UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
ÁREA: ECONOMIA APLICADA

LEONARDO KIYOSHI KINOSHITA ASSAHIDE

Pricing-to-market nas exportações industriais brasileiras

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior

Ribeirão Preto - SP

2015

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Dante Pinheiro Martinelli
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Renato Leite Marcondes
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Claudio Ribeiro Lucinda
Coordenador do Programa de Pós-graduação em Economia – Área: Economia Aplicada

LEONARDO KIYOSHI KINOSHITA ASSAHIDE

Pricing-to-market nas exportações industriais brasileiras

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciência.

ORIENTADOR: PROF. DR. SÉRGIO KANNEBLEY JÚNIOR

Ribeirão Preto - SP

2015

AUTORIZO A REPRODUÇÃO E DIVULGAÇÃO TOTAL OU PARCIAL DESTE TRABALHO, POR QUALQUER MEIO CONVENCIONAL OU ELETRÔNICO, PARA FINS DE ESTUDO E PESQUISA, DESDE QUE CITADA A FONTE.

FICHA CATALOGRÁFICA

Assahide, Leonardo Kiyoshi Kinoshita.

Pricing-to-market nas exportações industriais brasileiras. Ribeirão Preto, 2015.

84 p. : il. ; 30cm

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo.

Orientador: Kannebley Júnior, Sérgio.

1. *Pricing-to-market* assimétrico. 2. Taxa real de câmbio. 3. Modelo de correção de erros com parâmetros limiares.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Nome: ASSAHIDE, Leonardo Kiyoshi Kinoshita

Título: *Pricing-to-market* nas exportações industriais brasileiras

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciência.

Aprovada em: _____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

Prof. Dr. _____

Instituição: _____ Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Gostaria primeiramente de agradecer à toda minha família, especialmente ao meu pai Edson e minha mãe Marina, que apesar da saudade e da distância sempre me ensinaram, educaram e incentivaram durante toda a minha vida. À minha irmãzinha Sayuri, que apesar de todas as bagunças, sempre me apoiou em tudo. À minha avó Maçae que sempre faço questão de visitá-la; e à todos os meus familiares.

Sou muito grato ao Professor Sérgio Kannebley Júnior, que além de um ótimo professor, pesquisador e orientador, sempre me incentivou. Não foi somente uma grande orientação, mas ele me desafiou a realizar uma pesquisa cada vez melhor. Ele é o grande responsável pela minha formação acadêmica e por essa pesquisa.

Gostaria de agradecer aos professores, Roseli da Silva e Emerson Marçal, que estiveram nas minhas bancas, sempre com comentários pertinentes, me ajudaram imensamente nesta pesquisa. Além disso, agradeço à professora Roseli e ao professor Eliezer Martins pelo gratificante trabalho como monitor PAE.

Agradeço à todos professores e funcionários da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, que contribuíram direta ou indiretamente na minha formação e com os quais tive aula, conversei ou trabalhei junto. Especialmente aos Professores Luciano Nakabashi e Daniel Domingues dos Santos, com os quais trabalhei no projeto de Pesquisa Vozes da Classe Média. E particularmente agradecer aos funcionários da secretaria de Pós-Graduação Thiago, Matheus e Érika.

Agradeço à Jessy (Jéssica Gagate) e Lulu (Lucas Mariani), casal de amigos companheiros que inclusive aguentaram morar comigo. Junto ao time, agradeço ao PH (Pedro França), popularmente conhecido como "Paulo Histórias". Os três tiveram grande importância nesta longa jornada, tornando-a menos pesada e mais divertida. Jessy sempre com seus conselhos de mãe; Lucas com seus comentários (às vezes exagerados mas sempre cômicos); e PH com as suas longas e divertidas histórias.

Agradeço aos meus amigos que fiz durante essa dura jornada de noites na salinha de estudos: ao Deco (Elder Sant'Anna), Caio (Caio Lopes), Ari (André Cardoso), Popo (Vinicius Poloni), Rê (Renata Borges), Ju (Juliana Ortiz), Gabi (Gabriela Fonseca), My (Myriã Bast) e Paulis (Paula Penko).

Gostaria de agradecer aos amigos de outros anos do mestrado, amigos que sempre colaboraram com discussões econômicas pertinentes como o "jogo ponzi do futebol", o "modelo

de previsão futebolística"; e outras discussões nem tanto econômicas como a "teoria do joelho" e a "teoria da simpatia".

Agradeço aos amigos do LEPES, com os quais compartilhei muito momentos de aprendizado e risos, além das diversas "peladas".

A CNPq e a FUNDACE, pelo auxílio financeiro que possibilitou que esse trabalho fosse desenvolvido de forma adequada.

RESUMO

ASSAHIDE, L. K. K. *Pricing-to-market nas exportações industriais brasileiras*. 2015. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2015.

A segmentação dos mercados internacionais permite a existência do *pricing-to-market*, hipótese inicialmente formulada por Krugman (1986). O primeiro objetivo deste trabalho foi testar o *pricing-to-market* realizado pelos exportadores brasileiros entre 1999 e 2012 utilizando dados para 26 setores industriais. À partir do modelo de Marston (1990), a sua estratégia de identificação adotada foi expandida para ser utilizada em dados em painel e considerar a possibilidade de cointegração entre as variáveis.

Modelos de correção de erros em painel foram estimados utilizando diferentes técnicas de estimação, o efeito médio da taxa real de câmbio no longo prazo é de 0.673, ou seja, um aumento de 1% na taxa real de câmbio leva a um aumento de aproximadamente 0.07% nos preços relativos. No curto prazo, o efeito médio da taxa real de câmbio é de 0.233 nos preços relativos. Então há um efeito maior da taxa real de câmbio no longo prazo que no curto prazo.

Após encontrar evidências de *pricing-to-market* nas exportações brasileiras, este estudo testou a assimetria do *pricing-to-market* através do modelo de painel com parâmetros limiares proposto por Hansen (1999). Foi estudado se a assimetria ou a volatilidade cambial possuem efeitos no nível de *pricing-to-market* realizado. As evidências encontradas mostram que a taxa real de câmbio possui efeitos assimétricos, há um aumento do *pricing-to-market* com a desvalorização cambial.

Palavras-chave: 1. *Pricing-to-market* assimétrico. 2. Taxa real de câmbio. 3. Modelo de correção de erros com parâmetros limiares.

ABSTRACT

ASSAHIDE, L. K. K. **Pricing-to-market in the Brazilian industrial exports.** 2015. Dissertation (Master Degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2015.

The segmentation of international markets allows the pricing-to-market, hypothesis initially defined by Krugman (1986). The first objective of this work is to test the pricing-to-market held by Brazilian exporters between 1999 and 2012 using data panel for 26 industrial sectors. Using the model proposed by Marston (1990), his identification strategy has been expanded from and consider the possibility of cointegration between the variables.

Panel error correction models were estimated using different estimation techniques, the average effect of the real exchange rate in the long run is 0.673, i.e. an increase of 1% in the real exchange rate leads to an increase of 0.07% in relative prices. In the short term, the average effect of the real exchange rate is 0.233 in relative prices. So there is a higher effect of real exchange rate in the long run than in the short term.

After finding evidence of the Brazilian pricing-to-market, this study tested the asymmetric pricing-to-market using the panel threshold model proposed by Hansen (1999). It was examined whether the exchange rate asymmetry or the volatility have effects on the level of pricing-to-market. The evidence shows the real exchange rate has asymmetric effects, there is an increase of Brazilian pricing-to-market associated with a depreciated exchange rate.

Keywords: 1. Asymmetric pricing-to-market 2. Real exchange rate. 3. Error correction model with threshold.

LISTA DE FIGURAS

	Página
Figura 1 - Taxa Real de Câmbio contra o Preço Relativo no Setor de Siderurgia por País	31
Figura 2 - Desalinhamento HP por País	55
Figura 3 - Desalinhamento da PPC relativa por País	56
Figura 4 - Volatilidade EWMA por País	57
Figura 5 - Volatilidade GARCH por País	58
Figura 6 - Taxa Real de Câmbio contra o Preço Relativo no Setor de Peças e Outros Veículos por País	72

LISTA DE TABELAS

	Página
Tabela 1 - Estatísticas Descritivas em Painel	27
Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária de Maddala (1999)	28
Tabela 3 - Teste de Raiz Unitária de Pesaran (2007)	29
Tabela 4 - Correlação Média por País do Preço Relativo com as variáveis referentes a cada País	32
Tabela 5 - Modelo ADL (1,1) para o Preço Relativo no Setor de Siderurgia por País .	33
Tabela 6 - Estimação em Painel com Efeitos Fixos dos Resíduos Recursivos	34
Tabela 7 - Estimação do Preço Relativo com a amostra reduzida	41
Tabela 8 - Estimação com a amostra reduzida e incluindo a Taxa Nominal de Câmbio no Curto Prazo	42
Tabela 9 - Teste F_1 de Linearidade do Coeficiente de Correção de Erros	43
Tabela 10 - Teste F_1 de Não Linearidade do Coeficiente da Taxa Real de Câmbio no Curto Prazo	44
Tabela 11 - Estimação com 1 parâmetro limiar no Coeficiente da Taxa Real de Câmbio no Curto Prazo	45
Tabela 12 - Exportações por Países e Setores	53
Tabela 13 - Estimação da Paridade de Poder de Compra Relativa por País	53
Tabela 14 - Estimação do GARCH(1,1) da Paridade de Poder de Compra Relativa por País	54
Tabela 15 - Estatísticas Descritivas por País	59
Tabela 16 - Estatísticas Descritivas por Setor	60
Tabela 17 - Teste de Raiz Unitária ADF para as variáveis dos Países	62
Tabela 18 - Teste de Raiz Unitária ADF para as variáveis Setoriais	62
Tabela 19 - Teste de Raiz Unitária ADF para o Preço Relativo por País e Setor	65
Tabela 20 - Teste de Cointegração de Westerlund (2007)	70
Tabela 21 - Correlação por País e Setor do Preço Relativo com as variáveis de País .	73
Tabela 22 - Correlação por Setor do Preço Relativo com as variáveis setoriais	75
Tabela 23 - Modelo ADL (1,1) para o Preço Relativo no setor de Peças e Outros Veículos por país	75

Tabela 24 - Estimação do Preço Relativo	76
Tabela 25 - Coeficientes da Estimação MG de Longo Prazo do preço relativo por País e Setor	77
Tabela 26 - Lista de Séries que apresentaram inconsistência	81
Tabela 27 - Séries que apresentaram inconsistência por País e Setor	81
Tabela 28 - Estimação com a amostra reduzida e incluindo a Taxa Nominal de Câmbio no Curto Prazo	82
Tabela 29 - Teste F_2 de Não Linearidade do Coeficiente de Correção de Erros	82
Tabela 30 - Estimação com 1 parâmetro limiar no Coeficiente de Correção de Erros .	83
Tabela 31 - Teste F_2 de Não Linearidade da Taxa Real de Câmbio de Curto Prazo . .	84

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	8
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	10
LISTA DE TABELAS	11
1 INTRODUÇÃO	15
2 REVISÃO DA LITERATURA	19
2.1 <i>Pricing-to-market</i>	19
2.2 Assimetria e Volatilidade	22
3 BASE DE DADOS E OS FATOS ESTILIZADOS	25
3.1 Dados	25
3.2 Fatos Estilizados	30
4 METODOLOGIA	35
4.1 Modelo Econométrico	35
4.2 Hipótese de Não Linearidade	36
5 RESULTADOS	39
5.1 Estimações	39
5.2 Testes de Não Linearidade	42
5.2.1 Testes sob o Coeficiente de Correção de Erro	42
5.2.2 Testes sob a Taxa Real de Câmbio	44
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	48
A Estatísticas Descritivas Adicionais	53
B Testes Adicionais	62

C	Fatos Estilizados Adicionais	72
D	Estimações Adicionais	76

1 INTRODUÇÃO

Com a recente perda da competitividade dos produtos industriais brasileiros no mercado externo, a importância da indústria de transformação tem diminuído no PIB brasileiro. Um dos fatores que prejudicaram a competitividade internacional dos produtos industriais brasileiros foi o longo período de apreciação da taxa real de câmbio durante os anos 2000. Após 2012 houve um movimento de depreciação da taxa real de câmbio, porém não houve uma recuperação da competitividade das indústrias de transformação. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o período de desvalorização cambial mais intensa coincide com um período de grande retração industrial. Desta forma não basta uma desvalorização cambial para recuperar parte da competitividade, será preciso entender como os preços das exportações respondem à taxa real de câmbio.

Como os mercados internacionais são segmentados, é possível que os exportadores brasileiros discriminem os preços entre os mercados, de acordo com elasticidade da demanda de cada mercado importador. Baseando-se em Krugman (1986) este trabalho analisa o *pricing-to-market*, discriminação de terceiro grau nos mercados internacionais, realizado pelos exportadores brasileiros.

Krugman (1986) mostrou que existe um problema de identificação ao analisar os efeitos da taxa de câmbio no *pricing-to-market*, esses efeitos ocorrem através dos custos marginais e da elasticidade da demanda. Enquanto a primeira parte do efeito é independente do país importador; a outra parte é específica da demanda de cada mercado. Portanto, não é possível estimar diretamente o efeito da taxa de câmbio nos preços de exportação. Ou seja, para testar a hipótese de *pricing-to-market* será preciso adotar alguma estratégia para corrigir o problema de identificação. Knetter (1989), Bresnahan (1989) e Marston (1990) propuseram estratégias de identificação diferentes para este problema.

Knetter (1989) resolve o problema de identificação controlando as alterações ao incluir um fator comum de tempo para captar o custo comum aos mercados. Goldberg (1996) explica que os resultados obtidos com essa estratégia não são suficientes para provar o *pricing-to-market*, pois em mercados segmentados e com elasticidade não constantes, o efeito temporal não seria exatamente um índice de custos marginais mas se tornaria um ruído da mensuração dos custos marginais.

Para evitar o problema de identificação do *pricing-to-market*, Bresnahan (1989) mostrou que é possível estimar a magnitude do *markup*. A discriminação de preços é medida em

função de uma combinação dos fatores da demanda conjuntamente com o comportamento dos exportadores. Entretanto, para adotar estratégia será preciso definir o mercado relevante, que pode se tornar um problema.

Marston (1990) propôs estimar os efeitos da taxa real de câmbio nos preços relativos. Desta forma, os efeitos cambiais sobre os custos marginais são iguais para os preços internos e externos; restando apenas os efeitos sobre os as elasticidades das demandas. A estratégia de identificação de Marston (1990) foi escolhida pois ela se encaixa melhor com os objetivos deste trabalho.

Evidências de *pricing-to-market* foram encontradas independente da estratégia de identificação utilizada e do mercado exportador analisado. Por exemplo, Mann (1986), Knetter (1989), Marston (1990), Knetter (1994), Gagnon (1995) e Gil-Pareja (2003) mostraram a existência de *pricing-to-market* realizado por países estrangeiros; enquanto Barroso (2012) fez uma análise para as exportações brasileiras.

Knetter (1989) estudou as exportações americanas e alemãs com diferentes produtos. Ele concluiu que os preços de exportações americanas são menos sensíveis às flutuações na taxa de câmbio do que os preços de exportação alemães.

Gagnon (1995) realizou um estudo sobre as exportações de veículos dos produtores americanos, alemães e japoneses. Assim como Knetter (1989) e Mann (1986), foram encontradas fracas evidências do *pricing-to-market* para as exportações americanas e alemãs. Porém, foi estimado que aproximadamente 70% dos efeitos da taxa de câmbio nos preços ocorrem devido à discriminação de preços dos exportadores japoneses de veículos. Enquanto Marston (1990) estimou para diferentes categorias de veículos e obteve entre 52% e 89% dos efeitos da taxa de câmbio nos preços são devidos à discriminação de preços. Portanto, Gagnon (1995) estimou um percentual de *pricing-to-market* dentro do intervalo estimado por Marston (1990). A divergência no valor estimado pode ter ocorrido devido à diferenças nas bases de dados; nos tipos de veículos, nos períodos, nas estratégias de identificação ou nos métodos econométricos utilizados.

Gil-Pareja (2003) estudou a existência do comportamento de *pricing-to-market* no mercado europeu de carros com dados entre 1993 (unificação dos mercados na União Europeia) e 1998 (adoção do euro como moeda comum). Os dados mostram que a diferença entre os preços nos diferentes mercados atinge 51%, fato que não deveria ocorrer em um mercado integrado. Independente da unificação dos mercados, os testes indicam que há *pricing-to-market*

no período analisado.

Barroso (2012) analisou o *pricing-to-market* realizado pelos exportadores brasileiros com base no modelo proposto em Knetter (1989). Foram estimados os parâmetros de longo prazo do *pricing-to-market* por setores industriais. Foram encontradas fortes evidências de *pricing-to-market*, concluiu-se que quanto maior a intensidade tecnológica do setor industrial maior será o efeito cambial nos preços de exportação.

Com base na literatura apresentada, a primeira contribuição deste trabalho é a expansão da estratégia de identificação de Marston (1990) para calcular o *pricing-to-market* em painel com dados discriminados por países importadores (Marston (1990) estimou em séries temporais por setores, e as exportações eram agregadas). A base dados utilizada é composta por 3 dimensões; sendo as exportações em 26 setores (segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE 2.0 por divisões), para 6 países importadores em 56 trimestres (entre 1999 a 2012). Seguindo a ideia de Barroso (2012) e expandindo o modelo de Marston (1990), foi estimado um modelo de correção de erros em painel.

Krugman (1986) definiu o *pricing-to-market* e identificou a possibilidade de não linearidade dos efeitos da taxa de câmbio. Goldfajn (1996), Goldfajn (2000), Muinhos (2004) e Engel (2009) analisaram a relação entre o desalinhamento cambial e os preços das importações.

Marston (1990) e Knetter (1994) testam se o efeito é assimétrico no caso de uma valorização ou desvalorização da taxa de câmbio. Marston (1990) encontrou efeitos estatisticamente significativos de que uma valorização da moeda doméstica aumenta a elasticidade do *pricing-to-market* em 5 dos 17 setores analisados. Knetter (1994) encontrou evidências ao estimar o *pricing-to-market* utilizando as indústrias exportadoras japonesas, concluindo que uma discriminação maior quando a moeda sofre uma depreciação.

Krugman (1986) e Byrne (2013) estudaram a não linearidade devido à volatilidade da taxa de câmbio. A volatilidade dos preços (via volatilidade cambial) afeta negativamente a demanda, que por sua vez afeta os preços.

Após a verificação da hipótese de *pricing-to-market* nas exportações industriais brasileiras, a segunda contribuição deste trabalho é testar a não linearidade do *pricing-to-market*. Utilizando a técnica de estimação em painel com parâmetros limiares proposta por Hansen (1999), foram realizados testes para verificar a hipótese de que há efeitos assimétricos da taxa de câmbio devido à assimetria e à volatilidade cambial. Usando duas variáveis de assimetria cambial e duas de volatilidade, foram realizados testes F sequenciais de não linearidade nos

coeficientes de taxa real de câmbio no curto prazo e nos coeficientes de correção de erros. Nos casos em que foi encontrada a não linearidade, foram estimados modelos de correção de erros com parâmetros limiares.

Ao testar a não linearidade do termo de correção de erro, não houveram evidências de efeitos assimétricos (independente de testar para a assimetria ou volatilidade cambial), demonstrando que não há efeitos não lineares sobre a relação de longo prazo. Os coeficientes estimados para a taxa real de câmbio de curto prazo possuem não linearidade com os variáveis limiares de assimetria, mas não apresentaram em resultados conclusivos de que seja não linear com a volatilidade cambial. Independente da variável de assimetria utilizada, a desvalorização cambial leva a um aumento do *pricing-to-market*.

