONI, P. *Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*. Economics Department, Indiana University, 1997. (Working Paper).
- PHILLIPS, P. C. B.; MOON, H. R. Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments. *Econometric Reviews*, v. 19, p. 263-286, 2000.
- PRICE, S.; KAPETANIOS, G.; HERZBERG, V. *Import prices and exchange rate pass-through: theory and evidence from the United Kingdom*. Banking of England, 2003. (Working Paper, n. 182).
- RODRIGUEZ, N.; CAICEDO, E.; RICON, H. Exchange rate pass-through effects: a disaggregate analysis of Colombian imports of manufactured goods. *Ensayos sobre Política Económica*, Banco de la República da Colombia, v. 25, n. 54, p. 90-121, 2007.
- SACHSIDA, A.; TEIXEIRA, J. R. *Impactos de desvalorizações cambiais sobre a conta corrente no Brasil*. IPEA, 2004.

- SANDERSON, L.; FABLING, R. Export performance, invoice currency and heterogeneous exchange rate pass-through. *The World Economy*, 10.111, 2015.
- SHIN, Y.; IM, K., S.; PESARAN, M. H. Testing for unit root in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, p. 53-74, 2003.
- SHIOJI, E. The evolution of the exchange rate pass-through in Japan: a re-evaluation on time-varying parameter VARs. *Public Policy Review*, v. 8, n. 8, 2012.
- SHIOJI, E. Time varying pass-through: will the yen depreciation help Japan hit the inflation target? *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 37, p. 43-58, 2015.
- SIMS, C. A. Comment on Sargent and Cogley's Post World War II US Inflation Dynamics. *NBER Macroeconomics Annual*, n. 16, p. 373-379, 2001.
- SEKINE, T. *Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries*. BIS, 2006. (Working Papers, n. 202).
- STOCK, J.; WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 783-820, 1993.
- SWIFT, R. Exchange rate pass-through: how much do exchange rate changes affect the prices of Australian exports? *Australian Economic Papers*, 1998.
- SWIFT, R. The pass-through of exchange rate changes to the prices of Australian exports of dairy and livestock products. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 48, p. 159-185, 2004.
- TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, n. 44, p. 1389-1408, 2000.
- TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 01, p. 171-205, jan./mar. 2008.
- THORBECKE, W.; KATO, A. The effect of exchange rate changes on Japanese consumption exports. *Japan and the World Economy*, v. 24, p. 64-71, 2012.
- VERMEULEN, R.; HAAN J. Net foreign asset (com) position: Does financial development matter? *Journal of International Money and Finance*, v. 43, p. 88-106, 2014.
- VIGFUSSON, R.; SHEETS, N.; GAGNON, J. Exchange rate pass-through to export prices: assessing some cross-country evidence. Federal Reserve System, 2007. (International Finance Discussion Paper, n. 902).
- WAGNER, M.; HLOUSKOVA, J. The performance of panel cointegration methods: results from a large scale simulation study. *Econometric Review*, v. 29, p. 182-223, 2010.
- YANG, J. Exchange rate pass-through in U.S. manufacturing industries. *The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 1, 1997.

Anexos

Anexo A

Comportamento dos preços e das pautas de exportação e importação



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Tabela A2
Participação dos setores na pauta de exportações

Setores	Períodos		
	Primeiro	Segundo	Terceiro
1) Combustíveis	5,55%	8,67%	10,30%
2) Produto Agrícolas e Pecuários	8,20%	8,03%	12,90%
3) Celulose e Papel	4,11%	3,00%	3,13%
4) Couro, Artefatos de Couro e Calçados	4,49%	2,99%	1,60%
5) Derivados de Petróleo	2,17%	3,11%	2,29%
6) Equipamentos de Informática, Eletrônicos e Ópticos	4,55%	2,79%	1,02%
7) Extração de Minerais Metálicos	5,59%	6,42%	11,90%
8) Extração de Petróleo e Gás Natural	1,62%	3,99%	6,58%
9) Máquinas e Equipamentos	4,70%	5,35%	3,82%
10) Metalurgia	10,45%	10,79%	8,25%
11) Outros Equipamentos de Transporte	5,95%	3,77%	3,56%
12) Produtos Alimentícios	16,64%	16,73%	17,48%
13) Produtos de Borracha e Material Plástico	1,69%	1,49%	1,28%
14) Produtos do Fumo	1,57%	1,28%	1,23%
15) Produtos Farmoquímicos e Farmacêuticos	0,55%	0,46%	0,65%
16) Produtos Químicos	5,78%	5,14%	4,44%
17) Produtos Têxteis	1,60%	1,34%	0,98%
18) Veículos Automotores	10,10%	10,27%	6,23%
19) Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos	1,89%	1,92%	1,41%
20) Produtos de Madeira	2,79%	2,47%	0,93%

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Tabela A3
Participação dos setores na pauta de importações

Setores	Períodos		
	Primeiro	Segundo	Terceiro
1) Combustíveis	11,31%	15,26%	13,47%
2) Produtos Agrícolas e Pecuários	3,01%	2,24%	1,82%
3) Celulose e Papel	1,32%	1,11%	0,83%
4) Bebidas	0,55%	0,49%	0,49%
5) Derivados de Petróleo	6,17%	5,16%	6,70%
6) Equipamentos de Informática, Eletrônicos e Ópticos	14,57%	14,43%	11,12%
7) Extração de Minerais Metálicos	0,53%	0,00%	0,56%
8) Extração de Petróleo e Gás Natural	6,35%	10,53%	7,45%
9) Máquinas e Equipamentos	10,31%	9,46%	9,69%
10) Metalurgia	3,12%	0,00%	4,14%
11) Outros Equipamentos de Transporte	3,24%	3,15%	3,36%
12) Produtos Alimentícios	2,83%	2,29%	2,53%
13) Produtos de Borracha e Material Plástico	2,25%	2,35%	2,43%
14) Produtos de Metal	1,52%	1,71%	1,88%
15) Produtos Farmoquímicos e Farmacêuticos	4,04%	3,52%	3,79%
16) Produtos Químicos	14,50%	16,01%	14,46%
17) Produtos Têxteis	1,33%	1,27%	1,45%
18) Veículos Automotores	7,47%	7,17%	9,25%
19) Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos	5,32%	3,54%	3,73%
20) Vestuário	0,24%	0,32%	0,84%

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Anexo B

Testes de Raiz Unitária

Tabela B1
Teste de Raiz Unitária em Nível ⁽¹⁾

Variáveis	Preço Doméstico das Exp	Preço Int das Exp	Custo Doméstico das Exp	Câmbio	Preço Doméstico das Imp	PPI	PIB Real	Preço das Commodities
LLC max 5 lags	-3,188***	-2,935***	0,369	-0,623	-2,284**	-2,337***	-6,950***	-3,123***
HT	0,949***	0,979*	0,984	0,979*	0,941***	0,981	0,994	0,657
Breitung	-4,512***	1,349	-1,107	-1,781**	-3,584***	0,230	6,630	-0,808
IPS max 5 lags	-3,656***	-1,350*	1,820	-1,290*	-2,355***	-1,454*	-0,177	-0,535
Fisher PP 1 lag	5,792***	-0,344	-2,352	-2,383	11,820***	0,570	-3,126	-1,503
Fisher PP 2 lags	5,503***	-0,218	-2,346	-1,985	11,683***	0,781	-3,066	-1,295
Hadri LM ⁽²⁾	236,43***	364,46***	343,18***	69,86***	299,33***	284,02***	583,33***	406,19***

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

(1) A hipótese nula e alternativa avaliada nos testes de estacionariedade são apresentadas abaixo:

1) H_0 : todos os painéis contêm uma raiz unitária e H_a : alguns painéis são estacionários (*LLC*, *HT*, *Breitung*, *IPS* e *Fisher PP*);

2) H_0 : todos os painéis são estacionários e H_a : alguns painéis contêm raiz unitária (*Hadri LM*).

Todos os testes foram realizados com a remoção da média das seções cruzadas das observações originais objetivando solucionar um eventual problema de correlação residual em cada painel, conforme proposto pela literatura, à exceção das variáveis câmbio, PIB real e o índice de preços das *commodities*, visto que, nesses casos as séries são idênticas para todos os painéis. Adicionalmente, foram aplicados os testes *ADF*, *Phillips Perron*, *KPSS* e *DFGLS*, objetivando avaliar a existência de raiz unitária nessas três variáveis. Confirmou-se, considerando um nível de significância de 5% e o número de defasagens sendo escolhido pelo critério de informação de Akaike, (considerando-se um máximo de 5 lags, quando aplicável) que as três séries temporais são $I(1)$. Os testes de *LLC* e *IPS* foram aplicados utilizando-se o critério de informação de Akaike na definição do número de defasagens considerando um máximo de cinco lags. Para o teste de Fisher PP foi considerado a estatística *Pm* (*Modified inv. Chi-squared*).