Este estudo está organizado da seguinte forma: na seção 2 contém a revisão da literatura sobre *pricing-to-market* e as hipóteses de não linearidade dos efeitos da taxa de câmbio; na seção 3 são apresentados os dados utilizados, os fatos estilizados e as evidências de *pricing-to-market* realizado pelos exportadores brasileiros; a seção 4 foi dividida em duas partes, a primeira contém as estimações de modelos de correção de erros, na segunda parte são apresentados os teste de não linearidades e as estimações com parâmetros limiares; por fim na seção 5 é realizada uma discussão com os principais resultados e as considerações finais do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A revisão da literatura será dividida em duas partes, na primeira será apresentado o modelo de Marston (1990), sua estratégia de identificação, vantagens e a especificação empírica estimada. Na segunda parte será discutida a literatura de assimetria e volatilidade cambial.

2.1 *Pricing-to-market*

Marston (1990) adotou como estratégia de identificação estimar o efeito da taxa de câmbio nos preços relativos $\left(X_{jt} = \left(\frac{S_t P_{jt}^*}{P_{jt}}\right)\right)$; o índice t corresponde ao período e j ao setor; sendo P_{jt} o preço doméstico; P_{jt}^* o preço externo e S_t a taxa de câmbio.

Definindo o lucro π_{jt} função do produto doméstico Y_t , produto externo Z_t ; demanda interna $Q(\cdot)$ e demanda externa $Q^*(\cdot)$; função de custos $c(\cdot)$; salários W_t e preços das matérias-primas P_t^m :

$$\pi_{jt} = P_{jt}Q\left(\frac{P_{jt}}{P_t}, Y_t\right) + S_t P_{jt}^* Q^*\left(\frac{P_{jt}^*}{P_t^*}, Z_t\right) - c\{[Q(\cdot) + Q^*(\cdot)], W_t, P_t^m\} \quad (1)$$

Derivando a função lucro da firma, é possível escrever as condições de primeira ordem em função dos *markup*:

$$\begin{cases} P_{jt} = C_1(\cdot)M\left(\frac{P_{jt}}{P_t}, Y_t\right) \\ S_t P_{jt}^* = C_1(\cdot)M^*\left(\frac{P_{jt}^*}{P_t^*}, Z_t\right) \end{cases} \quad (2)$$

Onde $C_1(\cdot)$ é a função de custo marginal, $M(\cdot)$ é o *markup* do preço doméstico sobre o custo marginal e $M^*(\cdot)$ é o *markup* do preço para exportação sobre o custo marginal (expresso em moeda interna). Os *markups* podem ser escritos em função das elasticidades-preço das demandas, sendo μ a elasticidade no mercado doméstico e μ^* a elasticidade no mercado externo, assim $M(\cdot) = \mu/(\mu - 1)$ e $M^*(\cdot) = \mu^*/(\mu^* - 1)$. Consequentemente o preço no mercado doméstico não é completamente independente do preço externo, pois estão ligados pelas alterações que ocorrem no custo marginal $C_1(\cdot)$.

Portanto, as respostas dos preços em relação às mudanças na taxa de câmbio dependem de dois fatores: convexidade da curva da demanda no mercado importador e as alterações no custo marginal decorrente da quantidade de produto. Como o custo marginal é um fator comum aos mercados, então as alterações nos preços relativos ocorrerão devido às diferentes elasticidades da demanda, ou seja a discriminação de preços.

Partindo das condições de primeira ordem, é possível obter a elasticidades dos preços externo em relação à taxa de câmbio (β_1), i.e. o *pass-through* no mercado externo. De forma análoga, é possível obter o *pass-through* interno (β_2):

$$\beta_1 = \frac{\left(\frac{\partial P_{jt}^*}{P_{jt}^*}\right)}{\left(\frac{\partial S_t}{S_t}\right)} = -\frac{H_{11}S_t}{|H|} \quad (3)$$

$$\beta_2 = \frac{\left(\frac{\partial P_{jt}}{P_{jt}}\right)}{\left(\frac{\partial S_t}{S_t}\right)} = -\frac{[M^*(.)C_{11}Q_1^*]P_t^*}{|H|} \quad (4)$$

O H_{11} , H_{22} e $|H|$ são definidos como:

$$H_{11} = 1 - ((C_1M_1))/P_t - ((M(.))C_{11}Q_1))/P_t \quad (5)$$

$$H_{22} = S_t - ((C_1M_1^*))/P_t^* - ((M^*(.))C_{11}Q_1^*))/P_t^* \quad (6)$$

$$|H| = H_{11}H_{22} - [M(.))M^*(.))(C_{11})^2Q_1Q_1^*]/(P_tP_t^*) \quad (7)$$

Sendo o C_{11} a derivada do custo marginal em relação ao produto; Q_1^* a derivada da função de demanda no mercado externo em relação ao câmbio; Q_1 a derivada da função de demanda interna em relação ao câmbio.

Analogamente, a resposta dos preços relativos a uma alteração do câmbio doméstico pode ser escrita em termos da elasticidade do *pricing-to-market* α_1 :

$$\alpha_1 = \frac{\left(\frac{\partial X_{jt}}{X_{jt}}\right)}{\left(\frac{\partial S_t}{S_t}\right)} = \frac{[-\tau^*S_tH_{11} + \tau M^*(.)C_{11}Q_1^*]/P_t^*}{|H|} \quad (8)$$

Onde τ é a elasticidade do *markup* doméstico com relação aos preços ($\tau = (M_1P_{it})/(M(.))P_t$); e τ^* é a elasticidade do *markup* no mercado externo ($\tau^* = (M_1^*P_{it}^*)/(M^*(.))P_t^*$).

Para ilustrar a relação entre o *pricing-to-market* e os *pass-throughs*, pode-se reescrever o *pricing-to-market*:

$$\alpha_1 = 1 + \beta_1 - \beta_2 \quad (9)$$

Analisando o comportamento da demanda, pode-se observar dois casos principais em relação às elasticidades dos *markups*, caso os *markups* sejam constantes ($\tau = \tau^* = 0$) ou caso eles variem ($\tau, \tau^* < 0$).

O primeiro caso ocorre se ambas as curvas de demanda possuírem elasticidades constantes em relação aos preços, então os *markups* são constantes e as elasticidades dos *markups*

são iguais a zero. Os preços (internos e externos) são afetados apenas pelo custo marginal comum, i.e. os preços relativos permanecem constantes e não há *pricing-to-market*.

No segundo caso, os *markups* precisam variar com os preços para que ocorra *pricing-to-market*. Considerando a curva de demanda menos convexa que uma curva de elasticidade constante, situação em que um aumento nos preços reduz o *markup* dos preços sobre o custo marginal. Uma depreciação da moeda doméstica diminui os preços de exportação (na moeda do mercado importador), aumentando o *markup*. A redução do preço de exportação é menor que o aumento na taxa de câmbio, ou seja o *pass-through* será incompleto ($|\beta_1| < 1$). Se o preço for convertido para a moeda do exportador, o seu valor será maior ($1 + \beta_1 > 0$) em termos percentuais.

Se os custos marginais forem constantes, os preços domésticos serão constantes e a margem entre os preços internos e externos deve aumentar, assim a elasticidade do *pricing-to-market* será positiva ($\alpha_1 > 0$). Se os custos marginais aumentarem com o aumento da produção, os preços domésticos aumentam com a depreciação da moeda ($\beta_2 > 0$), porém haverá uma redução do *markup*. Independentemente do comportamento do custo marginal, a elasticidade do *pricing-to-market* será positivo ($0 < \alpha_1 < 1$). Então, a diferença entre os preços externos e internos aumentam com uma depreciação da moeda.

O modelo proposto por Marston (1990) possui vantagens pois permite que a taxa de câmbio possua efeitos distintos sobre o *markup* e sobre o custo marginal. Assim pequenas alterações no câmbio podem gerar respostas nos preços através dos custos marginais.

Para determinar os fatores que afetam os preços relativos, a forma reduzida é obtida através da diferenciação total da equação 2 e resolve-se para dX_{jt}/X_{jt} :

$$\frac{dX_{jt}}{X_{jt}} = \alpha_1 \left(\frac{dR_t}{R_t} \right) + \alpha_2 \left(\frac{dZ_t}{Z_t} \right) + \alpha_3 \left(\frac{dY_{jt}}{Y_{jt}} \right) + \alpha_4 \left[\frac{d \left(\frac{W_t}{P_t} \right)}{\left(\frac{W_t}{P_t} \right)} \right] + \alpha_5 \left[\frac{d \left(\frac{P_t^m}{P_t} \right)}{\left(\frac{P_t^m}{P_t} \right)} \right] \quad (10)$$

Sendo $R_t = (S_t P_t^*)/P_t$ a taxa de câmbio real, ou seja a taxa de câmbio nominal ponderada pela razão do nível de preços; Z_t é o produto interno bruto real; Y_{jt} a produção do setor; W_t/P_t o salário real no país produtor e P_t^m/P_t o nível de preço real das matérias-primas.

Marston (1990) mostrou que os preços relativos são afetados pela taxa real de câmbio e pelas surpresas cambiais, i.e. alterações da taxa nominal de câmbio que não são esperadas. Como a taxa nominal de câmbio é utilizada como a diferença entre a variação do último período com a variação do período anterior ($\Delta S_t - \Delta S_{t-1}$) e a taxa real de câmbio entra como a variação

do último período, então a correlação entre as variáveis é baixa. Marston (1990) estimou o seguinte modelo:

$$\Delta x_{jt} = (\Delta s_t - \Delta s_{t-1}) + \alpha_1 \Delta r_t + \alpha_2 \Delta z_t + \alpha_3 \Delta y_{jt} + \alpha_4 \Delta \frac{w_t}{p_t} + \alpha_5 \Delta \frac{p_t^m}{p_t} \quad (11)$$

Assim como nos resultados estimados pelo autor, é esperado que tanto a taxa real de câmbio como a surpresa cambial possuam efeitos positivos nos preços relativos. Marston (1990) não apresenta os resultados das variáveis de controle (renda do país importador, nível da produção industrial, nível dos salários reais e nível dos preços reais das matérias-primas). Porém, é esperado que a renda do país importador possua efeito positivo, pois um aumento da renda geraria um aumento de demanda externa. Como o nível de produção setorial está associado à renda e à demanda interna, desta forma a produção deve ter um efeito negativo nos preços relativos. Os custos (salários e preços das matérias-primas) aumentam os preços internos e externos, desta forma dependerá da capacidade de discriminação dos preços em cada setor.

Supondo que não há *pricing-to-market*, e os α 's são iguais a zero, então o Δx_{jt} é afetado somente pelas surpresas cambiais ($\Delta s_t - \Delta s_{t-1}$). Se não houver surpresa cambial entre os períodos $t-2$ e $t-1$, então a variação nos preços relativos será igual a surpresa cambial entre os períodos $t-1$ e t . E se não houver surpresa cambial entre t e $t+1$ também não haverá mais efeitos em Δx_{jt+1} . Portanto a alteração não esperada da taxa nominal de câmbio tem efeito possui apenas um efeito transitório nos preços relativos. Enquanto as alterações na taxa real de câmbio levam a mudanças permanentes nos preços relativos.

Marston (1990) analisa somente o efeito de curto prazo das variáveis cambiais (taxa real de câmbio e surpresa cambial), ignorando as possíveis relações de longo prazo entre as variáveis. Assim como Barroso (2012), este trabalho propõe uma especificação empírica de um modelo de correção de erros.

2.2 Assimetria e Volatilidade

Krugman (1986) definiu o *pricing-to-market* e discutiu a possibilidade de não linearidade dos efeitos da taxa de câmbio. A não linearidade do *pricing-to-market* poderia ocorrer devido à assimetria ou volatilidade cambial.

A não linearidade do *pricing-to-market* em relação à assimetria cambial pode ser justificada de várias maneiras. Seguindo os modelos de produção industrial, no caso em que a firma

já atingiu a sua produção máxima, uma desvalorização cambial não terá efeito nos preços de exportação em moeda estrangeira, pois as firmas aumentam seus lucros vendendo toda a produção e desta forma mantém os preços constantes em dólar. Desta forma, haveria um aumento do *pricing-to-market*.

Por outro lado, se os exportadores pretenderem aumentar os seus *market share* nos mercados internacionais eles adotarão outro comportamento. Uma valorização cambial aumentaria os preços nos mercados importadores, porém os exportadores absorvem parte do efeito cambial reduzindo os seus *markups*. Caso ocorra uma desvalorização cambial eles podem manter os *markups* e permitir uma redução dos preços de exportação em moeda estrangeira.

Marston (1990) e Knetter (1994) testaram a assimetria do efeito em casos de valorização ou desvalorização da taxa de câmbio. Marston (1990) analisou as exportações japonesas entre 1980 a 1987, como a taxa real de câmbio japonesa passou por um período de apreciação após 1985 então ele testou a assimetria do câmbio através da inclusão de uma *dummy* para este período. Marston (1990) encontrou efeitos estatisticamente significativos de que uma valorização da moeda doméstica aumenta a elasticidade do *pricing-to-market* em 5 dos 17 setoresq.

Knetter (1994) analisou as exportações alemãs e japonesas testando o efeito assimétrico do *pricing-to-market*. Ele estimou coeficiente separados para variações positivas e negativas do câmbio. Ao estimar por setores não foram encontradas evidências de assimetria do *pricing-to-market*. Porém evidências foram obtidas quando foi utilizada a base empilhada das exportações japonesas, sendo um efeito cambial maior quando ocorrem depreciações do que quando ocorrem apreciações.

A não linearidade do *pricing-to-market* pode vir do efeito assimétrico do desalinhamento cambial¹. Pelo lado da demanda, o efeito está associado a a percepção do nível de preços internos em relação aos externos por parte do consumidor. Pelo lado da oferta, o exportador enfrenta o *trade-off* entre obter maiores lucros contra o seu poder de mercado. Goldfajn (1996), Goldfajn (2000), Muinhos (2004) e Engel (2009) analisaram a relação entre o desalinhamento cambial e a inflação doméstica.

O *pricing-to-market* também pode ser não linear devido aos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio. Desta forma, não importaria se o câmbio está valorizado ou desvalorizado, mas a magnitude do desalinhamento. Sendo assim uma valorização e uma desvalorização de

¹Williamson (1994) e Edwards (1989) definem o desalinhamento cambial, como o desvio da taxa de câmbio real (RER, *real exchange rate*) em relação a taxa de câmbio real de equilíbrio (ERER, *equilibrium real exchange rate*). Ou seja, $Desalinhamento = \frac{ERER}{RER}$.

mesma magnitude possuem os mesmos efeitos nas precificação. A volatilidade cambial pode afetar o *pricing-to-market* tanto através da demanda do mercado importador como pela oferta de exportações.

Segundo Feenstra (1991), em um ambiente de alta volatilidade cambial os consumidores estrangeiros demandam menos produtos importados devido à aversão ao risco cambial. A redução da demanda leva a uma redução dos *markups* das firmas exportadoras. Por outro lado, os exportadores também são avessos ao risco e a volatilidade cambial afetará negativamente os preços de exportação.

Baseando-se na ideia de que a demanda é afetada pela instabilidade na dinâmica dos preços (Krugman, 1986), Byrne (2013) testa como a volatilidade da taxa de câmbio afeta a demanda, e que por sua vez afeta o *pricing-to-market*.

No modelo utilizado por Byrne (2013), a demanda Q_t^* é em função do preço de exportação $P_t^* S_t$ e da volatilidade dos preços σ_t . A volatilidade dos preços é definida uma função dos preços anteriores, ou seja, $\sigma_t = \sigma(P_{t-1}S_{t-1}; P_{t-2}S_{t-2}; \dots; P_{t-12}S_{t-12})$ (desta forma a volatilidade do câmbio afeta negativamente a quantidade demanda). O *pricing-to-market* é definido como:

$$\frac{\partial P_t}{\partial S_t} = \frac{\partial C_{1t}}{S_t} - \frac{\partial Q}{\partial S_t} \frac{\partial P_t}{\partial Q} + \frac{Q_t}{(\partial Q / \partial P_t)^2} \frac{\partial^2 Q}{\partial P_t \partial S_t} \quad (12)$$

A equação do *pricing-to-market* apresenta a ideia de instabilidade na relação entre os preços de exportação e a taxa de câmbio. Para mostrar o efeito da volatilidade nos preços de exportação, Byrne (2013) derivou o *pricing-to-market* em relação a volatilidade σ_t :

$$\frac{\partial^2 P_t}{\partial S_t \partial \sigma_t} = \frac{\partial(\partial P_t / \partial S_t)}{\partial \sigma_t} = \frac{\partial Q_t}{\partial \sigma_t} \frac{\partial^2 Q}{\partial P_t \partial S_t} \frac{1}{(\partial Q / \partial P_t)^2} \quad (13)$$

Os estudos de Byrne (2013) indicam que há *pricing-to-market* nas exportações do Reino Unido. Como a demanda é função da volatilidade cambial, os resultados indicam que o nível de *pricing-to-market* varia ao longo do tempo.

3 BASE DE DADOS E OS FATOS ESTILIZADOS

3.1 Dados

Uma das inovações deste trabalho em relação a Marston (1990), foi testar a hipótese de *pricing-to-market* utilizando uma base de dados em painel composta de 3 dimensões (país i , setor industrial j e tempo t). Marston (1990) testou separadamente os setores em séries temporais, porém neste trabalho foi testada a dicotomia entre o mercado interno e externo utilizando um conjunto de informações ampliado ao incorporar as informações de vários países em um único painel. A base de dados possui 6440 amostras em 115 dimensões *cross-section*, sendo 56 períodos, 6 países e 26 setores.

Os dados trimestrais são compreendidos entre o primeiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2012, com 56 períodos. Serão analisadas as exportações brasileiras para seis mercados: Argentina, Chile, China, Estados Unidos, Japão e México. A base de dados é composta por 26 setores² de exportação. A relação discriminada de setores de exportação por país será apresentada na tabela 12 do apêndice.

A variável de interesse preços relativos $X_{i,j,t}$ difere de acordo com o país i , a indústria j e ao longo do tempo t . A variável foi calculada a partir da relação dos preços setoriais de exportação por país da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) com os Índices de Preços ao Produtor Amplo (IPA - FGV) por setor, convertida em real pela taxa nominal de câmbio.

Os 6 mercados importadores analisados correspondem à aproximadamente 45% das exportações de produtos manufaturados, sendo 22% para a Argentina, 3% para o Chile, 2% para a China, 13% nos Estados Unidos, 1% para o Japão e 4% para o México. Para cada país foram utilizadas as seguintes variáveis: taxa real de câmbio $R_{i,t}$ por país i obtida na base de dados da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX), a taxa de câmbio nominal corrigido pelo índice de preços atacadista externo e Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA - FGV); a taxa de câmbio nominal $s_{i,t}$ (utilizada para calcular o efeito da variação não esperada do câmbio nominal); e o produto interno bruto real $Z_{i,t}$ do país importador i obtido no banco de

²Apenas 3 setores são exportados para os 6 países: siderurgia, peças e outros veículos, e beneficiamento de produtos vegetais. Os outros setores utilizados são: agropecuária; extrativa mineral; minerais não metálicos; siderurgia; metalurgia de metais não ferrosos; outros produtos metalúrgicos; máquinas e tratores; material elétrico; equipamentos eletrônicos; veículos automotores; peças e outros veículos; madeira e mobiliários; celulose, papel e gráfica; borracha; elementos químicos; refino de petróleo; químicos diversos; farmacêutica e perfumaria; têxtil; calçados; café; beneficiamento de produtos vegetais; abate de animais; óleos vegetais; outros produtos alimentares; e indústrias diversas.

dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

Com o objetivo de verificar os efeitos da assimetria e da volatilidade cambial, este trabalho utilizou quatro variáveis distintas como parâmetros limiares. A primeira variável de desalinhamento foi baseada na definição de desalinhamento de Edwards (1989). A variável foi calculada através da diferença entre a taxa de câmbio real e a tendência da série, i.e. ela é o desvio do câmbio em relação ao seu nível potencial. Ela foi calculada utilizando os desvios da série em relação à sua tendência obtida através da metodologia do filtro de Hodrick-Prescott.