(2) Com o objetivo de confirmar a não estacionariedade dos painéis dos Preços Domésticos das Exportações e Importações aplicou-se os testes de raiz unitária, (*ADF*, *Phillips Perron*, *KPSS* e *DFGLS*) separadamente em cada série temporal e constatou-se que em ambos os casos, todas são $I(1)$ a um nível de 5% de significância, reforçando o resultado do teste de Hadri LM para os painéis das respectivas variáveis.

Tabela B2
Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença

Variáveis	Preço Doméstico das Exp	Preço Int. das Exp	Custo Doméstico das Exp	Câmbio	Preço Doméstico das Imp	PPI	PIB Real	Preço das Commodities
LLC max 5 lags	-49,287***	-44,558***	-61,311***	-24,956***	-49,658***	-41,766***	-7,660***	-40,737***
HT	-0,153***	0,102***	0,002***	-0,031***	-0,382***	0,171***	-0,263***	0,393***
Breitung	-30,563***	-28,399***	-29,759***	-40,939***	-14,517***	-27,409***	-44,791***	-28,484***
IPS max 5 lags	-51,108***	-44,834***	-62,725***	-33,366***	-57,618***	-42,066***	-18,134***	-39,938***
Fisher PP 1 lag	156,720***	156,584***	156,720***	156,720***	156,720***	155,887***	156,720***	145,208***
Fisher PP 2 lags	156,720***	156,647***	156,720***	156,720***	156,720***	156,008***	156,720***	147,098***
Hadri LM ⁽¹⁾	-1,924	1,603	-0,742	0,087	-1,223	6,048***	-1,608	7,665***

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

(1) Os *p* valores para o teste de Hadri LM foram 0,9728, 0,0544, 0,7711, 0,4651, 0,8895, 0,000, 0,999, e 0,000 respectivamente. Devido a rejeição de H_0 no teste de estacionariedade dos painéis das variáveis PPI e índice de Preços das *Commodities*, foi aplicado os testes de estacionariedade (*ADF*, *Phillips Perron*, *KPSS* e *DFGLS*) separadamente em cada série temporal e constatou-se que todas são $I(1)$ a um nível de 5% de significância, reforçando o fato de que ambos os painéis são estacionários em primeira diferença.

Tabela B3
Teste de Raiz Unitária dos Resíduos do Modelo *PDOLS* – Preços da Exportações ⁽¹⁾

Testes / Períodos	Jan/00 a jun/03		Jul/03 a jun/08		Jul/08 a jun/16	
	<i>Grouped</i>	<i>Pooled Weighted</i>	<i>Grouped</i>	<i>Pooled Weighted</i>	<i>Grouped</i>	<i>Pooled Weighted</i>
IPS max 5 lags	-3,857***	-7,104***	-7,667***	-9,426***	-6,614***	-8,022***
Fisher PP 1 lag	111,958***	148,315***	151,946***	160,603***	169,667***	209,190***
Fisher PP 2 lags	111,958***	148,315***	151,946***	160,603***	169,667***	209,190***

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

(1) Os testes *LLC*, *HT*, *Breitung* e *Hadri LM* requerem que os painéis sejam balanceados, como as estimações dos modelos foram realizadas com dados defasados os resíduos gerados constituíram painéis não balanceados, impossibilitando a aplicação desses testes.

Tabela B4
Teste de Raiz Unitária dos Resíduos do Modelo *PDOLS* – Preço das Importações ⁽¹⁾

Testes / Períodos	Jan/00 a jun/03		Jul/03 a jun/08		Jul/08 a jun/16	
	<i>Grouped</i>	<i>Pooled Weighted</i>	<i>Grouped</i>	<i>Pooled Weighted</i>	<i>Grouped</i>	<i>Pooled Weighted</i>
IPS max 5 lags	-5,096***	-13,111***	-10,182***	-10,009***	-5,307***	-8,135***
Fisher PP 1 lag	100,768***	241,350***	200,928***	190,976***	170,913***	246,286***
Fisher PP 2 lags	100,768***	241,350***	200,928***	190,976***	170,913***	246,286***

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

(1) Os testes *LLC*, *HT*, *Breitung* e *Hadri LM* requerem que os painéis sejam balanceados, como as estimações dos modelos foram realizadas com dados defasados os resíduos gerados constituíram painéis não balanceados, impossibilitando a aplicação desses testes.

LLC - Levin, Lin e Chu (2002) HT - Harris e Tzavalis (1999) Breitung – Breitung (2000)
IPS – Im, Pesaran e Shin (2003) Fisher PP – Choi (2001) Hadri LM – Hadri (2005)

Anexo C**Teste de Robustez dos Coeficientes do *ERPT* para o Preço das Exportações e Importações**

Tabela C1
Coeficientes do *ERPT* para o Preço das Exportações

	Jan/00 a jun/03	Jul/03 a jun/08	Jul/08 a jun/16	Jan/00 a jun/03	Jul/03 a jun/08	Jul/08 a jun/16
Lags-Leads	<i>ARDL – MG</i>			<i>PDOLS - Grouped</i>		
3	-0,3039***	-0,3923***	-0,4811***	-0,6077***	-0,4011***	-0,3908***
4	-0,3915***	-0,3454***	-0,4589**	-0,7046#	-0,3758***	-0,4042***
5	-0,6033***	-0,3003**	-0,1846#	nd ⁽¹⁾	-0,2753#	-0,4344***
	<i>ARDL – PMG</i>			<i>PDOLS - Pooled Weighted</i>		
3	-0,1751***	-0,5755***	-0,4877***	-0,2520***	-0,6263***	-0,3260***
4	-0,2133***	-0,5675***	-0,4604***	0,0491#	-0,6652***	-0,3107***
5	-0,2953***	-0,5388***	-0,4369***	nd	-0,6435***	-0,3479***

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

(1) Não foi possível realizar a estimação devido à exigência de uma série temporal mais longa (nd – não disponível).

Tabela C2
Coeficientes do *ERPT* para o Preço das Importações

	Jan/00 a jun/03	Jul/03 a jun/08	Jul/08 a jun/16	Jan/00 a jun/03	Jul/03 a jun/08	Jul/08 a jun/16
Lags-Leads	<i>ARDL - MG</i>			<i>PDOLS - Grouped</i>		
3	1,0000***	0,3722#	0,9204***	0,9430***	1,0917***	0,9797***
4	0,9341***	0,7984***	0,9390***	nd	1,0592***	1,0359***
5	0,9997***	0,9053***	0,9265***	nd	nd	1,0288***
	<i>ARDL - PMG</i>			<i>PDOLS - Pooled Weighted</i>		
3	1,0090***	1,1083***	1,0563***	0,9532***	1,1151***	0,9547***
4	1,0012***	0,8993***	0,8502***	nd	1,1530***	1,0173***
5	0,9926***	1,1330***	1,0984***	nd	nd	1,0471***