Baseando-se na validade da Paridade do Poder de Compra (PPC) relativa para a economia brasileira (Kannebley Júnior, 2003), a segunda variável utilizada é o resíduo da estimação da relação da PPC relativa. Para isso, foram utilizadas a taxa nominal de câmbio, o Índice de Preços por Atacado (IPA) nacional e externo (por país). As estimativas da PPC relativa estão contidas na tabela 13 do apêndice.

A primeira variável de volatilidade cambial foi calculada seguindo o *exponentially weighted moving average* (EWMA) na série de resíduos ao quadrado da PPC relativa. A segunda variável foi calculada através da estimação da PPC relativa através do *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity* (GARCH). Hansen (2005) mostra que o modelo GARCH é o melhor método para estimar a variância condicional de uma série. Os resultados dos modelos estimados estão contidos na tabela 14 do apêndice. Como essas variáveis são baseadas na variância das séries, então as medidas de volatilidade apresentam pequenas magnitudes.

Para ilustrar as séries de desalinhamento e a volatilidade cambial, os gráficos das séries por país estão contidos no apêndice. O desalinhamento HP e a PPC relativa serão apresentados, respectivamente, nas figuras 2 e 3. A volatilidade EWMA é apresentada na figura 4, enquanto as séries do GARCH estão na figura 5.

As estatísticas descritivas agrupadas por país dos preços relativos médios e das variáveis de país estão contidas na tabela 15 no apêndice. Pode-se observar na tabela 15 que a quantidade de observações da variável preço relativo é diferente entre os países. Isto ocorre pois não há exportações em todos os setores para todos os países; há exportações em 24 setores para a Argentina (1344 observações) enquanto há somente 12 para a China (672 observações). É importante notar que as médias das variáveis de desalinhamento cambial não são zero, pois as séries foram calculadas utilizando uma amostra mensal de 1997 a 2013 e a partir delas que foi retirada a amostra trimestral para o período utilizado na pesquisa.

As variáveis setoriais utilizadas são: índice de produção trimestral $Y_{j,t}$ calculado pelo

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); e índice de custo $C'_{j,t}$, construído à partir da relação entre índice de preços de exportação e de rentabilidade da FUNCEX, e do Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA - FGV) por setor. Na tabela 16 do apêndice estão contidas as estatísticas descritivas da produção, custo e o preço relativo médio das exportações por setor. Da mesma forma que ocorre com os preços relativos por país, a quantidade de observações de preços relativos por setor varia de acordo com a quantidade de países para os quais os produtos são exportados.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas em Paineis

Variável		Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
Preço relativo	<i>overall</i>	4.707	0.264	3.460	5.756	N = 6440
	<i>between</i>		0.108	4.381	5.065	n = 115
	<i>within</i>		0.241	3.551	5.795	T = 56
Taxa real de câmbio	<i>overall</i>	4.717	0.309	4.156	5.471	N = 336
	<i>between</i>		0.060	4.637	4.790	n = 6
	<i>within</i>		0.304	4.198	5.457	T = 56
Taxa nominal de câmbio	<i>overall</i>	4.638	0.299	4.003	5.934	N = 324
	<i>between</i>		0.078	4.552	4.758	n = 6
	<i>within</i>		0.290	3.883	5.815	T = 54
Renda	<i>overall</i>	4.551	0.215	3.807	5.151	N = 336
	<i>between</i>		0.027	4.504	4.584	n = 6
	<i>within</i>		0.213	3.794	5.139	T = 56
Produção	<i>overall</i>	4.561	0.191	3.621	5.368	N = 1456
	<i>between</i>		0.068	4.354	4.648	n = 26
	<i>within</i>		0.179	3.650	5.281	T = 56
Custo	<i>overall</i>	4.628	0.460	3.185	5.718	N = 1456
	<i>between</i>		0.082	4.476	4.840	n = 26
	<i>within</i>		0.453	3.327	5.702	T = 56
Desalinhamento HP	<i>overall</i>	0.006	0.086	-0.482	0.337	N = 336
	<i>between</i>		0.002	0.003	0.009	n = 6
	<i>within</i>		0.086	-0.481	0.333	T = 56
PPC relativa	<i>overall</i>	0.001	0.035	-0.110	0.113	N = 336
	<i>between</i>		0.002	-0.001	0.003	n = 6
	<i>within</i>		0.035	-0.111	0.113	T = 56
EWMA	<i>overall</i>	0.002	0.001	0.000	0.017	N = 336
	<i>between</i>		0.000	0.002	0.002	n = 6
	<i>within</i>		0.001	0.000	0.016	T = 56
GARCH	<i>overall</i>	0.002	0.004	0.000	0.037	N = 336
	<i>between</i>		0.000	0.001	0.003	n = 6
	<i>within</i>		0.004	0.000	0.037	T = 56

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data, IBGE e OCDE.

As estatísticas *between* e *within* das variáveis são apresentadas na tabela 1. Pode-se observar que a quantidade de observações também não é idêntica, pois as estatísticas descritivas em painel foram realizadas excluindo os painéis repetidos, i.e. na estatística descritiva calculada para a taxa real de câmbio foram utilizadas somente uma série correspondente a cada país importador.

Antes de testar a hipótese de *pricing-to-market*, serão realizados testes de raiz unitária em painel de 1^a e 2^a geração, e o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) em cada série separadamente. Não foram realizados os testes de estacionariedade para as variáveis de desalinhamento

e volatilidade, pois por construção elas não possuem raiz unitária (ademais elas são utilizadas somente como parâmetros limiares). Nos testes de raiz unitária em painel não foram utilizadas séries repetidas, i. e. foram utilizadas 6 séries para as taxas de câmbio e para a renda (cada série é referente a um país); as 26 séries de produção e custos correspondem a cada um dos setores.

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária de Maddala (1999)

Variáveis	Lags	Sem tendência		Com tendência	
		Chi-quadrado	p-valor	Chi-quadrado	p-valor
Preço relativo	0	679.432	0.000	626.385	0.000
	1	551.765	0.000	595.775	0.000
	2	383.207	0.000	342.539	0.000
	3	279.768	0.014	260.411	0.082
	4	201.849	0.910	193.411	0.962
Taxa real de câmbio	0	7.167	0.846	8.783	0.721
	1	6.510	0.888	17.038	0.148
	2	6.640	0.880	4.735	0.966
	3	4.082	0.982	4.750	0.966
	4	4.139	0.981	2.761	0.997
Taxa nominal de câmbio	0	9.105	0.694	4.294	0.978
	1	19.513	0.077	14.417	0.275
	2	9.056	0.698	5.012	0.958
	3	8.460	0.748	6.208	0.905
	4	7.640	0.813	7.110	0.850
Renda do país importador	0	6.051	0.913	3.355	0.992
	1	13.397	0.341	10.161	0.602
	2	6.055	0.913	3.020	0.995
	3	5.999	0.916	2.946	0.996
	4	5.783	0.927	3.134	0.995
Produção	0	135.210	0.000	261.786	0.000
	1	72.539	0.031	115.311	0.000
	2	53.806	0.405	87.741	0.001
	3	45.985	0.708	68.077	0.067
	4	44.248	0.769	45.345	0.731
Custo	0	31.830	0.988	23.995	1.000
	1	57.131	0.290	59.485	0.222
	2	30.414	0.993	26.435	0.999
	3	32.047	0.987	40.335	0.880
	4	24.690	1.000	44.550	0.759

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data, IBGE e OCDE.

O primeiro teste apresentado é o teste de Maddala (1999) em painel. O teste de Maddala (1999) permite heterogeneidade nos coeficiente auto regressivos da regressão de Dickey-Fuller, porém ignora a possibilidade de dependência *cross-section* dos dados. O teste consiste na combinação dos p-valores dos N testes de raiz em unitária independentes. Analisando os p-valores combinados, o teste assume a hipótese nula de que todas as séries são possuem raiz unitária, contra a hipótese alternativa de que pelo menos uma série do painel é estacionária.

Na tabela 2 é possível observar que ocorre a rejeição da hipótese nula somente para os preços relativos e para a produção. É possível que haja interferência da dependência *cross-section* das séries, pois as séries tendem a variar de forma cointegrada devido aos fatores econômicos.

Assim como em Maddala (1999), o teste de Pesaran (2007) - CIPS - também permite a heterogeneidade dos coeficientes auto regressivos da regressão de Dickey-Fuller, porém a diferença consiste em incluir um fator comum não observado com fatores de cargas heterogêneos. A estatística é construída com base nos resultados de regressões Dickey-Fuller em que as médias das *cross-section* são incluídas no modelo. Os resultados dos testes estão presentes na tabela 3, a hipótese nula deste teste é que o painel possui raiz unitária, i.e. não é estacionário.

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária de Pesaran (2007)

Variáveis	Lags	Sem tendência		Com tendência	
		Zt-bar	p-valor	Zt-bar	p-valor
Preço relativo	0	-16.832	0.000	-19.567	0.000
	1	-11.013	0.000	-11.622	0.000
	2	-7.220	0.000	-5.740	0.000
	3	-6.104	0.000	-4.755	0.000
	4	-5.774	0.000	-4.417	0.000
Taxa real de câmbio	0	-1.074	0.142	-0.249	0.402
	1	-1.399	0.081	-1.271	0.102
	2	-0.918	0.179	-0.354	0.362
	3	-1.739	0.041	-1.261	0.104
	4	-1.879	0.030	-0.974	0.165
Taxa nominal de câmbio	0	11.688	1.000	11.535	1.000
	1	11.688	1.000	11.535	1.000
	2	11.688	1.000	11.535	1.000
	3	11.688	1.000	11.535	1.000
	4	11.688	1.000	11.535	1.000
Renda do país importador	0	6.807	1.000	2.376	0.991
	1	6.464	1.000	2.271	0.988
	2	7.409	1.000	3.177	0.999
	3	8.137	1.000	3.377	1.000
	4	7.413	1.000	2.264	0.988
Produção	0	-7.379	0.000	-9.879	0.000
	1	-2.117	0.017	-3.037	0.001
	2	-1.184	0.118	-0.671	0.251
	3	-0.677	0.249	0.146	0.558
	4	1.041	0.851	1.680	0.953
Custo	0	-1.165	0.122	-5.080	0.000
	1	-0.430	0.334	-2.883	0.002
	2	1.119	0.868	-1.525	0.064
	3	2.072	0.981	-0.168	0.433
	4	1.216	0.888	-1.717	0.043

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data, IBGE e OCDE.

Comparando os testes de raiz unitária em painel de Maddala (1999) e Pesaran (2007) pode-se observar que os resultados obtidos são bastante parecidos, com exceção do teste para o custo com tendência. No primeiro caso ela não rejeita a raiz unitária, enquanto rejeita no segundo.

Como os resultados dos testes anteriores para os preços relativos não foram conforme o esperado, foi realizado individualmente o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para cada série do painel. O teste ADF possui como hipótese nula que a variável possui raiz unitária. Os resultados estão presentes no apêndice, sendo os resultados para a taxa real de câmbio, taxa

nominal de câmbio e renda estão na tabela 17; os resultados setoriais estão na tabela 18; e os testes para o preço relativo (discriminado por país e setor) estão na tabela 19. Pode-se observar que os resultados indicam que as variáveis possuem raiz unitária em todas, ou na maioria das séries analisadas.

Como as variáveis possuem raiz unitária, é possível que exista uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, por isso foi realizado o teste de cointegração em painel proposto por Westerlund (2007), tabela 20 do apêndice. A ideia é testar a possibilidade de uma relação com cointegração testando a existência ou não de um modelo de correção de erros para as séries individualmente (ou para o painel inteiro). O teste considera um modelo de correção de erros em que todas as variáveis em níveis são $I(1)$.

Sendo a_i a estimativa da velocidade de correção de erros para o equilíbrio de longo prazo, as estatísticas Ga e Gt testam com hipótese nula que $a_i = 0$ para todo i , contra a hipótese nula de que $a_i < 0$ para algum i . A rejeição da hipótese nula indica que pelo menos alguma das séries cointegra. As estatísticas Pa e Pt analisam a existência de cointegração para o painel inteiro, assim a hipótese nula é que $a_i = 0$ para todo i , contra a hipótese nula de que $a_i < 0$ para todo i . A rejeição da hipótese nula fornece evidências de cointegração para o painel como um todo. Analisando os resultados do teste de cointegração de Westerlund (2007), tabela 20 do apêndice, pode-se observar que há rejeição da hipótese nula principalmente para os casos com poucos *lags* e *leads*.

3.2 Fatos Estilizados

Este trabalho é motivado pelas evidências empíricas da diversificação dos preços de exportação por setores e países, pois os mercados internacionais são segmentados; e essas diferenças nos preços não são completamente explicadas pela taxa real de câmbio ou pelos fatores econômicos reais. Ao analisar os preços de exportação setoriais por país, pôde-se observar que apesar de apresentarem um comportamento semelhante ao longo do tempo, não são idênticos devido ao *pricing-to-market*.

Nos gráficos da taxa real de câmbio e do preço relativo das exportações por país, pode-se observar indícios de que exista uma relação positiva mas não perfeita entre as variáveis. A taxa real de câmbio pode ser utilizada para explicar parcialmente o movimento do preços relativos por setores no país correspondente. É interessante notar que o preço relativo (relação entre preços internos e externo) por país corresponde parcialmente a variação da taxa real de

câmbio.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Figura 1: Taxa Real de Câmbio contra o Preço Relativo no Setor de Siderurgia por País

Na figura 1, são apresentados os gráficos por país da taxa real de câmbio contra o preço relativo para o setor da siderurgia (este setor foi escolhido pois há dados para todos os países da amostra). Pode-se observar que há uma forte correlação nos movimentos dos preços relativos com a taxa real de câmbio, principalmente para as exportações na Argentina e nos Estados Unidos.

Para exemplificar essa relação em outro setor, são apresentados os gráficos do preço relativo e da taxa de câmbio real por país para o setor de peças e outros veículos no apêndice (figura 6).

Analisando a correlação entre os preços relativos por país e setor contra a taxa real de câmbio (ver Tabela 21 do apêndice), observa-se que cada preço possui uma correlação diferente com o câmbio, sendo a maior e a menor correlação foram para os Estados Unidos, com exportações do setor têxtil (0.979) e no setor de café (-0.460). A maioria das correlações observadas são positivas, e a média das correlações dos preços relativos com a taxa real de câmbio é 0.545.

Na tabela 21 também são apresentadas as correlações da taxa nominal de câmbio e da renda com os preços relativos. Enquanto a correção da taxa nominal de câmbio com os preços relativos é em geral positiva, é possível observar que não existe um padrão para o sinal das correlações dos preços relativos com a renda, sendo a média é -0.034 .

A correlação média por país é apresentada a seguir na tabela 4. As correlações médias variam de acordo com o país, sendo a menor correlação média para a taxa real de câmbio com o preço relativo apresentada é no Japão (0.252) e a maior é para a Argentina (0.618). Para a taxa nominal, as renda são positivas, variando entre 0.162 para o Chile e 0.578 na Argentina. Para a renda, a maior correlação média é nos Estados Unidos (0.189) e a menor é no Chile (-0.317).

Tabela 4: Correlação Média por País do Preço Relativo com as variáveis referentes a cada País

País	Taxa real de câmbio	Taxa nominal de câmbio	Renda do país
Argentina	0.618	0.578	-0.206
Chile	0.570	0.162	-0.317
China	0.555	0.236	-0.274
Estados Unidos	0.673	0.395	0.189
Japão	0.252	0.325	0.179
México	0.605	0.180	0.183

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

As correlações dos preços relativos com as variáveis utilizadas indicam a relação a ser esperada. Segundo a literatura de *pricing-to-market* (como em Marston (1990)), o efeito esperado da taxa real de câmbio nos preços relativos é positivo. Da mesma forma que na tabela 4, a correlação negativa da renda com os preços do país não é a esperada.

Calculando as correlações das variáveis setoriais, o preço relativo possui uma correlação de -0.323 com a produção setorial e -0.269 com o custo. As correlações das variáveis setoriais com o preço relativo estão apresentadas na tabela 22 contida no apêndice. As correlações do preço relativo com os custos e com a produção são negativas para quase todos os setores, exceto o setor do café na variável de custo e para o madeira, calçados, café e óleos vegetais na produção.

Foram estimados modelos ADL(1,1) (*autoregressive distributed lag*) para os preços relativos contra a taxa real de câmbio. Os modelos foram estimados para o setor de siderurgia, tabela 5, pois há dados para todos os países na amostra. Pode-se observar que independente do país, os coeficientes da taxa de câmbio e do preço relativo no período anterior são estatisticamente significantes e positivos. O efeito de longo prazo para a taxa real de câmbio encontrado é positivo para todos os países.

Tabela 5: Modelo ADL (1,1) para o Preço Relativo no Setor de Siderurgia por País

Variáveis	Argentina	Chile	China	Estados Unidos	Japão	México
Taxa real de câmbio	1.020*** (0.176)	0.919*** (0.133)	1.078*** (0.334)	1.173*** (0.140)	0.685*** (0.184)	0.761*** (0.157)
Taxa real de câmbio (-1)	-0.879*** (0.182)	-0.785*** (0.138)	-0.915*** (0.331)	-1.099*** (0.139)	-0.708*** (0.185)	-0.687*** (0.155)
Preço relativo (-1)	0.672*** (0.086)	0.693*** (0.091)	0.255* (0.129)	0.655*** (0.079)	0.936*** (0.062)	0.700*** (0.091)
Constante	0.905*** (0.247)	0.794*** (0.271)	2.796*** (0.566)	1.279*** (0.326)	0.431 (0.440)	1.096*** (0.358)
Efeito de Longo Prazo da Taxa real de câmbio	0.430	0.437	0.219	0.217	-0.372	0.247
Soma dos resíduos quadráticos	0.290	0.449	1.402	0.305	0.389	0.715
R ²	0.868	0.828	0.306	0.757	0.912	0.706
R ² ajustado	0.860	0.818	0.266	0.743	0.907	0.689
Quantidade de Observações	55	55	55	55	55	55

Erro padrão entre parêntesis.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

Para analisar a relação em outro setor, foram estimados os mesmos modelos ADL (1,1) para o setor de peças e outros veículos. Na tabela 23 (apêndice), é possível observar que os coeficientes da taxa real de câmbio e do preço relativo do período anterior são positivos e estatisticamente significantes. Porém, os coeficiente de longo prazo da taxa de câmbio da Argentina e do Chile não possuem os sinais esperados, são respectivamente -0.024 e -0.046 . Entretanto é importante resaltar que estes coeficientes são muito pequenos se comparados com os coeficiente da China (0.823), Estados Unidos (0.437), Japão (0.570) e México (0.309).