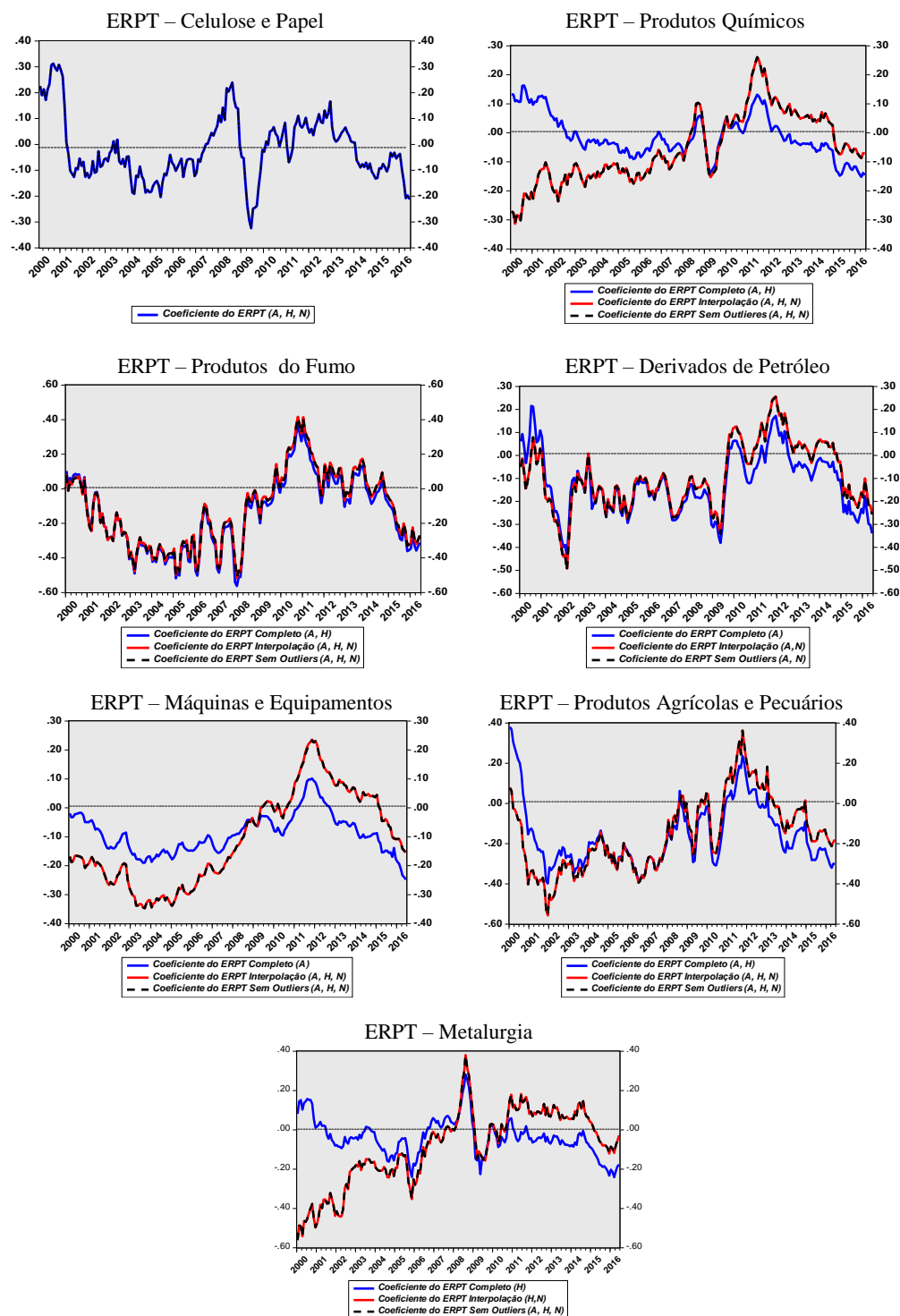
Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10% e # não significativo.

Anexo D

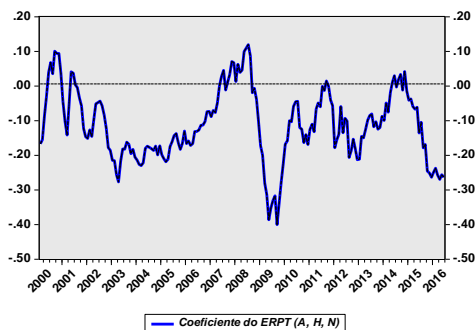
ERPT Variável no Tempo Para os Preços das Exportações

Grupo 1

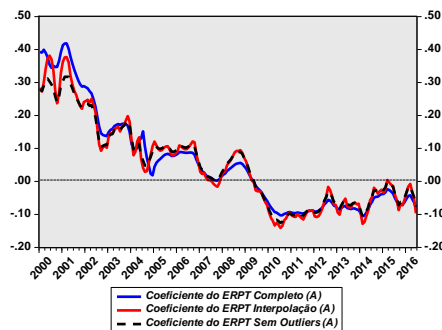


Grupo 2

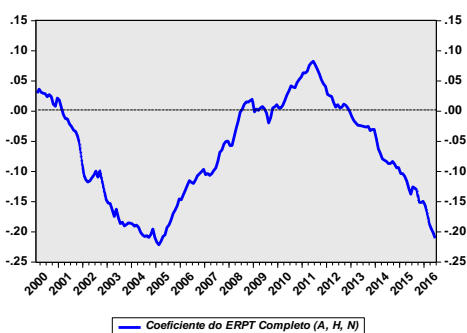
ERPT – Couro, Artefatos de Couro e Calçados



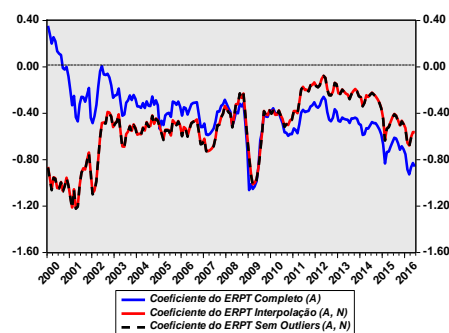
ERPT – Outros Equip. de Transporte



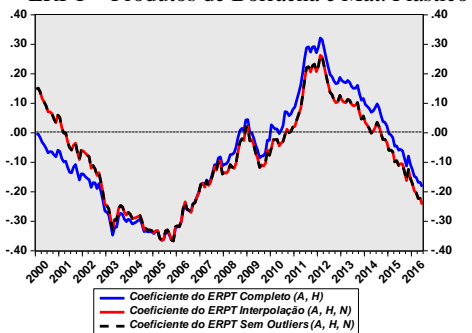
ERPT – Veículos Automotores



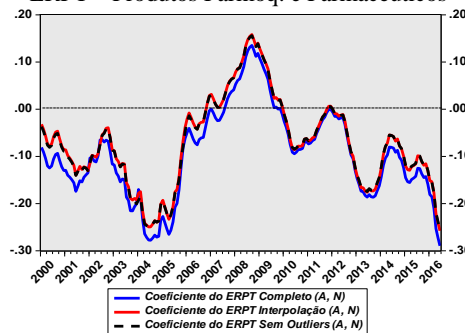
ERPT – Extração de Petróleo e Gás Natural



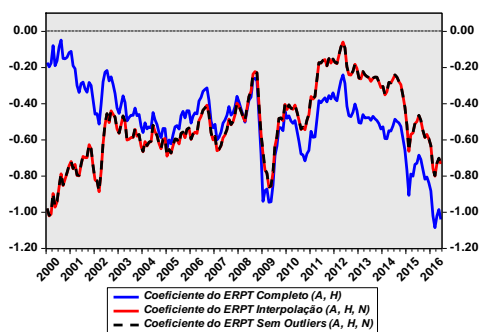
ERPT – Produtos de Borracha e Mat. Plástico



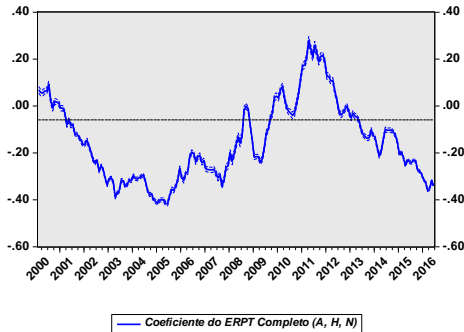
ERPT – Produtos Farmoq. e Farmacêuticos



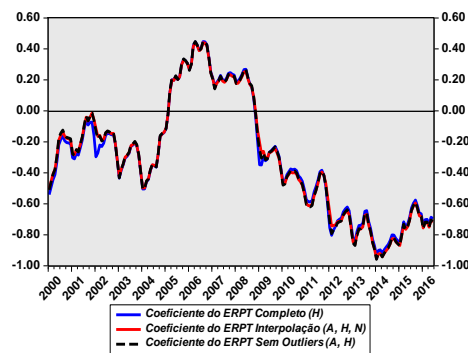
ERPT – Combustíveis



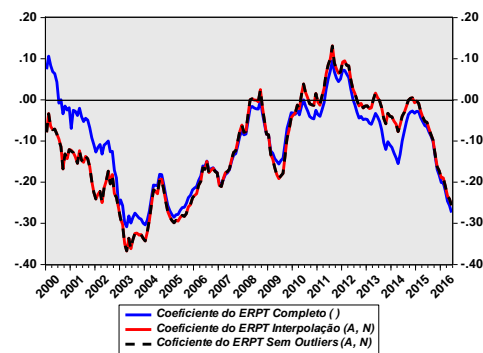
ERPT – Produtos Alimentícios



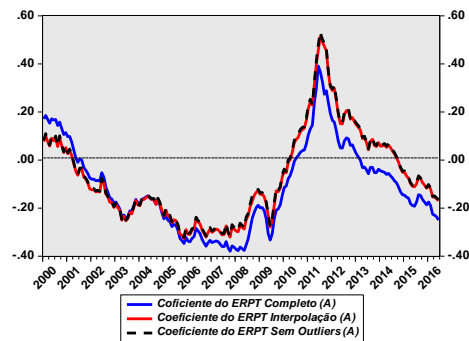
ERPT – Equip. de Informática, Elet. e Ópticos