Neste trabalho, o modelo proposto afirma que as variáveis de desalinhamento e volatilidade não explicam diretamente os preços relativos, mas são parâmetros limiares do efeito da taxa real de câmbio. Então estas variáveis devem ter relação estatística com a estabilidade dos resíduos de uma estimação dos preços relativos contra a taxa real de câmbio.

Portanto, foram realizadas estimações dos preços relativos por setor e por país contra a taxa real de câmbio do respectivo país; e por mínimos quadrados recursivos foi calculado o resíduo recursivo do modelo (medida de estabilidade dos resíduos). Para analisar a significância estatística e o efeito, foi estimado um modelo de efeitos fixos em painel do resíduo recursivo contra cada uma das variáveis de desalinhamento e volatilidade. As estimativas estão presentes a seguir na tabela 6.

Tabela 6: Estimação em Painel com Efeitos Fixos dos Resíduos Recursivos

	Desalinhamento HP	PPC relativa	EWMA	GARCH
Variável Independente	0.219*** (0.021)	0.706*** (0.053)	-10.112*** (1.257)	-1.113** (0.505)
Constante	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.031*** (0.003)	0.014*** (0.002)

Erro padrão entre parêntesis.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Apesar de ambas as magnitudes dos coeficientes das variáveis de desalinhamento cambial serem bem diferentes, é interessante notar que ambas são estatisticamente significativas e positivas. As relações positivas indicam que uma taxa real de câmbio desvalorizada leva a um maior *pricing-to-market*. Ou seja, ao estimar um modelo linear pode-se sobre-estimar o efeito do *pricing-to-market* quando o câmbio está valorizado e subestimar quando o câmbio está desvalorizado.

Assim como as variáveis de desalinhamento cambial, as variáveis de volatilidade também são estatisticamente significantes. Ambos os coeficientes das variáveis de volatilidade são negativos, mas possuem magnitudes bem diferentes. Desta forma, as estimações indicam que em um ambiente com alta volatilidade cambial o *pricing-to-market* deverá ser menor que o estimado em um modelo linear.

4 METODOLOGIA

4.1 Modelo Econométrico

Ignorando a possibilidade de fatores comuns nas séries, este trabalho utilizou a estratégia de identificação do *pricing-to-market* proposta por Marston (1990), pois o modelo corresponde melhor ao objetivo do estudo (entender a formulação de preços dos exportadores brasileiros). Além de contribuir para a literatura ao estimar em painel diferenciando por país importador, este estudo realizou um modelo de correção de erros. Barroso (2012) estima os coeficientes de longo prazo do *pricing-to-market*, pois afirma que no longo prazo há uma maior consistência dos coeficientes estimados.

Como as séries utilizadas possuem raiz unitária e são cointegradas; à partir de um modelo ADL é possível reparametrizá-lo e obter o termo de correção de erro (Pesaran, 1995):

$$ecm_{ijt} = \varepsilon_{ijt} = x_{ijt-1} - \theta_1 r_{it} - \theta_2 z_{it} - \theta_3 y_{jt} - \theta_4 c_{jt} \quad (14)$$

Onde i indica o país, j o setor e t o tempo; e c_{jt} é o custo setorial (a variável foi utilizada agregando as informações das variáveis de nível real dos salários e preços reais das matérias-primas). O termo de longo prazo será incluído como uma das variáveis explicativas dos preços relativos, desta forma a será estimada a seguinte equação:

$$\Delta x_{ijt} = \alpha_1 \Delta r_{it} + \alpha_2 \Delta z_{it} + \alpha_3 \Delta y_{jt} + \alpha_4 \Delta c_{jt} + \alpha_5 (\Delta s_{it} - \Delta s_{it-1}) + \alpha_6 ecm_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (15)$$

As relações de longo prazo foram calculadas através de modelos de correção de erros em painel utilizando diferentes metodologias. Pode-se diferenciar os métodos de estimação do modelo de correção de erros em painel em dois tipos: modelos *pooled* e os *grouped*. Nos modelos *pooled* (*within-dimension*), a estimação é realizada com os dados empilhados. Os modelos *pooled* são o *Pooled Mean Group* (PMG) proposto por Pesaran (1999); o *pooled* FMOLS e o *pooled* DOLS.

Nos modelos *grouped* (*between-dimension*), a estimação é realizada individualmente por série *cross-section* e depois computada a média das estimações. Os modelos *grouped* são o *Mean Group* (MG) proposto por Pesaran (1995); o *grouped* FMOLS e o *grouped* DOLS.

Primeiramente, é interessante notar que os modelos PMG e MG não corrigem para a endogeneidade dos regressores, mas a sua comparação com as estimações DOLS e FMOLS

podem ser interessante. O estimador PMG não permite a heterogeneidade dos coeficientes de longo prazo, enquanto o MG permite tanto no curto como no longo prazo. Sendo assim, é possível testar os modelos através de um teste de Hausman. Se os coeficiente de longo prazo forem homogêneos, então o PMG será mais eficiente. Porém, se ele forem heterogêneos, então somente o MG será consistente.

Os estimadores DOLS (proposto por Pedroni (1999)) e FMOLS (Pedroni, 2000) consideram a autorelação dos erros, além de permitir a presença de variáveis endógenas. Uma das diferenças entre eles consiste no fato do DOLS controlar o efeito do *feedback* endógeno de forma paramétrica, enquanto o FMOLS controla de modo não paramétrico.

4.2 Hipótese de Não Linearidade

Krugman (1986) discutiu a possibilidade da assimetria do *pricing-to-market*. Marston (1990) e Knetter (1994) investigaram a existência de diferenças entre os efeitos de uma valorização ou desvalorização do câmbio. Goldfajn (1996), Goldfajn (2000) e Muinhos (2004) estudaram a precificação dos bens importados de acordo com nível de desalinhamento cambial. Enquanto Byrne (2013) estudou o efeito da volatilidade no *pricing-to-market* através da demanda. Este trabalho testou a hipótese de não linearidade do *pricing-to-market* vinda da assimetria cambial e da volatilidade.

Desta forma, após a hipótese de *pricing-to-market* ser verificada, este trabalho testou a não linearidade dos efeitos da taxa real de câmbio utilizando o modelo com parâmetros limiares em painel proposto por Hansen (1999). O modelo econométrico utilizado captura endogeneamente a estrutura não linear do sistema, permitindo que os efeitos da taxa de câmbio variem de acordo com as variáveis limiares (assimetria ou volatilidade cambial).

Foram estimados os modelos com parâmetros limiares nas variáveis de taxa real de câmbio de curto prazo (Δx_{ijt}) e no coeficiente de correção de erros (ecm_{ijt}). A equação 16 exemplifica como foi estimado o *pricing-to-market* com a não linearidade na taxa real de câmbio

de curto prazo.

$$\Delta x_{ijt} = \begin{cases} \alpha_{11}\Delta r_{it}(\omega_{it}) + \alpha_2\Delta z_{it} + \alpha_3\Delta y_{jt} + \alpha_4\Delta c_{jt} + \alpha_5(\Delta s_{it} - \Delta s_{it-1}) \\ \quad + \alpha_6 ecm_{ijt} + \epsilon_{ijt}, \text{ se } \omega_{it} \leq \gamma_1 \\ \alpha_{12}\Delta r_{it}(\omega_{it}) + \alpha_2\Delta z_{it} + \alpha_3\Delta y_{jt} + \alpha_4\Delta c_{jt} + \alpha_5(\Delta s_{it} - \Delta s_{it-1}) \\ \quad + \alpha_6 ecm_{ijt} + \epsilon_{ijt}, \text{ se } \gamma_1 < \omega_{it} \leq \gamma_2 \\ \vdots \\ \alpha_{1K}\Delta r_{it}(\omega_{it}) + \alpha_2\Delta z_{it} + \alpha_3\Delta y_{jt} + \alpha_4\Delta c_{jt} + \alpha_5(\Delta s_{it} - \Delta s_{it-1}) \\ \quad + \alpha_6 ecm_{ijt} + \epsilon_{ijt}, \text{ se } \omega_{it} > \gamma_{K-1} \end{cases} \quad (16)$$

A quantidade de coeficientes de inclinação $(\alpha_{11}, \alpha_{12}, \dots, \alpha_{1k})$ representada pelo índice $k = 1, 2, \dots, K$; o tempo $t = 1, 2, \dots, T$; os $i = 1, 2, \dots, I$ países; e $j = 1, 2, \dots, J$ setores; ω_{it} é a variável limiar cujos valores definem o parâmetro limiar γ_k . Os efeitos α_{1k} da taxa real de câmbio r_{it} variam em função da variável limiar ω_{it} (volatilidade ou desalinhamento cambial). O parâmetro limiar γ_k divide as observações em regimes dependendo da variável limiar ω_{it} .

Inicialmente é estimado o modelo com 1 parâmetro limiar γ que será estimado da seguinte forma:

$$\hat{\gamma} = \underset{\gamma}{\operatorname{argmin}} S_1(\gamma) \quad (17)$$

Como os coeficientes α_{1k} possuem distribuição assintótica normal, então é possível calcular a quantidade de regimes limiares realizando um teste F sequencial. Ou seja, primeiro testa-se a linearidade do modelo, $H_0 : \alpha_{11} = \alpha_{12}$. A estatística F do teste será:

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (18)$$

Sendo S_0 a soma dos quadrados dos erros do modelo sem parâmetros limiares; $S_1(\hat{\gamma})$ e $\hat{\sigma}^2$ são, respectivamente, a soma dos quadrados dos erros e a variância estimada do modelo com 1 parâmetro limiar. A variância estimada pode ser calculada como:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{S_1(\hat{\gamma})}{n(T-1)} \quad (19)$$

A distribuição assintótica da estatística calculada F_1 é não padrão e domina a distribuição χ_k^2 . Os valores críticos e os p-valores não podem ser obtidos diretamente pois em geral dependem dos momentos da amostra. Então Hansen (1996) provou que é possível obter

p-valores assintoticamente válidos através de um procedimento de *bootstrap*. Este trabalho o procedimento de *bootstrap* com 300 iterações.

Se F_1 rejeitar a hipótese de linearidade do modelo, i.e. rejeita-se que $\alpha_{11} = \alpha_{12}$, desta forma o modelo será não linear e possuirá pelo menos 1 parâmetro limiar (dois coeficientes). Então será preciso estimar o modelo com 2 parâmetros e realizar novamente o teste F. Para estimar o segundo parâmetro $\hat{\gamma}_2$, será fixado o $\hat{\gamma}_1$ e realizada a seguinte estimação:

$$\hat{\gamma}_2^r = \underset{\gamma_2}{\operatorname{argmin}} S_2^r(\gamma_2) \quad (20)$$

Assim como provado por Bai (1997), o $\hat{\gamma}_2^r$ é assintoticamente eficiente, enquanto $\hat{\gamma}_1$ não será pois ele foi obtido através do cálculo para a presença de somente 1 parâmetro limiar. Portanto será preciso fixar o parâmetro $\hat{\gamma}_2^r$ e reestimar $\hat{\gamma}_1^r$:

$$\hat{\gamma}_1^r = \underset{\gamma_1}{\operatorname{argmin}} S_1^r(\gamma_1) \quad (21)$$

Bai (1997) prova que ambos os parâmetros $\hat{\gamma}_2^r$ e $\hat{\gamma}_1^r$ são assintoticamente eficientes. Para testar se o modelo não linear possui 2 parâmetros limiares, será realizado um teste similar ao teste de linearidade. Este segundo teste possuirá a hipótese nula de que o modelo possui somente 1 parâmetro limiar contra a alternativa nula de que o modelo possui 2 parâmetros. Sendo o $\hat{\sigma}^2 = \frac{S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{n(T-1)}$, o teste F_2 será:

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2} \quad (22)$$

Se o modelo rejeitar a hipótese nula, então será realizada a estimação do terceiro parâmetro, seu teste de significância, e assim consecutivamente até não rejeitar a hipótese nula.

5 RESULTADOS

Para simplificar a exposição dos resultados, essa seção será dividida em duas partes: a primeira parte conterá os resultados das estimações de um modelo de correção de erros; na segunda parte serão apresentados os testes de não linearidade, e quando houve evidência de não linearidade foi estimado o modelo de correção de erros com parâmetros limiares.

5.1 Estimações

Com base nos resultados testes de cointegração, foram calculados modelos de correção de erros em painel. A tabela 24 (apêndice) contém os resultados para as estimações dos preços relativos em um modelo de correção de erros utilizando a base de dados completa.

Os resultados da estimação MG são calculados a partir da média da estimativa de cada série (as estimativas por série, i.e. setor e país, estão presentes na tabela 25 do apêndice). Como 22 séries apresentam estimativas inconsistentes para o coeficiente associado à variável de taxa real de câmbio no longo prazo, todos os seguintes testes e estimações foram realizados sem essas séries.

A lista de séries se encontra na tabela 26 do apêndice. Na tabela 27 do apêndice é apresentada uma comparação entre a quantidade de séries retiradas por país e setor comparando com a quantidade total. É interessante notar que as séries estão bem distribuídas entre os países (com o máximo de 7 séries para o Japão). Entretanto, todas as duas séries de exportações de óleos vegetais são retiradas da amostra, possivelmente há algum problema específico ao setor.

Na tabela 7 podemos observar os resultados das estimações com a amostra reduzida, isto é, sem as séries inconsistentes. Os coeficientes estimados da taxa real de câmbio no longo prazo são positivos e estatisticamente significantes, os coeficientes variam entre 0.377 e 0.714 para os estimadores PMG e MG, respectivamente. Como os estimadores PMG e MG não corrigem para a endogeneidade dos regressores, então os coeficientes estimados pelos DOLS e pelos FMOLS são mais precisos. Entre as estimações *pooled* e *grouped*, espera-se que os *grouped* apresentem menores distorções, pois possuem a vantagem de permitir a heterogeneidade dos coeficiente de longo prazo (Pedroni, 2000). Então o coeficiente da taxa real de câmbio de longo prazo estimado deve estar entre 0.673 (*grouped* FMOLS) e 0.797 (*grouped* DOLS).

Independente do estimador, os coeficiente estimados da taxa real de longo prazo são maiores que os de curto prazo. No curto prazo, há distorção nos resultados dos coeficientes

estimados pelo PMG e pelo MG, os coeficientes são bem menores do que os estimados através dos DOLS e dos FMOLS. Os coeficientes estimados através das estimações *pooled* DOLS e *pooled* FMOLS são bem próximas, respectivamente, 0.231 e 0.233. O mesmo ocorre com os estimadores *grouped* DOLS e *grouped* FMOLS, os coeficientes estimados são 0.246 e 0.249, respectivamente.

Através da análise dos coeficientes da renda, percebe-se que no longo prazo são positivos e estatisticamente significantes, porém há uma grande variabilidade. O menor coeficiente estimado para a renda no longo prazo foi com o estimador PMG (0.163) e o maior no *grouped* DOLS (0.746). Comparando com o curto prazo, os efeitos de curto prazo são em geral maiores que os de longo prazo (com exceção dos estimadores MG e *grouped* DOLS).

Ao analisar as variáveis setoriais, os coeficientes da produção no longo prazo são estatisticamente significativos, porém a estimação do coeficiente utilizando o estimador PMG destoa das outras estimações (único coeficiente estimado positivo). No curto prazo, essa variável não foi significativa.

Os coeficientes estimados para o custo são estatisticamente significativos (com exceção da estimação do coeficiente do custo de curto prazo no PMG). É interessante notar que os coeficientes estimados para o custo no longo prazo possuem efeitos positivos, mas são negativos no curto prazo. Os coeficientes estimados para o custo com o estimador PMG apresentam magnitudes menores que os outros estimadores.

Os coeficientes estimados de correção de erros são estatisticamente significantes, indicando que há uma relação de longo prazo entre as variáveis. Os coeficientes estimados são próximos (em torno de -0.179); porém o coeficiente do estimador MG apresenta uma velocidade de ajustamento que é maior o dobro dos outros estimadores (-0.452).

É interessante notar que os estimadores *mean group* apresentaram coeficientes maiores no longo prazo, sendo que os maiores são com o *grouped* DOLS.

Tabela 7: Estimação do Preço Relativo com a amostra reduzida

Variáveis	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Longo Prazo						
Taxa real de câmbio	0.377*** (0.027)	0.714*** (0.068)	0.554*** (0.027)	0.797*** (0.040)	0.616*** (0.024)	0.673*** (0.022)
Renda	0.163*** (0.037)	0.493*** (0.181)	0.256*** (0.035)	0.746*** (0.068)	0.283*** (0.032)	0.470*** (0.040)
Produção	0.126*** (0.026)	-0.212 (0.170)	-0.119*** (0.029)	-0.446*** (0.073)	-0.114*** (0.027)	-0.400*** (0.036)
Custo	0.093*** (0.018)	0.297*** (0.076)	0.091*** (0.018)	0.358*** (0.034)	0.115*** (0.017)	0.215*** (0.020)
Curto Prazo						
Taxa real de câmbio	0.162*** (0.039)	0.028 (0.033)	0.231*** (0.027)	0.246*** (0.028)	0.233*** (0.027)	0.249*** (0.028)
Renda	0.636*** (0.105)	0.473*** (0.092)	0.502*** (0.042)	0.473*** (0.043)	0.502*** (0.042)	0.496*** (0.043)
Produção	-0.016 (0.026)	0.031 (0.028)	-0.020 (0.018)	0.016 (0.018)	-0.021 (0.018)	0.008 (0.018)
Custo	-0.025 (0.058)	-0.074* (0.045)	-0.042** (0.021)	-0.045** (0.021)	-0.039* (0.021)	-0.036* (0.021)
Constante	0.267*** (0.020)	-0.908* (0.544)	0.180*** (0.008)	-0.324*** (0.015)	0.081*** (0.004)	0.028*** (0.002)
ECM	-0.236*** (0.017)	-0.452*** (0.022)	-0.179*** (0.007)	-0.153*** (0.007)	-0.177*** (0.007)	-0.162*** (0.007)

Erro padrão entre parêntesis.

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

Marston (1990) estimou separadamente o efeito da taxa real de câmbio do efeito da oscilação não esperada da taxa nominal de câmbio, por isso foi incluída a variação não esperada da taxa nominal ($\Delta s_{i,t} - \Delta s_{i,t-1}$) nos parâmetros da estimação de curto prazo. Os resultados da estimação de curto prazo utilizando a base reduzida e incluindo a variável de surpresa cambial estão presentes na tabela 8. Na tabela 28 do apêndice estão contidos os resultados de longo prazo quando é incluído a taxa de câmbio nominal no curto prazo. Foram apresentados somente os resultados com as estimações de longo prazo com os estimadores PMG e MG, pois no DOLS e o FMOLS os resultados seriam os mesmos.

Comparando os resultados de curto prazo apresentados nas tabelas 7 e 8, é importante notar que a inclusão da taxa nominal de câmbio no curto prazo praticamente não altera a significância estatística dos coeficientes no curto prazo. A inclusão desta variável reduz as magnitudes do coeficientes de curto prazo da taxa real de câmbio, da constante e do coeficiente de correção de erro. Para a renda, os coeficientes aumentam nos estimadores PMG e MG.