ERPT – Produtos de Madeira



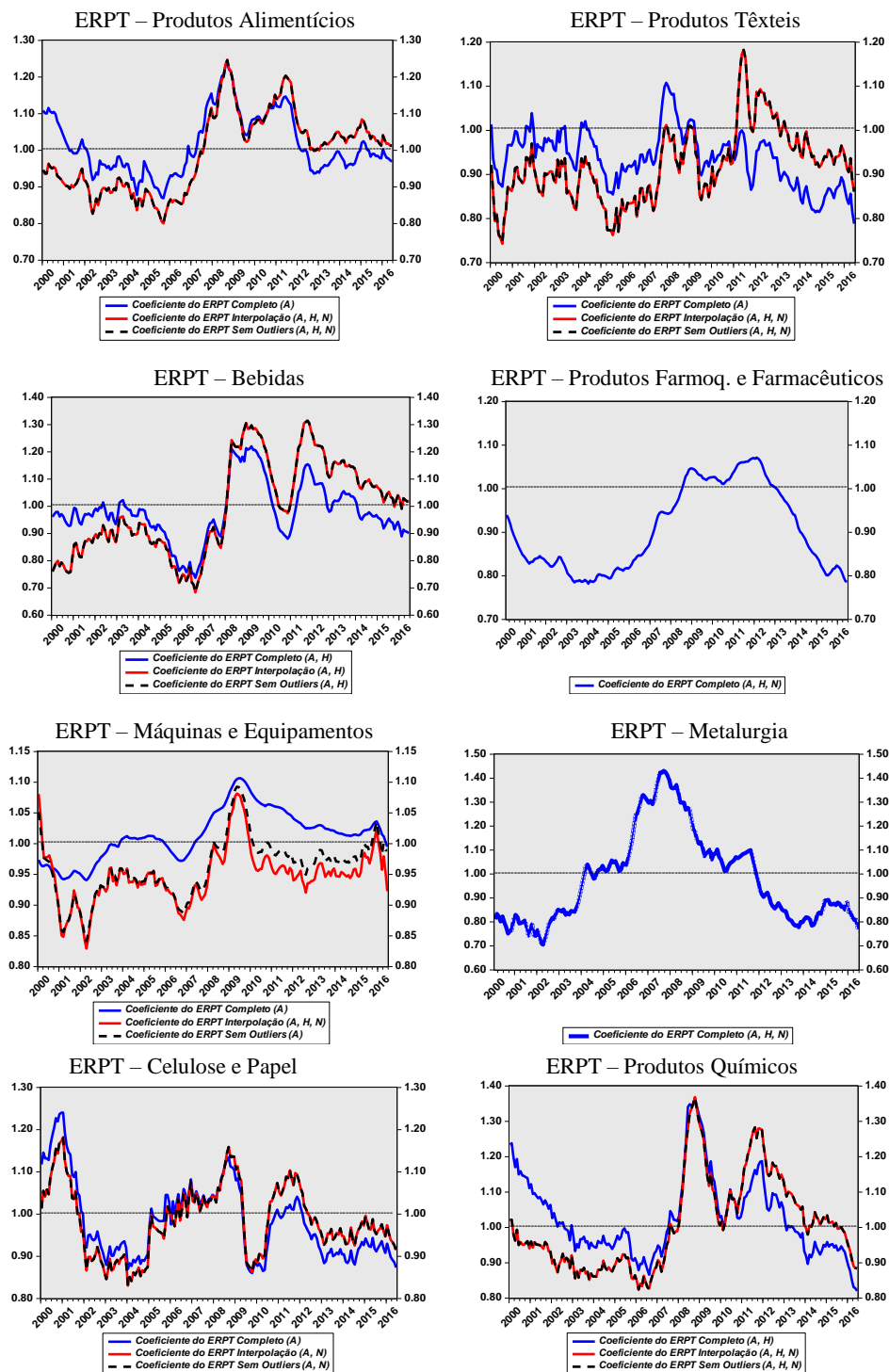
ERPT – Produtos Têxteis



Anexo E

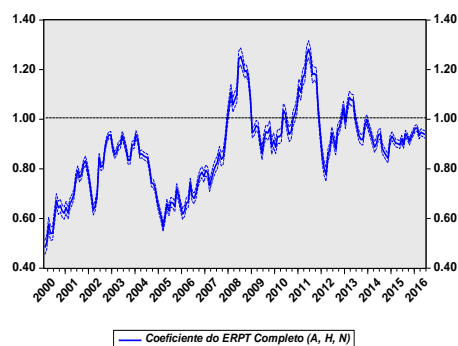
ERPT Variável no Tempo Para os Preços das Importações