Tabela 8: Estimação com a amostra reduzida e incluindo a Taxa Nominal de Câmbio no Curto Prazo

Variáveis	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Curto Prazo						
Taxa real de câmbio	0.140*** (0.042)	0.008 (0.037)	0.225*** (0.027)	0.234*** (0.027)	0.226*** (0.027)	0.240*** (0.027)
Renda	0.664*** (0.104)	0.505*** (0.099)	0.442*** (0.046)	0.380*** (0.046)	0.437*** (0.046)	0.414*** (0.046)
Produção	-0.008 (0.026)	0.038 (0.028)	-0.021 (0.018)	0.013 (0.018)	-0.022 (0.018)	0.005 (0.018)
Custo	-0.015 (0.056)	-0.076 (0.048)	-0.056*** (0.021)	-0.066*** (0.021)	-0.053*** (0.021)	-0.054*** (0.021)
Taxa de nominal câmbio	0.009 (0.025)	-0.007 (0.022)	0.037** (0.015)	0.059*** (0.015)	0.040*** (0.015)	0.050*** (0.015)
Constante	0.154*** (0.011)	-0.745 (0.516)	0.177*** (0.008)	-0.320*** (0.015)	0.080*** (0.004)	0.029*** (0.002)
ECM	-0.234*** (0.016)	-0.451*** (0.022)	-0.175*** (0.007)	-0.151*** (0.007)	-0.174*** (0.007)	-0.160*** (0.007)

Erro padrão entre parêntesis.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

Com a inclusão da taxa nominal de câmbio, as estimativas do *pricing-to-market* utilizando o DOLS e FMOLS continuam bem próximas. O *pooled* DOLS e o *pooled* FMOLS apresentam coeficientes de 0.225 e 0.226, respectivamente. Enquanto o *grouped* DOLS estima um coeficiente de 0.234; e o *grouped* FMOLS estima 0.240. Os estimadores PMG e MG destoam, apresentam estimações bem menores, respectivamente, 0.140 e 0.008.

Os coeficiente da taxa nominal de câmbio são positivos, e estatisticamente significantes para os estimadores DOLS e FMOLS. Apesar da taxa nominal de câmbio explicar parte dos preços relativos, os coeficientes da taxa real de câmbio continuam estatisticamente significantes (indicando a existência de *pricing-to-market*).

5.2 Testes de Não Linearidade

Nesta seção serão apresentados os resultados dos testes de não linearidade e as estimações como variáveis limiares utilizando a amostra reduzida. Os resultados serão divididos em duas partes, primeiro são apresentadas as análises sob o termo de correção de erro; na parte seguinte são analisados os testes sobre a taxa real de câmbio no curto prazo.

5.2.1 Testes sob o Coeficiente de Correção de Erro

Nesta parte são analisados os testes e estimações sob o coeficiente de correção de erro. Na tabela 9 são apresentados os resultados para o teste de não linearidade do coeficiente de correção de erros.

Tabela 9: Teste F_1 de Linearidade do Coeficiente de Correção de Erros

Variáveis limiares	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Desalinhamento HP						
F_1	21.516	18.888	20.072	36.750	21.693	21.621
Valor crítico - 10%	48.901	29.911	41.210	43.507	40.320	34.097
Valor crítico - 5%	55.116	33.560	46.708	47.561	42.737	36.455
Valor crítico - 1%	65.768	42.107	53.513	63.773	52.027	44.463
P-valor	0.920	0.550	0.803	0.220	0.787	0.497
PPC relativa						
F_1	32.695	39.085	39.351	44.794	38.906	20.932
Valor crítico - 10%	30.492	38.667	37.249	41.557	37.937	25.172
Valor crítico - 5%	35.099	44.413	40.368	44.637	42.458	28.391
Valor crítico - 1%	41.269	49.647	45.226	53.852	48.105	34.783
P-valor	0.067	0.100	0.070	0.043	0.087	0.217
EWMA						
F_1	27.760	34.991	23.266	54.713	38.457	51.103
Valor crítico - 10%	37.987	22.024	26.494	39.947	34.379	30.896
Valor crítico - 5%	43.210	27.516	31.915	47.530	38.801	37.763
Valor crítico - 1%	54.311	41.516	39.590	61.555	64.379	44.225
P-valor	0.293	0.020	0.170	0.023	0.053	0.007
GARCH						
F_1	4.353	7.212	12.003	20.413	18.948	29.404
Valor crítico - 10%	16.035	14.096	24.002	25.812	25.161	27.426
Valor crítico - 5%	18.526	16.324	26.515	28.610	27.363	30.821
Valor crítico - 1%	25.007	21.884	33.130	32.520	35.067	39.899
P-valor	0.933	0.607	0.660	0.270	0.300	0.090

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, IBGE e OCDE.

Testando a hipótese de que assimetria cambial causar a não linearidade do coeficiente de correção de erros, não houve nenhuma rejeição quando utilizada a variável desalinhamento HP; com os desvio da PPC relativa houve a rejeição somente em quatro estimadores (entre eles o PMG e o MG, estimadores que não corrigem para a endogeneidade dos regressores).

Ao testar a hipótese da não linearidade devido ao efeito da volatilidade cambial, houve rejeição com quatro estimadores quando utilizada volatilidade EWMA, sendo que com o *grouped* FMOLS a estatística F_1 é 51.103 (destoando de todas os outros testes). Porém houve somente uma rejeição com o GARCH.

Nos casos em que houve rejeição da hipótese nula, coeficiente não é linear, foi realizado o teste F_2 . Nos resultados do teste F_2 (tabela 29 do apêndice), não há rejeição em nenhum caso, portanto neste casos há somente um parâmetro limiar.

Nestes casos em que houve rejeição do teste F_1 mas não do teste F_2 , foram estimados os modelos com um parâmetro limiar (tabela 30 do apêndice). Nas estimações com o resíduo da PPC relativa, não é possível definir se a assimetria aumenta ou reduz o coeficiente estimado de correção de erros. Para os estimados *pooled* (PMG, DOLS e FMOLS), houve a redução do coeficiente ao desvalorizar o câmbio. Porém, com o *grouped* DOLS há um aumento do coeficiente com a desvalorização cambial.

Utilizando a volatilidade EWMA também não é possível definir se há uma diminuição ou um aumento do coeficiente estimado ao aumentar a volatilidade. Pois com os estimadores FMOLS um aumento na volatilidade leva a um aumento no coeficiente; porém com o MG e com o *grouped* DOLS a volatilidade reduz a magnitude do coeficiente. Ao utilizar a volatilidade GARCH, no único modelo estimado (*grouped* FMOLS) há um aumento do coeficiente ao aumentar a volatilidade. Sendo assim, não é possível concluir que há não linearidade vinda da volatilidade cambial.

5.2.2 Testes sob a Taxa Real de Câmbio

Nesta parte são analisados os testes e estimações sob a taxa real de câmbio de curto prazo. Na tabela 10 são apresentados os resultados para o teste F_1 de não linearidade do coeficiente estimado para a taxa real de câmbio de curto prazo.

Tabela 10: Teste F_1 de Não Linearidade do Coeficiente da Taxa Real de Câmbio no Curto Prazo

	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Desalinhamento HP						
F_1	60.373	57.134	62.650	60.109	63.590	61.611
Valor crítico - 10%	44.187	34.907	37.811	35.553	36.510	35.227
Valor crítico - 5%	48.802	37.128	42.790	39.008	40.637	38.089
Valor crítico - 1%	59.627	47.801	52.256	44.788	46.595	44.770
P-valor	0.007	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000
PPC relativa						
F_1	50.513	56.617	51.522	55.302	53.186	53.401
Valor crítico - 10%	36.875	41.554	32.306	43.468	37.124	38.416
Valor crítico - 5%	40.982	45.693	37.720	50.551	40.191	42.777
Valor crítico - 1%	48.587	61.294	46.734	57.997	47.587	56.013
P-valor	0.003	0.017	0.007	0.023	0.007	0.013
EWMA						
F_1	38.668	23.647	23.094	16.440	21.253	16.389
Valor crítico - 10%	24.589	17.808	17.383	16.732	18.575	15.619
Valor crítico - 5%	28.881	20.739	22.442	20.139	21.399	18.020
Valor crítico - 1%	37.178	26.923	32.057	23.963	27.326	26.291
P-valor	0.003	0.027	0.047	0.107	0.053	0.087
GARCH						
F_1	20.936	15.344	16.370	17.221	15.678	14.524
Valor crítico - 10%	21.897	19.751	21.618	21.500	22.088	21.113
Valor crítico - 5%	25.285	23.266	24.929	24.421	25.708	24.414
Valor crítico - 1%	31.714	27.441	30.173	28.563	33.872	30.412
P-valor	0.143	0.273	0.247	0.237	0.330	0.377

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

Ao analisar os resultados da tabela 10, os testes indicam a existência de não linearidade do coeficiente da taxa real de câmbio devido à assimetria cambial. Ao utilizar medidas de volatilidade cambial, não houve consistência nos resultados. Quando utilizado o EWMA há rejeição para cinco estimadores (não há rejeição com o estimador *grouped* DOLS), porém ao utilizar o GARCH nenhum dos testes é rejeitado.

Nos casos em que o teste F_1 foi rejeitado (rejeita-se a hipótese nula de que o coeficiente é linear), foi realizado o teste F_2 e as estimações com 1 parâmetro. Os resultados para os testes F_2 estão na tabela 31 do apêndice. É interessante notar que não houve a indicação da presença de dois parâmetros limiares para os testes com as variáveis de assimetria. Mas ao utilizar a variável limiar EWMA, houve a rejeição quando utilizados os estimadores *grouped* FMOLS e *pooled* DOLS. Portanto, utilizando o EWMA obtém-se que um teste indica que o coeficiente é linear, dois indicam 3 regimes e três testes indicam 2 regimes.

Tabela 11: Estimação com 1 parâmetro limiar no Coeficiente da Taxa Real de Câmbio no Curto Prazo

	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Desalinhamento HP						
Parâmetro limiar	-0.040	-0.014	-0.026	-0.018	-0.014	-0.014
Intervalo de Confiança	-0.060	-0.059	-0.041	-0.030	-0.040	-0.030
	-0.021	0.001	-0.006	0.001	-0.003	0.001
Nº de Observações - regime 1	94	156	130	143	156	156
	28.0%	46.4%	38.7%	42.6%	46.4%	46.4%
Nº de Observações - regime 2	242	180	206	193	180	180
	72.0%	53.6%	61.3%	57.4%	53.6%	53.6%
Taxa real de câmbio						
Coeficientes no Regime 1	-0.012	0.027	0.032	0.060	0.039	0.062
	(0.034)	(0.033)	(0.033)	(0.033)	(0.033)	(0.033)
Coeficientes no Regime 2	0.293	0.319	0.341	0.363	0.347	0.368
	(0.033)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)	(0.034)
PPC relativa						
Parâmetro limiar	0.036	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038
Intervalo de Confiança	0.036	0.036	0.036	0.036	0.036	0.036
	0.051	0.051	0.052	0.052	0.052	0.052
Nº de Observações - regime 1	285	290	290	290	290	290
	84.8%	86.3%	86.3%	86.3%	86.3%	86.3%
Nº de Observações - regime 2	51	46	46	46	46	46
	15.2%	13.7%	13.7%	13.7%	13.7%	13.7%
Taxa real de câmbio						
Coeficientes no Regime 1	0.087	0.102	0.124	0.143	0.125	0.146
	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.029)	(0.028)	(0.028)
Coeficientes no Regime 2	0.443	0.490	0.493	0.532	0.501	0.526
	(0.050)	(0.052)	(0.051)	(0.052)	(0.052)	(0.052)
EWMA						
Parâmetro limiar	0.002	0.002	0.002		0.002	0.002
Intervalo de Confiança	0.002	0.002	0.002		0.002	0.001
	0.002	0.002	0.002		0.002	0.002
Nº de Observações - regime 1	199	198	199		199	199
	59.2%	58.9%	59.2%		59.2%	59.2%
Nº de Observações - regime 2	137	138	137		137	137
	40.8%	41.1%	40.8%		40.8%	40.8%
Taxa real de câmbio						
Coeficientes no Regime 1	0.289	0.278	0.294		0.292	0.302
	(0.036)	(0.036)	(0.036)		(0.036)	(0.036)
Coeficientes no Regime 2	0.051	0.091	0.109		0.115	0.145
	(0.031)	(0.031)	(0.031)		(0.031)	(0.031)

Nº de observações por regime foi calculado utilizando 1 série por país.

Erro padrão entre parêntesis.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

A tabela anterior contém os resultados da estimação com um parâmetro limiar para os coeficientes da taxa real de câmbio. Pode-se observar que as estimações utilizando as variáveis

de assimetria como variáveis limiares são consistentes, uma desvalorização cambial leva em todos os casos a um aumento do *pricing-to-market*.

Utilizando o desalinhamento HP, o parâmetro limiar estimado é bem próximos em quatro estimadores (MG, *pooled* e *grouped* FMOLS, e *grouped* DOLS) e divide a amostra praticamente ao meio (aproximadamente 46% no primeiro regime e 54% no segundo regime). O parâmetro limiar estimado pelo *pooled* DOLS não varia tanto dos outros, dividindo a amostra em 39% no primeiro e 61% no segundo regime. Porém, no PMG o parâmetro limiar estimado destoa, apresentando apenas 28% das observações no primeiro regime. Apesar das estimações com dois estimadores apresentarem diferenças nos parâmetros limiares estimados, as estimações indicam um baixo efeito de uma taxa real de câmbio pouco valorizada com um efeito maior no segundo regime (taxa real de câmbio desvalorizada). Os estimadores PMG e MG apresentam estimativas menores para o *pricing-to-market* do que os DOLS e FMOLS. Entre os estimadores *grouped* DOLS e FMOLS apresentam coeficientes semelhantes, respectivamente, são 0.032 e 0.039 no primeiro regime, e 0.060 e 0.062 no segundo regime.

Ao utilizar os desvios da PPC relativa como variável limiar, a desvalorização cambial também leva a um aumento no efeito do *pricing-to-market*. Os parâmetros limiares estimados são idênticos (com exceção do estimador PMG), mas todas as estimações dividem a amostra em aproximadamente 86% no primeiro e 14% no segundo regime. Assim como nas estimações utilizando o desalinhamento HP, ao usar os desvios da PPC relativa os coeficientes estimados para os estimadores PMG e MG são menores que para os DOLS e os FMOLS.

Comparando os resultados da assimetria cambial, podemos observar que ao utilizar o desalinhamento HP há uma maior quantidade de observações no segundo regime pois os parâmetros estimados são menores (a divisão entre primeiro e segundo regime é quando o câmbio está pouco valorizado). Enquanto ao utilizar os desvio da PPC relativa o segundo regime ocorre somente quando a taxa real de câmbio apresenta mais de 3% de desvalorização, desta forma há um aumento do *pricing-to-market* quando há picos na desvalorização (ver figura 3 no apêndice). Comparando os coeficientes estimados com as duas variáveis limiares de assimetria, ao utilizar o desalinhamento HP os coeficientes estimados em ambos os regimes são menores do que ao usar os desvios da PPC relativa. Considerando apenas os estimadores DOLS e FMOLS, com o desalinhamento HP os coeficientes médios são 0.060 no primeiro regime e 0.363 no segundo regime; enquanto com os desvio da PPC relativa os coeficientes médios são 0.143 e 0.526.

Ao estimar o coeficiente da taxa real de câmbio com um parâmetro limiar de volati-

lidade EWMA, os parâmetros limiares calculados são iguais e possuem magnitudes pequenas (pois a variável de volatilidade foi calculada com base na variância da taxa de câmbio). As cinco estimações indicam que um aumento da volatilidade causa uma redução do *pricing-to-market*.

Porém, como um teste indica que o coeficiente é linear (ao utilizar o *grouped* DOLS), outros dois testes indicam a presença de dois parâmetros limiares (com os estimadores *grouped* FMOLS e *pooled* DOLS); e com os estimadores restantes os testes indicaram há um parâmetro limiar; então os testes são inconclusivos.

Como a volatilidade capta as grandes variações cambiais, se os teste indicassem que há um parâmetro limiar de volatilidade também seria esperado que os testes com a assimetria cambial resultassem na presença de dois parâmetros limiares. Caso a volatilidade reduzisse o *pricing-to-market*, seria esperado que nas estimações de assimetria o primeiro e o terceiro regime fossem menores que o segundo regime. Entretanto, os testes indicam que a não linearidade ocorre devido aos desalinhamento da taxa real de câmbio, refutando a ideia do efeito da volatilidade cambial.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo encontrou fortes evidências de *pricing-to-market* realizado pelos exportadores brasileiros. Utilizando um modelo de correção de erros, o coeficiente médio estimado para a taxa real de câmbio no longo prazo foi de 0.673, enquanto o efeito no curto prazo foi de 0.246. Em um modelo de correção de erros, Barroso (2012) estimou que em uma apreciação cambial os exportadores brasileiros absorvem em média 42% do efeito do câmbio. A diferença nos resultados ocorrem devido aos seguintes fatores: diferenças na base de dados; método de estimação; e/ou estratégia de identificação adotada.

Com o modelo proposto por Hansen (1999), este trabalho testou a não linearidade causada pelas variáveis limiares de assimetria e volatilidade cambial. Apesar de terem sido realizados testes de não linearidade tanto no curto e como no longo prazo, este trabalho encontrou somente fortes evidências de que a assimetria cambial altera os efeitos da taxa real de curto prazo. Byrne (2013) sugeriu que o *pricing-to-market* seja variante no tempo devido à volatilidade cambial, porém os testes realizados não indicam a presença de efeitos da volatilidade nos preços de exportação.

Ao testar a não linearidade devido à assimetria cambial, foram encontradas fortes evidências de que uma desvalorização cambial leva a um aumento no *pricing-to-market* nas exportações brasileiras. Quando utilizada a variável desalinhamento HP houve um aumento médio em 0.304 no *pricing-to-market*; ao usar os desvios da PPC relativa como variável limiar foi encontrado um aumento médio de 0.377.

Os resultados obtidos concordam com as evidências obtidas por Knetter (1994). Apesar de não obter resultados conclusivos ao estimar cada setor de exportação japonês individualmente, Knetter (1994) encontrou fracas evidências de que o *pricing-to-market* aumenta com a depreciação yen. O resultado de que a desvalorização cambial aumenta o *pricing-to-market* é contrário ao que foi estimado por Marston (1990). Analisando o mercado de exportação japonês, foram encontradas evidências em apenas 5 dos 17 setores estimados de que a valorização do yen leva a um aumento do *pricing-to-market* em 0.285.

Ao utilizar a variável desalinhamento HP, foi encontrado que uma pequena valorização do câmbio (1%) já é o suficiente para aumentar o efeito da taxa real de câmbio. Utilizando o resíduo da PPC relativa é preciso que o câmbio esteja desvalorizado em pelo menos 3%, porém os coeficientes estimados para o *pricing-to-market* após esse parâmetro limiar são bem maiores. Na literatura de desalinhamento cambial não existe uma fórmula para calcular o desalinhamento

que seja isenta de erro de medida. Portanto, é possível concluir somente que a desvalorização da taxa real de câmbio aumenta o *pricing-to-market* realizado pelos exportadores brasileiros, mas os parâmetros limiares podem variar de acordo com a metodologia utilizada para calcular o nível de desalinhamento cambial.

Se a única preocupação for a recuperação da competitividade da indústria de transformação exportadora brasileira, então a desvalorização cambial aumentará a competitividade, os *markups* e a possibilidade de discriminação de preços nos mercados internacionais. Porém, grandes desalinhamentos cambiais podem levar ao encarecimento das importações de equipamentos necessários ao parque industrial brasileiro, reduzindo a competitividade no longo prazo.

Referências

- Bai, J. (1997). Estimating multiple breaks one at a time. *Econometric Theory*, 13(03):315–352.
- Barroso, J. B. R. B. (2012). Pricing-to-market by brazilian exporters: a panel cointegration approach.
- Bresnahan, T. F. (1989). Empirical studies of industries with market power. *Handbook of industrial organization*, 2:1011–1057.
- Byrne, Joseph P; Kortava, E. e. M. R. (2013). A new approach to tests of pricing-to-market. *Journal of International Money and Finance*, 32:654–667.
- Edwards, S. (1989). Exchange rate misalignment in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 4(1):3–21.
- Engel, C. (2009). Currency misalignments and optimal monetary policy: a reexamination. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Feenstra, Robert C e Kendall, J. D. (1991). Exchange rate volatility and international prices. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Gagnon, Joseph E e Knetter, M. M. (1995). Markup adjustment and exchange rate fluctuations: evidence from panel data on automobile exports. *Journal of International Money and Finance*, 14(2):289–310.
- Gil-Pareja, S. (2003). Pricing to market behaviour in european car markets. *European Economic Review*, 47(6):945–962.
- Goldberg, Pinelopi K e Knetter, M. M. (1996). Goods prices and exchange rates: What have we learned? Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Goldfajn, Ilan e Valdes, R. O. (1996). The aftermath of appreciations. Technical report, National bureau of economic research.
- Goldfajn, Ilan e Werlang, S. R. d. C. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Banco Central de Brasil Working Paper*, (5).
- Hansen, Peter R e Lunde, A. (2005). A forecast comparison of volatility models: does anything beat a garch (1, 1)? *Journal of applied econometrics*, 20(7):873–889.

- Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pages 413–430.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2):345 – 368.
- Kannebley Júnior, S. (2003). Paridade do poder de compra no brasil-1968 a 1994. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 33(4):735–769.
- Knetter, M. M. (1989). Price discrimination by us and german exporters. *The American Economic Review*, pages 198–210.
- Knetter, M. M. (1994). Is export price adjustment asymmetric?: evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses. *Journal of International Money and Finance*, 13(1):55–70.
- Krugman, P. (1986). Pricing to market when the exchange rate changes.
- Maddala, Gangadharrao S e Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1):631–652.
- Mann, C. L. (1986). Prices, profit margins, and exchange rates. *Fed. Res. Bull.*, 72:366.
- Marston, R. C. (1990). Pricing to market in japanese manufacturing. *Journal of International Economics*, 29(3):217–236.
- Muinhos, M. K. (2004). Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 34:269 – 296.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1):653–670.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2):265–312.
- Pesaran, M Hashem e Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1):79–113.

- Pesaran, M Hashem, S. Y. e. S. R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446):621–634.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6):709–748.
- Williamson, J. (1994). Estimating equilibrium exchange rates.

A Estatísticas Descritivas Adicionais

Tabela 12: Exportações por Países e Setores

Setores de Atividades	Argentina	Chile	China	Estados Unidos	Japan	México	Total por setor
Agropecuária			x	x	x	x	4
Extrativa mineral	x		x	x	x	x	5
Minerais não metálicos	x	x		x		x	4
Siderurgia	x	x	x	x	x	x	6
Metalurgia não ferrosos	x	x		x	x		4
Outros produtos metalúrgicos	x	x		x		x	4
Máquinas e tratores	x	x	x	x		x	5
Material elétrico	x	x		x		x	4
Equipamentos eletrônicos	x	x		x	x	x	5
Veículos automotores	x	x		x		x	4
Peças e outros veículos	x	x	x	x	x	x	6
Madeira e mobiliário	x		x	x	x	x	5
Celulose, papel e gráfica	x	x	x	x	x		5
Borracha	x	x		x			3
Elementos químicos	x	x		x	x	x	5
Refino de petróleo e petroquímicos	x	x	x	x	x		5
Químicos diversos	x	x			x	x	4
Farmacêutica e perfumaria	x	x				x	3
Têxtil	x	x		x	x		4
Calçados	x	x	x	x		x	5
Café	x	x		x	x		4
Beneficiamento de produtos vegetais	x	x	x	x	x	x	6
Abate de animais	x	x			x		3
Óleos vegetais			x		x		2
Outros produtos alimentares	x	x		x	x	x	5
Indústrias diversas	x	x	x	x		x	5
Total por país	24	22	12	22	17	18	115

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data.

Tabela 13: Estimação da Paridade de Poder de Compra Relativa por País

Variáveis	Argentina	Chile	China	Estados Unidos	Japão	México
IPA - Brasil	1.718*** (0.257)	0.726*** (0.218)	1.357*** (0.229)	1.397*** (0.227)	1.482*** (0.279)	1.225*** (0.218)
IPA - país importador	-1.444*** (0.145)	0.189 (0.512)	-1.561*** (0.357)	-1.128*** (0.225)	-3.583*** (0.682)	-0.749 (0.465)
Constante	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.004)	-0.004 (0.004)
Soma dos resíduos quadráticos	0.382	0.263	0.302	0.297	0.449	0.266
R ²	0.410	0.056	0.198	0.221	0.208	0.136
R ² ajustado	0.404	0.047	0.190	0.213	0.200	0.127
Quantidade de Observações	208	208	208	208	208	208

Erro padrão entre parêntesis.

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data, IBGE e OCDE.

Tabela 14: Estimação do GARCH(1,1) da Paridade de Poder de Compra Relativa por País

Variáveis	Argentina	Chile	China	Estados Unidos	Japão	México
IPA - Brasil	0.858*** (0.165)	0.373** (0.184)	0.480** (0.195)	0.487*** (0.147)	1.181*** (0.220)	0.740*** (0.174)
IPA - país importador	-1.156*** (0.130)	0.093 (0.360)	-0.599** (0.255)	-0.977*** (0.111)	-2.112*** (0.601)	-1.484*** (0.320)
Constante	-0.003* (0.002)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.008*** (0.003)	0.002 (0.003)
Equação da Variância						
	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
RESID(-1) ²	0.579* (0.300)	0.233 (0.177)	0.453* (0.246)	0.286 (0.183)	0.200** (0.097)	0.422** (0.199)
GARCH(-1)	0.361* (0.214)	0.511* (0.273)	0.333 (0.260)	0.606*** (0.183)	0.656*** (0.171)	0.472** (0.198)
Parâmetro GED	0.953*** (0.100)	1.082*** (0.108)	1.061*** (0.112)	0.879*** (0.099)	1.280*** (0.163)	1.375*** (0.128)
Soma dos resíduos quadráticos	0.411	0.267	0.335	0.321	0.465	0.278
R ²	0.366	0.043	0.112	0.158	0.178	0.097
R ² ajustado	0.360	0.033	0.104	0.150	0.170	0.089
Teste LM						
Estatística F	0.001	0.130	0.073	0.101	1.144	0.034
Prob. F	0.981	0.719	0.788	0.751	0.286	0.854
Prob. Chi ²	0.981	0.717	0.786	0.750	0.284	0.853
Quantidade de Observações	208	208	208	208	208	208

Erro padrão entre parêntesis.

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data, IBGE e OCDE.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Figura 2: Desalinhamento HP por País

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Figura 3: Desalinhamento da PPC relativa por País

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Figura 4: Volatilidade EWMA por País

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Figura 5: Volatilidade GARCH por País

Tabela 15: Estatísticas Descritivas por País

País	Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Argentina	Preço relativo	1344	4.627	0.036	4.573	4.706
	Taxa real de câmbio	56	4.637	0.339	4.156	5.242
	Taxa nominal de câmbio	56	4.758	0.560	4.003	5.934
	Produto interno bruto real	56	4.584	0.179	4.214	4.918
	Desalinhamento HP	56	0.005	0.112	-0.482	0.260
	PPC relativa	56	0.003	0.036	-0.069	0.094
	EWMA	56	0.002	0.003	0.000	0.017
Chile	GARCH	56	0.003	0.006	0.001	0.037
	Preço relativo	1232	4.623	0.033	4.571	4.708
	Taxa real de câmbio	56	4.790	0.341	4.271	5.353
	Taxa nominal de câmbio	56	4.552	0.122	4.378	4.841
	Produto interno bruto real	56	4.504	0.201	4.108	4.929
	Desalinhamento HP	56	0.007	0.069	-0.144	0.229
	PPC relativa	56	-0.001	0.033	-0.092	0.076
China	EWMA	56	0.002	0.000	0.001	0.002
	GARCH	56	0.001	0.002	0.001	0.013
	Preço relativo	672	4.626	0.036	4.560	4.706
	Taxa real de câmbio	56	4.650	0.304	4.183	5.180
	Taxa nominal de câmbio	56	4.641	0.175	4.341	5.074
	Produto interno bruto real	56	4.564	0.342	3.807	5.151
	Desalinhamento HP	56	0.004	0.082	-0.141	0.241
Estados Unidos	PPC relativa	56	0.002	0.034	-0.087	0.104
	EWMA	56	0.002	0.000	0.001	0.002
	GARCH	56	0.002	0.004	0.001	0.027
	Preço relativo	1232	4.628	0.043	4.563	4.714
	Taxa real de câmbio	56	4.755	0.281	4.362	5.284
	Taxa nominal de câmbio	56	4.758	0.560	4.003	5.934
	Produto interno bruto real	56	4.544	0.202	4.194	4.994
Japão	Desalinhamento HP	56	0.005	0.077	-0.150	0.193
	PPC relativa	56	0.002	0.034	-0.083	0.096
	EWMA	56	0.002	0.003	0.000	0.017
	GARCH	56	0.002	0.003	0.001	0.020
	Preço relativo	952	4.627	0.034	4.568	4.694
	Taxa real de câmbio	56	4.738	0.142	4.380	4.950
	Taxa nominal de câmbio	56	4.585	0.268	4.210	5.190
México	Produto interno bruto real	56	4.562	0.205	4.268	5.053
	Desalinhamento HP	56	0.009	0.101	-0.219	0.337
	PPC relativa	56	0.001	0.041	-0.110	0.113
	EWMA	56	0.002	0.000	0.002	0.003
	GARCH	56	0.002	0.002	0.001	0.013
	Preço relativo	1008	4.630	0.042	4.567	4.719
	Taxa real de câmbio	56	4.731	0.374	4.220	5.471
	Taxa nominal de câmbio	56	4.701	0.190	4.357	5.065
	Produto interno bruto real	56	4.556	0.189	4.203	4.986
	Desalinhamento HP	56	0.003	0.071	-0.109	0.203
	PPC relativa	56	-0.001	0.031	-0.065	0.056
	EWMA	56	0.002	0.001	0.001	0.003
	GARCH	56	0.002	0.004	0.000	0.029

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Tabela 16: Estatísticas Descritivas por Setor

Setor	Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Agropecuária	Preço relativo	56	4.617	0.048	4.531	4.724
	Produção	56	4.490	0.119	4.258	4.667
	Custo	56	4.625	0.437	3.559	5.214
Extrativa mineral	Preço relativo	56	4.597	0.041	4.529	4.684
	Produção	56	4.528	0.376	3.670	5.098
	Custo	56	4.495	0.235	4.001	4.801
Minerais não metálicos	Preço relativo	56	4.609	0.065	4.514	4.742
	Produção	56	4.476	0.490	3.307	5.099
	Custo	56	4.636	0.108	4.480	4.842
Siderurgia	Preço relativo	56	4.644	0.038	4.562	4.719
	Produção	56	4.698	0.465	3.704	5.443
	Custo	56	4.453	0.236	3.865	4.736
Metalurgia não ferrosos	Preço relativo	56	4.624	0.033	4.566	4.690
	Produção	56	4.840	0.450	3.782	5.549
	Custo	56	4.533	0.137	4.180	4.691
Outros produtos metalúrgicos	Preço relativo	56	4.648	0.060	4.563	4.770
	Produção	56	4.687	0.419	3.717	5.333
	Custo	56	4.609	0.097	4.413	4.818
Máquinas e tratores	Preço relativo	56	4.642	0.046	4.578	4.737
	Produção	56	4.630	0.453	3.607	5.316
	Custo	56	4.569	0.231	4.127	4.934
Material elétrico	Preço relativo	56	4.671	0.060	4.595	4.791
	Produção	56	4.751	0.391	3.839	5.313
	Custo	56	4.494	0.192	4.090	4.837
Equipamentos eletrônicos	Preço relativo	56	4.625	0.039	4.566	4.714
	Produção	56	4.644	0.639	3.343	5.718
	Custo	56	4.354	0.227	3.621	4.787
Veículos automotores	Preço relativo	56	4.632	0.048	4.545	4.738
	Produção	56	4.659	0.427	3.697	5.335
	Custo	56	4.546	0.301	4.035	4.965
Peças e outros veículos	Preço relativo	56	4.634	0.031	4.579	4.708
	Produção	56	4.643	0.463	3.613	5.382
	Custo	56	4.648	0.477	3.737	5.368
Madeira e mobiliário	Preço relativo	56	4.629	0.051	4.558	4.730
	Produção	56	4.657	0.394	3.755	5.255
	Custo	56	4.536	0.121	4.220	4.770
Celulose, papel e gráfica	Preço relativo	56	4.631	0.045	4.559	4.724
	Produção	56	4.622	0.488	3.456	5.366
	Custo	56	4.556	0.132	4.316	4.739
Borracha	Preço relativo	56	4.645	0.047	4.583	4.754
	Produção	56	4.671	0.429	3.698	5.364
	Custo	56	4.630	0.070	4.449	4.804
Elementos químicos	Preço relativo	56	4.602	0.040	4.522	4.689
	Produção	56	4.588	0.432	3.586	5.218
	Custo	56	4.609	0.054	4.503	4.745
Refino de petróleo	Preço relativo	56	4.625	0.056	4.517	4.734
	Produção	56	4.679	0.465	3.534	5.336
	Custo	56	4.609	0.054	4.503	4.745
Químicos diversos	Preço relativo	56	4.611	0.040	4.529	4.699
	Produção	56	4.483	0.438	3.464	5.140
	Custo	56	4.630	0.070	4.449	4.804
Farmacêutica e perfumaria	Preço relativo	56	4.621	0.033	4.574	4.703
	Produção	56	4.599	0.436	3.615	5.278
	Custo	56	4.589	0.218	4.255	4.992
Têxtil	Preço relativo	56	4.637	0.043	4.560	4.727
	Produção	56	4.634	0.449	3.630	5.309
	Custo	56	4.561	0.093	4.119	4.682
Calçados	Preço relativo	56	4.628	0.031	4.575	4.715
	Produção	56	4.658	0.438	3.702	5.365
	Custo	56	4.610	0.173	4.045	4.855

Continua

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do IBGE.

Setor	Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Café	Preço relativo	56	4.598	0.026	4.521	4.659
	Produção	56	4.614	0.413	3.802	5.322
	Custo	56	4.639	0.193	4.313	4.981
Beneficiamento de Vegetais	Preço relativo	56	4.647	0.038	4.579	4.739
	Produção	56	4.711	0.470	3.751	5.510
	Custo	56	4.588	0.104	4.344	4.825
Abate de animais	Preço relativo	56	4.596	0.031	4.535	4.677
	Produção	56	4.496	0.436	3.415	5.135
	Custo	56	4.490	0.119	4.258	4.667
Óleos vegetais	Preço relativo	56	4.624	0.042	4.523	4.715
	Produção	56	4.481	0.488	3.185	5.166
	Custo	56	4.546	0.074	4.327	4.707
Outros produtos alimentares	Preço relativo	56	4.614	0.044	4.545	4.697
	Produção	56	4.635	0.488	3.522	5.423
	Custo	56	4.602	0.090	4.453	4.809
Indústrias diversas	Preço relativo	56	4.619	0.044	4.544	4.705
	Produção	56	4.561	0.483	3.354	5.281
	Custo	56	4.569	0.122	4.342	4.742

Conclusão

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do IBGE.

B Testes Adicionais

Tabela 17: Teste de Raiz Unitária ADF para as variáveis dos Países

Variáveis	Lags	Taxa real de câmbio		Taxa nominal de câmbio		Renda	
		Zt	p-valor	Zt	p-valor	Zt	p-valor
Argentina	0	-0.658	0.857	-1.177	0.683	-1.626	0.470
	1	-0.829	0.810	-1.417	0.574	-2.508	0.114
	2	-0.805	0.818	-1.238	0.657	-1.433	0.566
	3	-0.497	0.893	-1.079	0.723	-1.593	0.487
	4	-0.608	0.869	-1.024	0.744	-1.590	0.488
Chile	0	-1.439	0.564	-1.961	0.304	-0.813	0.815
	1	-1.262	0.646	-2.243	0.191	-1.308	0.625
	2	-1.468	0.549	-1.594	0.486	-0.724	0.840
	3	-1.317	0.621	-1.433	0.566	-0.911	0.784
	4	-1.229	0.661	-1.434	0.566	-0.950	0.771
China	0	-1.025	0.744	-1.899	0.333	-1.314	0.623
	1	-0.982	0.760	-2.703	0.073	-1.812	0.375
	2	-0.991	0.757	-1.975	0.298	-1.286	0.636
	3	-0.632	0.864	-2.205	0.204	-1.693	0.435
	4	-0.447	0.902	-2.098	0.245	-1.953	0.307
Estados Unidos	0	-1.655	0.455	-1.532	0.518	-1.860	0.351
	1	-1.524	0.522	-2.087	0.250	-2.498	0.116
	2	-1.593	0.487	-1.510	0.529	-1.828	0.367
	3	-1.148	0.696	-1.581	0.493	-2.017	0.279
	4	-1.089	0.719	-1.412	0.576	-2.007	0.283
Japão	0	-1.750	0.406	-0.770	0.828	-1.660	0.452
	1	-1.696	0.433	-1.217	0.666	-2.238	0.193
	2	-1.458	0.554	-0.770	0.828	-1.616	0.475
	3	-1.057	0.732	-0.861	0.801	-1.730	0.416
	4	-0.942	0.774	-0.833	0.809	-1.587	0.490
México	0	-1.724	0.419	-2.342	0.159	-1.959	0.305
	1	-1.703	0.429	-2.738	0.068	-2.658	0.082
	2	-1.772	0.394	-1.723	0.419	-1.922	0.322
	3	-1.502	0.533	-1.889	0.337	-2.144	0.227
	4	-1.687	0.438	-1.766	0.397	-2.048	0.266

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data e do OECD.

Tabela 18: Teste de Raiz Unitária ADF para as variáveis Setoriais

Variáveis	Lags	Produção		Custo	
		Zt	p-valor	Zt	p-valor
Agropecuária	0	-1.571	0.498	-1.614	0.476
	1	-1.324	0.618	-2.140	0.229
	2	-1.422	0.572	-1.645	0.460
	3	-1.385	0.589	-1.767	0.397
	4	-1.655	0.454	-1.684	0.439
Extrativa mineral	0	-1.612	0.477	-1.995	0.289
	1	-1.939	0.314	-2.695	0.075
	2	-2.065	0.259	-2.014	0.280
	3	-1.952	0.308	-1.975	0.298
	4	-2.097	0.246	-1.710	0.426
Minerais não metálicos	0	-1.062	0.730	-1.493	0.537
	1	-0.708	0.845	-2.002	0.286
	2	-0.641	0.862	-1.592	0.488
	3	-0.408	0.909	-1.641	0.462
	4	0.021	0.960	-1.440	0.563
Siderurgia	0	-2.392	0.144	-1.366	0.599
	1	-2.439	0.131	-1.989	0.292
	2	-2.720	0.071	-1.485	0.541
	3	-2.662	0.081	-1.629	0.468
	4	-2.057	0.262	-1.508	0.529

Continua

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data e do IBGE.