Grupo 1

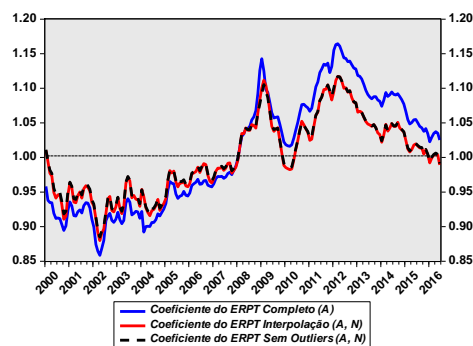


Grupo 2

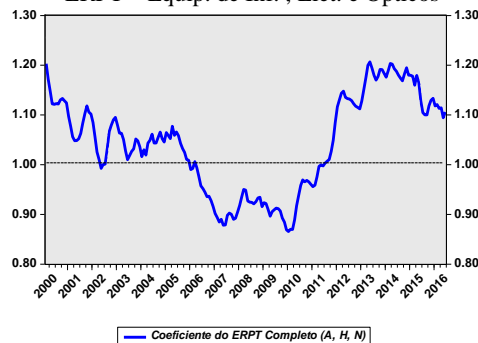
ERPT – Produtos Agrícolas e Pecuários



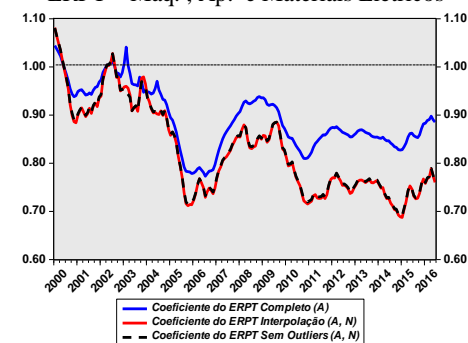
ERPT – Veículos Automotores



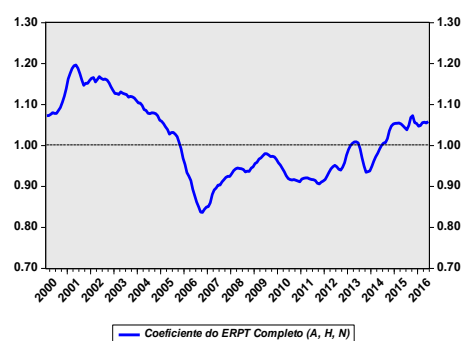
ERPT – Equip. de Inf. , Elet. e Ópticos



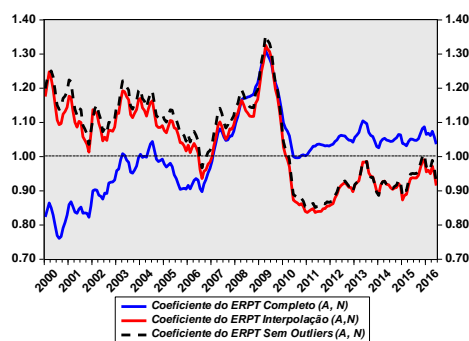
ERPT – Maq. , Ap. e Materiais Elétricos



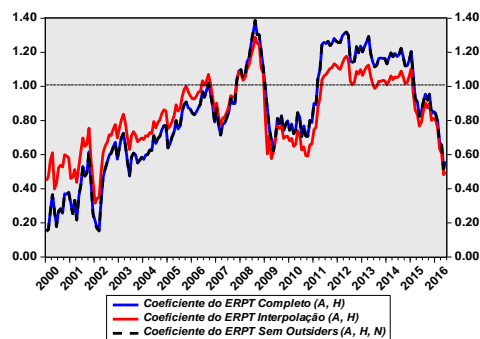
ERPT – Outros Equip. de Transporte



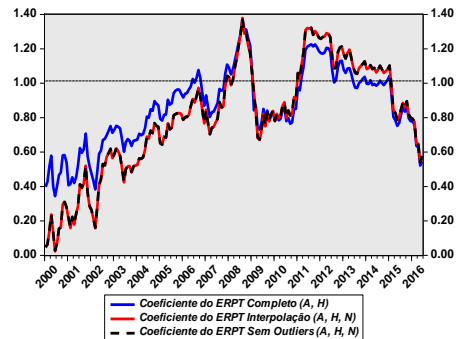
ERPT – Produtos de metal



ERPT – Extração de Petróleo e Gás Natural



ERPT – Combustíveis



ERPT – Extração de Minerais Metálicos