Variáveis	Lags	Produção		Custo	
		Zt	p-valor	Zt	p-valor
Metalurgia não ferrosos	0	-2.629	0.087	-1.607	0.480
	1	-2.134	0.231	-2.018	0.279
	2	-1.847	0.357	-1.499	0.534
	3	-1.548	0.510	-1.383	0.590
	4	-2.516	0.112	-1.150	0.695
Outros produtos metalúrgicos	0	-2.970	0.038	-1.552	0.508
	1	-2.856	0.051	-2.144	0.227
	2	-2.664	0.081	-1.571	0.498
	3	-1.902	0.331	-1.649	0.457
	4	-2.041	0.269	-1.446	0.560
Máquinas e tratores	0	-2.026	0.275	-1.294	0.632
	1	-2.040	0.269	-1.725	0.419
	2	-2.045	0.267	-1.271	0.642
	3	-1.840	0.361	-1.325	0.618
	4	-1.772	0.394	-1.148	0.696
Material elétrico	0	-2.115	0.238	-1.643	0.461
	1	-2.333	0.162	-2.218	0.200
	2	-2.333	0.162	-1.615	0.475
	3	-2.318	0.166	-1.636	0.464
	4	-2.555	0.103	-1.492	0.537
Equipamentos eletrônicos	0	-2.368	0.151	-0.550	0.882
	1	-2.106	0.242	-0.989	0.757
	2	-1.536	0.516	-0.624	0.866
	3	-1.512	0.528	-0.563	0.879
	4	-0.911	0.784	-0.540	0.884
Veículos automotores	0	-2.407	0.140	-1.334	0.614
	1	-1.843	0.359	-1.753	0.404
	2	-1.558	0.505	-1.302	0.628
	3	-1.702	0.430	-1.351	0.606
	4	-1.609	0.479	-1.140	0.699
Peças e outros veículos	0	-1.619	0.473	-1.126	0.705
	1	-1.600	0.484	-1.491	0.538
	2	-1.675	0.444	-1.119	0.707
	3	-1.789	0.386	-1.112	0.710
	4	-2.133	0.231	-0.892	0.791
Madeira e mobiliário	0	-1.456	0.555	-1.559	0.504
	1	-1.403	0.581	-1.995	0.289
	2	-1.839	0.361	-1.540	0.513
	3	-1.503	0.532	-1.617	0.474
	4	-1.352	0.605	-1.354	0.604
Celulose, papel e gráfica	0	-1.405	0.580	-1.435	0.565
	1	-1.166	0.688	-1.659	0.453
	2	-1.180	0.682	-1.310	0.625
	3	-1.060	0.731	-1.260	0.647
	4	-1.308	0.626	-1.081	0.723
Borracha	0	-3.598	0.006	-1.560	0.503
	1	-3.138	0.024	-2.129	0.233
	2	-2.749	0.066	-1.546	0.511
	3	-2.508	0.113	-1.658	0.453
	4	-1.933	0.317	-1.516	0.525
Elementos químicos	0	-4.311	0.000	-1.465	0.551
	1	-2.001	0.286	-1.924	0.321
	2	-1.180	0.682	-1.497	0.535
	3	-0.957	0.769	-1.514	0.527
	4	-0.497	0.893	-1.325	0.617
Refino de petróleo e petroquímicos	0	-4.311	0.000	-1.859	0.352
	1	-1.996	0.288	-2.142	0.228
	2	-1.163	0.689	-1.685	0.439
	3	-0.920	0.781	-1.844	0.359
	4	-0.472	0.897	-1.715	0.423

Continua

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data e do IBGE.

Variáveis	Lags	Produção		Custo	
		Zt	p-valor	Zt	p-valor
Químicos diversos	0	-3.599	0.006	-1.420	0.573
	1	-3.139	0.024	-1.904	0.330
	2	-2.749	0.066	-1.490	0.538
	3	-2.509	0.113	-1.476	0.545
	4	-1.935	0.316	-1.381	0.591
Farmacêutica e perfumaria	0	-1.874	0.344	-1.217	0.666
	1	-0.841	0.807	-1.547	0.510
	2	-0.529	0.886	-1.273	0.642
	3	-0.185	0.940	-1.231	0.660
	4	-0.352	0.918	-0.967	0.765
Têxtil	0	-0.099	0.949	-1.307	0.626
	1	-0.038	0.955	-1.696	0.433
	2	-0.069	0.952	-1.317	0.622
	3	0.437	0.983	-1.285	0.636
	4	1.266	0.996	-1.075	0.725
Calçados	0	-1.609	0.479	-1.324	0.618
	1	-0.162	0.943	-1.685	0.439
	2	-0.257	0.931	-1.312	0.624
	3	-0.150	0.944	-1.287	0.635
	4	0.028	0.961	-1.078	0.724
Café	0	-1.745	0.408	-1.745	0.408
	1	-1.174	0.685	-1.562	0.503
	2	-0.663	0.856	-1.367	0.598
	3	-0.746	0.835	-1.254	0.650
	4	-1.067	0.728	-0.908	0.785
Beneficiamento de produtos vegetais	0	-5.663	0.000	-1.206	0.671
	1	-3.933	0.002	-1.534	0.517
	2	-2.440	0.131	-1.120	0.707
	3	-2.546	0.105	-0.955	0.769
	4	-2.704	0.073	-0.689	0.850
Abate de animais	0	-1.571	0.498	-1.531	0.518
	1	-1.324	0.618	-1.960	0.304
	2	-1.422	0.572	-1.410	0.577
	3	-1.385	0.589	-1.503	0.532
	4	-1.655	0.454	-1.428	0.569
Óleos vegetais	0	-3.419	0.010	-1.609	0.479
	1	-2.524	0.110	-2.155	0.223
	2	-2.313	0.168	-1.622	0.472
	3	-2.279	0.179	-1.832	0.365
	4	-1.939	0.314	-1.799	0.381
Outros produtos alimentares	0	-1.624	0.471	-1.437	0.565
	1	-0.834	0.809	-1.406	0.579
	2	-0.883	0.793	-1.279	0.639
	3	-0.919	0.782	-1.223	0.663
	4	-0.527	0.887	-0.950	0.771
Indústrias diversas	0	-1.999	0.287	-1.253	0.650
	1	-1.727	0.417	-1.692	0.435
	2	-1.615	0.476	-1.326	0.617
	3	-1.637	0.464	-1.369	0.597
	4	-1.643	0.461	-1.157	0.692

Conclusão

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data e do IBGE.

Tabela 19: Teste de Raiz Unitária ADF para o Preço Relativo por País e Setor

País e Setor	Lags	Zt	p-valor	País e Setor	Lags	Zt	p-valor
Agropecuária	0	-4.645	0.000	Agropecuária	0	-0.533	0.885
China	1	-3.106	0.026	Estados Unidos	1	-0.807	0.817
	2	-2.789	0.060		2	-0.986	0.758
	3	-2.022	0.277		3	-0.565	0.879
	4	-1.926	0.320		4	-0.544	0.883
Agropecuária	0	-4.686	0.000	Agropecuária	0	-3.185	0.021
Japão	1	-3.253	0.017	México	1	-2.570	0.099
	2	-2.815	0.056		2	-2.346	0.157
	3	-1.803	0.379		3	-2.104	0.243
	4	-2.292	0.174		4	-2.078	0.254
Extrativa Mineral	0	-2.984	0.036	Extrativa Mineral	0	-4.196	0.001
Argentina	1	-4.177	0.001	China	1	-4.688	0.000
	2	-2.782	0.061		2	-3.692	0.004
	3	-2.611	0.091		3	-3.591	0.006
	4	-2.161	0.221		4	-2.950	0.040
Extrativa Mineral	0	-1.013	0.749	Extrativa Mineral	0	-3.981	0.002
Estados Unidos	1	-0.842	0.807	Japão	1	-4.626	0.000
	2	-0.540	0.884		2	-3.512	0.008
	3	-0.592	0.873		3	-3.476	0.009
	4	-0.595	0.872		4	-2.824	0.055
Extrativa Mineral	0	-3.558	0.007	Minerais não metálicos	0	-2.097	0.246
México	1	-2.842	0.053	Argentina	1	-2.075	0.255
	2	-1.956	0.306		2	-1.658	0.453
	3	-1.747	0.407		3	-1.655	0.454
	4	-1.393	0.586		4	-1.333	0.614
Minerais não metálicos	0	-2.038	0.270	Minerais não metálicos	0	-1.946	0.311
Chile	1	-2.055	0.263	Estados Unidos	1	-2.311	0.168
	2	-1.637	0.464		2	-1.495	0.536
	3	-1.484	0.541		3	-1.841	0.360
	4	-1.287	0.635		4	-1.415	0.575
Minerais não metálicos	0	-1.883	0.340	Siderurgia	0	-2.597	0.094
México	1	-1.718	0.422	Argentina	1	-2.462	0.125
	2	-1.673	0.445		2	-2.319	0.166
	3	-1.522	0.522		3	-1.734	0.414
	4	-1.304	0.628		4	-1.501	0.533
Siderurgia	0	-2.601	0.093	Siderurgia	0	-4.980	0.000
Chile	1	-2.957	0.039	China	1	-3.342	0.013
	2	-2.104	0.243		2	-2.667	0.080
	3	-1.812	0.375		3	-2.100	0.245
	4	-1.571	0.498		4	-1.813	0.374
Siderurgia	0	-3.434	0.010	Siderurgia	0	-1.512	0.528
Estados Unidos	1	-5.011	0.000	Japão	1	-1.599	0.484
	2	-3.089	0.027		2	-1.491	0.538
	3	-2.796	0.059		3	-1.309	0.625
	4	-2.574	0.098		4	-1.417	0.574
Siderurgia	0	-2.950	0.040	Metalurgia não ferrosos	0	-3.485	0.008
México	1	-3.720	0.004	Argentina	1	-2.674	0.079
	2	-3.064	0.029		2	-2.261	0.185
	3	-2.262	0.185		3	-1.836	0.363
	4	-2.595	0.094		4	-1.612	0.477
Metalurgia não ferrosos	0	-1.969	0.301	Metalurgia não ferrosos	0	-2.810	0.057
Chile	1	-1.379	0.592	Estados Unidos	1	-2.203	0.205
	2	-1.286	0.636		2	-1.977	0.297
	3	-1.081	0.723		3	-1.827	0.367
	4	-0.754	0.832		4	-1.440	0.563
Metalurgia não ferrosos	0	-0.980	0.761	Outros produtos metalúrgicos	0	-2.128	0.233
Japão	1	-1.059	0.731	Argentina	1	-1.854	0.354
	2	-0.723	0.841		2	-1.779	0.391
	3	-0.243	0.933		3	-1.571	0.498
	4	0.082	0.965		4	-1.285	0.636

Continua

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data.

País e Setor	Lags	Zt	p-valor	País e Setor	Lags	Zt	p-valor
Outros produtos metalúrgicos	0	-2.837	0.053	Outros produtos metalúrgicos	0	-1.980	0.295
Chile	1	-2.243	0.191	Estados Unidos	1	-1.890	0.337
	2	-2.132	0.232		2	-1.308	0.626
	3	-1.837	0.362		3	-1.199	0.674
	4	-1.624	0.471		4	-1.052	0.734
Outros produtos metalúrgicos	0	-2.213	0.202	Máquinas e tratores	0	-2.547	0.105
México	1	-1.712	0.425	Argentina	1	-2.483	0.120
	2	-1.865	0.349		2	-2.052	0.264
	3	-1.541	0.513		3	-1.712	0.425
	4	-1.419	0.573		4	-1.458	0.554
Máquinas e tratores	0	-2.418	0.137	Máquinas e tratores	0	-4.042	0.001
Chile	1	-2.024	0.276	China	1	-2.962	0.039
	2	-1.937	0.315		2	-1.822	0.370
	3	-1.632	0.466		3	-1.690	0.436
	4	-1.303	0.628		4	-1.119	0.708
Máquinas e tratores	0	-2.443	0.130	Máquinas e tratores	0	-2.223	0.198
Estados Unidos	1	-1.967	0.301	México	1	-1.741	0.410
	2	-1.969	0.300		2	-1.661	0.451
	3	-1.541	0.513		3	-1.488	0.540
	4	-1.351	0.606		4	-1.304	0.627
Material elétrico	0	-2.124	0.235	Material elétrico	0	-2.374	0.149
Argentina	1	-1.678	0.442	Chile	1	-1.702	0.430
	2	-1.874	0.344		2	-1.574	0.497
	3	-1.472	0.547		3	-1.306	0.627
	4	-1.270	0.643		4	-1.156	0.692
Material elétrico	0	-1.804	0.378	Material elétrico	0	-2.249	0.189
Estados Unidos	1	-1.733	0.414	México	1	-1.658	0.453
	2	-1.691	0.436		2	-1.865	0.349
	3	-1.467	0.550		3	-1.521	0.523
	4	-1.359	0.602		4	-1.266	0.645
Equipamentos eletrônicos	0	-1.195	0.676	Equipamentos eletrônicos	0	-2.746	0.066
Argentina	1	-0.887	0.792	Chile	1	-1.861	0.351
	2	-0.907	0.786		2	-1.748	0.407
	3	-0.879	0.795		3	-1.300	0.629
	4	-1.154	0.693		4	-0.972	0.763
Equipamentos eletrônicos	0	-1.743	0.409	Equipamentos eletrônicos	0	-2.875	0.048
Estados Unidos	1	-1.711	0.426	Japão	1	-2.058	0.262
	2	-1.601	0.483		2	-1.885	0.339
	3	-1.539	0.514		3	-1.386	0.589
	4	-1.269	0.643		4	-1.242	0.655
Equipamentos eletrônicos	0	-3.666	0.005	Veículos automotores	0	-2.073	0.256
México	1	-2.942	0.041	Argentina	1	-2.015	0.280
	2	-2.417	0.137		2	-1.767	0.397
	3	-1.902	0.331		3	-1.470	0.548
	4	-2.298	0.173		4	-1.242	0.655
Veículos automotores	0	-2.408	0.139	Veículos automotores	0	-4.779	0.000
Chile	1	-2.405	0.140	Estados Unidos	1	-2.370	0.150
	2	-1.997	0.288		2	-1.888	0.338
	3	-1.633	0.466		3	-1.446	0.560
	4	-1.441	0.563		4	-1.184	0.681
Veículos automotores	0	-1.689	0.437	Peças e outros veículos	0	-3.006	0.034
México	1	-1.585	0.491	Argentina	1	-3.447	0.009
	2	-1.551	0.508		2	-2.465	0.124
	3	-1.367	0.598		3	-2.122	0.236
	4	-1.003	0.752		4	-1.628	0.469
Peças e outros veículos	0	-3.102	0.026	Peças e outros veículos	0	-2.827	0.055
Chile	1	-3.543	0.007	China	1	-2.008	0.283
	2	-2.422	0.136		2	-1.381	0.591
	3	-2.073	0.255		3	-1.190	0.678
	4	-1.637	0.464		4	-1.186	0.679
Peças e outros veículos	0	-2.280	0.179	Peças e outros veículos	0	-3.355	0.013
Estados Unidos	1	-2.663	0.081	Japão	1	-2.647	0.084
	2	-2.397	0.142		2	-2.156	0.223
	3	-2.009	0.282		3	-1.625	0.470
	4	-2.129	0.233		4	-1.453	0.557

Continua

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data.

País e Setor	Lags	Zt	p-valor	País e Setor	Lags	Zt	p-valor
Peças e outros veículos México	0	-1.842	0.360	Madeira e mobiliário Argentina	0	-2.650	0.083
	1	-2.185	0.212		1	-2.052	0.264
	2	-1.846	0.358		2	-1.885	0.339
	3	-1.487	0.540		3	-1.665	0.449
	4	-1.173	0.685		4	-1.375	0.594
Madeira e mobiliário China	0	-1.805	0.378	Madeira e mobiliário Estados Unidos	0	-1.662	0.451
	1	-1.607	0.480		1	-1.827	0.367
	2	-1.473	0.547		2	-1.555	0.506
	3	-0.935	0.776		3	-1.261	0.647
	4	-1.064	0.729		4	-0.975	0.762
Madeira e mobiliário Japão	0	-1.748	0.406	Madeira e mobiliário México	0	-1.969	0.300
	1	-1.704	0.429		1	-1.797	0.382
	2	-1.608	0.480		2	-1.674	0.445
	3	-1.336	0.612		3	-1.377	0.593
	4	-1.160	0.691		4	-1.133	0.702
Celulose, papel e gráfica Argentina	0	-2.985	0.036	Celulose, papel e gráfica Chile	0	-2.711	0.072
	1	-2.326	0.164		1	-2.222	0.198
	2	-2.327	0.163		2	-2.190	0.210
	3	-1.704	0.429		3	-1.760	0.401
	4	-1.583	0.492		4	-1.657	0.453
Celulose, papel e gráfica China	0	-1.899	0.333	Celulose, papel e gráfica Estados Unidos	0	-2.040	0.269
	1	-1.847	0.357		1	-1.660	0.452
	2	-2.162	0.220		2	-1.825	0.368
	3	-1.905	0.330		3	-1.558	0.505
	4	-1.864	0.349		4	-1.534	0.517
Celulose, papel e gráfica Japão	0	-2.008	0.283	Borracha Argentina	0	-2.722	0.070
	1	-2.104	0.243		1	-2.255	0.187
	2	-1.793	0.384		2	-2.232	0.195
	3	-1.553	0.507		3	-1.932	0.317
	4	-1.284	0.636		4	-1.597	0.485
Borracha Chile	0	-2.709	0.073	Borracha Estados Unidos	0	-2.186	0.211
	1	-2.229	0.196		1	-1.932	0.317
	2	-2.312	0.168		2	-2.087	0.250
	3	-1.768	0.396		3	-1.706	0.428
	4	-1.561	0.503		4	-1.455	0.556
Elementos químicos Argentina	0	-1.846	0.358	Elementos químicos Chile	0	-3.417	0.010
	1	-1.313	0.623		1	-2.912	0.044
	2	-1.288	0.635		2	-2.544	0.105
	3	-1.174	0.685		3	-2.033	0.272
	4	-0.841	0.807		4	-1.480	0.543
Elementos químicos Estados Unidos	0	-2.130	0.233	Elementos químicos Japão	0	-3.064	0.029
	1	-2.271	0.181		1	-3.159	0.022
	2	-2.025	0.276		2	-2.831	0.054
	3	-1.625	0.470		3	-2.493	0.117
	4	-1.930	0.318		4	-1.901	0.332
Elementos químicos México	0	-2.664	0.081	Refino de petróleo Argentina	0	-2.888	0.047
	1	-1.929	0.319		1	-2.426	0.134
	2	-1.825	0.368		2	-2.202	0.206
	3	-1.675	0.444		3	-1.974	0.298
	4	-1.370	0.597		4	-1.920	0.323
Refino de petróleo Chile	0	-2.657	0.082	Refino de petróleo China	0	-2.772	0.062
	1	-1.982	0.295		1	-1.706	0.428
	2	-2.158	0.222		2	-1.763	0.399
	3	-2.164	0.220		3	-2.339	0.160
	4	-2.056	0.263		4	-1.717	0.422
Refino de petróleo Estados Unidos	0	-2.749	0.066	Refino de petróleo Japão	0	-2.033	0.272
	1	-2.382	0.147		1	-1.854	0.354
	2	-1.792	0.385		2	-2.246	0.190
	3	-1.597	0.485		3	-2.296	0.173
	4	-1.457	0.555		4	-1.931	0.318
Químicos diversos Argentina	0	-1.877	0.343	Químicos diversos Chile	0	-2.366	0.152
	1	-1.652	0.456		1	-1.829	0.366
	2	-1.726	0.418		2	-2.222	0.198
	3	-1.353	0.605		3	-1.721	0.420
	4	-1.063	0.730		4	-1.361	0.601

Continua

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data.

País e Setor	Lags	Zt	p-valor	País e Setor	Lags	Zt	p-valor
Químicos diversos	0	-1.877	0.343	Químicos diversos	0	-2.366	0.152
Argentina	1	-1.652	0.456	Chile	1	-1.829	0.366
	2	-1.726	0.418		2	-2.222	0.198
	3	-1.353	0.605		3	-1.721	0.420
	4	-1.063	0.730		4	-1.361	0.601
Químicos diversos	0	-3.448	0.009	Químicos diversos	0	-2.335	0.161
Japão	1	-2.820	0.055	México	1	-2.019	0.278
	2	-2.721	0.070		2	-1.936	0.315
	3	-2.279	0.179		3	-1.663	0.450
	4	-0.973	0.763		4	-1.549	0.509
Farmacêutica e perfumaria	0	-3.134	0.024	Farmacêutica e perfumaria	0	-3.606	0.006
Argentina	1	-2.790	0.060	Chile	1	-3.168	0.022
	2	-2.251	0.188		2	-2.979	0.037
	3	-1.571	0.498		3	-1.772	0.394
	4	-1.560	0.504		4	-1.501	0.533
Farmacêutica e perfumaria	0	-2.929	0.042	Têxtil	0	-2.421	0.136
México	1	-3.076	0.028	Argentina	1	-2.419	0.137
	2	-2.454	0.127		2	-2.145	0.227
	3	-2.559	0.102		3	-1.718	0.422
	4	-2.931	0.042		4	-1.419	0.573
Têxtil	0	-2.343	0.158	Têxtil	0	-2.077	0.254
Chile	1	-2.076	0.254	Estados Unidos	1	-1.632	0.466
	2	-1.766	0.397		2	-1.630	0.467
	3	-1.436	0.565		3	-1.368	0.597
	4	-1.268	0.644		4	-1.248	0.653
Têxtil	0	-2.099	0.245	Calçados	0	-3.143	0.024
Japão	1	-1.958	0.306	Argentina	1	-3.416	0.010
	2	-1.588	0.490		2	-2.296	0.173
	3	-1.288	0.635		3	-1.843	0.359
	4	-1.042	0.738		4	-1.617	0.474
Calçados	0	-3.744	0.004	Calçados	0	-1.490	0.538
Chile	1	-3.941	0.002	China	1	-1.836	0.363
	2	-3.171	0.022		2	-1.290	0.634
	3	-2.637	0.086		3	-0.993	0.756
	4	-1.897	0.334		4	-0.829	0.810
Calçados	0	-2.991	0.036	Calçados	0	-2.092	0.248
Estados Unidos	1	-3.625	0.005	México	1	-2.643	0.084
	2	-2.203	0.205		2	-2.116	0.238
	3	-2.047	0.266		3	-1.926	0.320
	4	-2.138	0.229		4	-1.869	0.347
Café	0	-5.082	0.000	Café	0	-3.972	0.002
Argentina	1	-4.677	0.000	Chile	1	-3.591	0.006
	2	-4.266	0.001		2	-3.372	0.012
	3	-3.610	0.006		3	-2.729	0.069
	4	-3.176	0.021		4	-2.214	0.201
Café	0	-2.442	0.130	Café	0	-3.091	0.027
Estados Unidos	1	-2.591	0.095	Japão	1	-3.553	0.007
	2	-2.139	0.229		2	-3.069	0.029
	3	-1.894	0.335		3	-2.491	0.118
	4	-1.603	0.482		4	-2.430	0.133
Beneficiamento de Vegetais	0	-1.840	0.361	Beneficiamento de Vegetais	0	-2.525	0.109
Argentina	1	-2.122	0.236	Chile	1	-2.079	0.253
	2	-2.320	0.166		2	-2.136	0.230
	3	-2.395	0.143		3	-2.324	0.164
	4	-2.019	0.278		4	-1.904	0.330
Beneficiamento de Vegetais	0	-3.559	0.007	Beneficiamento de Vegetais	0	-2.540	0.106
China	1	-2.639	0.085	Estados Unidos	1	-2.869	0.049
	2	-2.269	0.182		2	-2.780	0.061
	3	-2.335	0.161		3	-2.500	0.115
	4	-2.156	0.223		4	-2.094	0.247
Beneficiamento de Vegetais	0	-2.398	0.142	Beneficiamento de Vegetais	0	-2.200	0.206
Japão	1	-2.339	0.160	México	1	-1.541	0.513
	2	-2.061	0.261		2	-1.302	0.628
	3	-2.577	0.098		3	-0.865	0.799
	4	-2.084	0.251		4	-0.825	0.812

Continua

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data.

País e Setor	Lags	Zt	p-valor	País e Setor	Lags	Zt	p-valor
Abate de Animais	0	-3.194	0.020	Abate de Animais	0	-3.516	0.008
Argentina	1	-3.042	0.031	Chile	1	-3.379	0.012
	2	-2.261	0.185		2	-3.442	0.010
	3	-1.729	0.416		3	-3.461	0.009
	4	-1.670	0.446		4	-2.178	0.214
Abate de Animais	0	-3.117	0.025	Óleos vegetais	0	-5.397	0.000
Japão	1	-3.641	0.005	China	1	-4.271	0.000
	2	-3.348	0.013		2	-3.662	0.005
	3	-2.767	0.063		3	-4.371	0.000
	4	-2.236	0.193		4	-2.907	0.045
Óleos vegetais	0	-3.152	0.023	Outros produtos alimentares	0	-2.367	0.151
Japão	1	-2.467	0.124	Argentina	1	-1.990	0.291
	2	-2.039	0.270		2	-1.997	0.288
	3	-1.938	0.314		3	-1.960	0.304
	4	-1.476	0.545		4	-1.919	0.323
Outros produtos alimentares	0	-3.855	0.002	Outros produtos alimentares	0	-1.962	0.304
Chile	1	-3.685	0.004	Estados Unidos	1	-1.727	0.417
	2	-3.576	0.006		2	-1.559	0.504
	3	-3.304	0.015		3	-1.297	0.631
	4	-3.640	0.005		4	-0.771	0.827
Outros produtos alimentares	0	-1.605	0.481	Outros produtos alimentares	0	-2.216	0.200
Japão	1	-1.630	0.468	México	1	-1.810	0.376
	2	-1.425	0.570		2	-1.641	0.462
	3	-1.116	0.709		3	-1.386	0.589
	4	-1.037	0.740		4	-1.134	0.701
Indústrias diversas	0	-1.699	0.432	Indústrias diversas	0	-2.249	0.189
Argentina	1	-1.673	0.445	Chile	1	-1.723	0.420
	2	-1.523	0.522		2	-1.697	0.433
	3	-0.908	0.785		3	-1.636	0.464
	4	-0.592	0.873		4	-1.335	0.613
Indústrias diversas	0	-5.229	0.000	Indústrias diversas	0	-2.088	0.249
China	1	-4.883	0.000	Estados Unidos	1	-2.008	0.283
	2	-3.870	0.002		2	-2.041	0.269
	3	-2.769	0.063		3	-1.411	0.577
	4	-2.148	0.226		4	-1.331	0.615
Indústrias diversas	0	-2.124	0.235				
México	1	-1.747	0.407				
	2	-1.632	0.467				
	3	-1.282	0.637				
	4	-1.153	0.693				

Continua

Fonte: elaboração própria a partir de dados da Funcex Data.

Tabela 20: Teste de Cointegração de Westerlund (2007)

Lags	Leads	Estatística	Sem constante			Com constante			Com constante e tendência		
			Valor	Z-valor	p-valor	Valor	Z-valor	p-valor	Valor	Z-valor	p-valor
0	0	Gt	-3.917	-20.214	0.000	-4.119	-18.791	0.000	-4.299	-16.968	0.000
0	0	Ga	-16.937	-10.643	0.000	-18.679	-8.010	0.000	-19.880	-3.120	0.001
0	0	Pt	-42.484	-19.848	0.000	-45.475	-20.711	0.000	-47.217	-19.054	0.000
0	0	Pa	-17.125	-16.151	0.000	-19.194	-13.986	0.000	-20.789	-8.594	0.000
0	1	Gt	-3.964	-20.702	0.000	-4.131	-18.932	0.000	-4.283	-16.775	0.000
0	1	Ga	-15.548	-8.548	0.000	-16.888	-5.504	0.000	-17.704	-0.421	0.337
0	1	Pt	-42.025	-19.486	0.000	-44.319	-19.644	0.000	-45.799	-17.636	0.000
0	1	Pa	-15.576	-13.879	0.000	-17.084	-11.002	0.000	-18.253	-5.436	0.000
0	2	Gt	-3.731	-18.270	0.000	-3.950	-16.893	0.000	-4.100	-14.617	0.000
0	2	Ga	-13.113	-4.876	0.000	-14.402	-2.024	0.021	-14.781	3.205	0.999
0	2	Pt	-40.213	-18.056	0.000	-42.587	-18.045	0.000	-42.930	-14.764	0.000
0	2	Pa	-13.211	-10.409	0.000	-14.605	-7.495	0.000	-15.217	-1.654	0.049
0	3	Gt	-3.429	-15.125	0.000	-3.621	-13.208	0.000	-3.778	-10.807	0.000
0	3	Ga	-10.849	-1.463	0.072	-11.868	1.523	0.936	-11.630	7.113	1.000
0	3	Pt	-36.376	-15.028	0.000	-38.816	-14.564	0.000	-38.905	-10.736	0.000
0	3	Pa	-10.702	-6.730	0.000	-11.769	-3.484	0.000	-11.081	3.497	1.000
0	4	Gt	-3.246	-13.210	0.000	-3.327	-9.907	0.000	-3.444	-6.859	0.000
0	4	Ga	-8.887	1.496	0.933	-9.516	4.815	1.000	-9.063	10.297	1.000
0	4	Pt	-34.306	-13.393	0.000	-35.925	-11.895	0.000	-34.855	-6.683	0.000
0	4	Pa	-8.681	-3.765	0.000	-9.256	0.071	0.528	-8.454	6.769	1.000
1	0	Gt	-3.330	-14.093	0.000	-3.490	-11.737	0.000	-3.648	-9.271	0.000
1	0	Ga	-15.098	-7.870	0.000	-16.845	-5.443	0.000	-18.324	-1.190	0.117
1	0	Pt	-34.292	-13.382	0.000	-36.189	-12.139	0.000	-37.882	-9.713	0.000
1	0	Pa	-14.158	-11.799	0.000	-15.905	-9.334	0.000	-17.762	-4.824	0.000
1	1	Gt	-3.321	-13.998	0.000	-3.442	-11.192	0.000	-3.563	-8.262	0.000
1	1	Ga	-13.450	-5.385	0.000	-14.826	-2.617	0.004	-15.813	1.925	0.973
1	1	Pt	-33.682	-12.901	0.000	-35.094	-11.128	0.000	-36.202	-8.031	0.000
1	1	Pa	-12.733	-9.708	0.000	-14.066	-6.733	0.000	-15.292	-1.747	0.040
1	2	Gt	-3.210	-12.841	0.000	-3.374	-10.430	0.000	-3.452	-6.949	0.000
1	2	Ga	-11.431	-2.340	0.010	-12.434	0.731	0.767	-12.847	5.604	1.000
1	2	Pt	-32.138	-11.682	0.000	-33.485	-9.643	0.000	-34.535	-6.363	0.000
1	2	Pa	-10.812	-6.892	0.000	-11.536	-3.155	0.001	-11.994	2.361	0.991
1	3	Gt	-2.990	-10.548	0.000	-3.108	-7.441	0.000	-3.152	-3.405	0.000
1	3	Ga	-9.128	1.133	0.871	-9.635	4.648	1.000	-9.488	9.770	1.000
1	3	Pt	-29.879	-9.900	0.000	-30.246	-6.653	0.000	-31.102	-2.928	0.002
1	3	Pa	-8.564	-3.593	0.000	-8.851	0.644	0.740	-8.787	6.354	1.000
1	4	Gt	-2.755	-8.089	0.000	-2.790	-3.874	0.000	-2.798	0.780	0.782
1	4	Ga	-7.017	4.316	1.000	-7.188	8.073	1.000	-6.894	12.989	1.000
1	4	Pt	-27.765	-8.231	0.000	-27.371	-3.999	0.000	-27.216	0.962	0.832
1	4	Pa	-6.642	-0.775	0.219	-6.778	3.575	1.000	-6.317	9.432	1.000
2	0	Gt	-2.681	-7.321	0.000	-2.822	-4.235	0.000	-2.983	-1.405	0.080
2	0	Ga	-12.291	-3.637	0.000	-13.873	-1.283	0.100	-15.565	2.233	0.987
2	0	Pt	-27.992	-8.410	0.000	-29.621	-6.076	0.000	-31.592	-3.418	0.000
2	0	Pa	-11.368	-7.707	0.000	-12.853	-5.017	0.000	-14.843	-1.188	0.117
2	1	Gt	-2.649	-6.984	0.000	-2.748	-3.404	0.000	-2.868	-0.043	0.483
2	1	Ga	-10.670	-1.192	0.117	-11.655	1.821	0.966	-12.767	5.704	1.000
2	1	Pt	-27.265	-7.836	0.000	-28.367	-4.918	0.000	-29.811	-1.636	0.051
2	1	Pa	-9.916	-5.576	0.000	-10.615	-1.851	0.032	-11.822	2.574	0.995
2	2	Gt	-2.563	-6.088	0.000	-2.725	-3.144	0.001	-2.823	0.486	0.686
2	2	Ga	-8.839	1.568	0.942	-9.583	4.721	1.000	-9.996	9.140	1.000
2	2	Pt	-26.251	-7.036	0.000	-27.150	-3.795	0.000	-28.900	-0.723	0.235
2	2	Pa	-8.307	-3.216	0.001	-8.675	0.892	0.814	-9.255	5.772	1.000
2	3	Gt	-2.333	-3.697	0.000	-2.449	-0.046	0.482	-2.508	4.208	1.000
2	3	Ga	-6.469	5.142	1.000	-6.851	8.545	1.000	-6.732	13.189	1.000
2	3	Pt	-24.192	-5.410	0.000	-24.296	-1.160	0.123	-25.922	2.257	0.988
2	3	Pa	-5.969	0.213	0.584	-5.983	4.699	1.000	-6.219	9.554	1.000

Continua

Fonte: elaboração própria com dados da Funcex Data, OECD e IBGE.

Lags	Leads	Statística	Sem constante			Com constante			Com constante e tendência		
			Valor	Z-valor	p-valor	Valor	Z-valor	p-valor	Valor	Z-valor	p-valor
2	4	Gt	-2.174	-2.032	0.021	-2.200	2.754	0.997	-2.255	7.203	1.000
2	4	Ga	-4.451	8.185	1.000	-4.427	11.938	1.000	-4.145	16.398	1.000
2	4	Pt	-20.679	-2.638	0.004	-19.091	3.644	1.000	-21.502	6.680	1.000
2	4	Pa	-4.164	2.860	0.998	-3.771	7.829	1.000	-3.584	12.835	1.000
3	0	Gt	-2.276	-3.094	0.001	-2.414	0.350	0.637	-2.548	3.731	1.000
3	0	Ga	-9.645	0.352	0.638	-11.048	2.670	0.996	-12.243	6.353	1.000
3	0	Pt	-22.652	-4.195	0.000	-24.675	-1.510	0.066	-25.841	2.337	0.990
3	0	Pa	-8.529	-3.542	0.000	-9.758	-0.639	0.261	-10.943	3.669	1.000
3	1	Gt	-2.228	-2.602	0.005	-2.306	1.563	0.941	-2.423	5.215	1.000
3	1	Ga	-7.890	2.999	0.999	-8.620	6.069	1.000	-9.296	10.008	1.000
3	1	Pt	-20.848	-2.771	0.003	-22.344	0.641	0.739	-23.416	4.764	1.000
3	1	Pa	-7.013	-1.319	0.094	-7.256	2.899	0.998	-7.739	7.660	1.000
3	2	Gt	-2.045	-0.687	0.246	-2.196	2.802	0.997	-2.285	6.844	1.000
3	2	Ga	-5.917	5.975	1.000	-6.381	9.203	1.000	-6.524	13.447	1.000
3	2	Pt	-18.350	-0.799	0.212	-19.507	3.260	0.999	-21.146	7.036	1.000
3	2	Pa	-5.413	1.028	0.848	-5.394	5.532	1.000	-5.555	10.381	1.000
3	3	Gt	-1.809	1.770	0.962	-1.986	5.154	1.000	-2.072	9.359	1.000
3	3	Ga	-4.141	8.653	1.000	-4.237	12.204	1.000	-3.791	16.837	1.000
3	3	Pt	-18.281	-0.745	0.228	-18.507	4.184	1.000	-20.288	7.894	1.000
3	3	Pa	-3.710	3.526	1.000	-3.602	8.067	1.000	-3.121	13.412	1.000
3	4	Gt	-1.563	4.338	1.000	-1.668	8.730	1.000	-1.689	13.892	1.000
3	4	Ga	-2.073	11.771	1.000	-1.897	15.479	1.000	-1.596	19.560	1.000
3	4	Pt	-14.905	1.920	0.973	-14.281	8.085	1.000	-15.590	12.597	1.000
3	4	Pa	-1.826	6.290	1.000	-1.558	10.958	1.000	-1.453	15.490	1.000
4	0	Gt	-2.231	-2.627	0.004	-2.354	1.020	0.846	-2.506	4.226	1.000
4	0	Ga	-8.174	2.571	0.995	-8.900	5.676	1.000	-9.633	9.591	1.000
4	0	Pt	-20.956	-2.857	0.002	-22.779	0.240	0.595	-24.168	4.012	1.000
4	0	Pa	-6.886	-1.133	0.129	-7.466	2.601	0.995	-8.161	7.134	1.000
4	1	Gt	-2.174	-2.034	0.021	-2.203	2.717	0.997	-2.381	5.713	1.000
4	1	Ga	-6.130	5.653	1.000	-6.319	9.290	1.000	-6.697	13.233	1.000
4	1	Pt	-18.407	-0.844	0.199	-19.737	3.048	0.999	-21.473	6.709	1.000
4	1	Pa	-5.078	1.520	0.936	-4.987	6.108	1.000	-5.278	10.725	1.000
4	2	Gt	-1.914	0.682	0.752	-1.972	5.311	1.000	-2.169	8.210	1.000
4	2	Ga	-4.030	8.820	1.000	-3.869	12.718	1.000	-3.680	16.974	1.000
4	2	Pt	-15.440	1.498	0.933	-14.540	7.846	1.000	-16.885	11.300	1.000
4	2	Pa	-3.291	4.141	1.000	-2.951	8.988	1.000	-2.818	13.789	1.000
4	3	Gt	-1.626	3.678	1.000	-1.786	7.400	1.000	-1.906	11.319	1.000
4	3	Ga	-2.013	11.861	1.000	-1.725	15.719	1.000	-1.363	19.849	1.000
4	3	Pt	-12.994	3.428	1.000	-14.075	8.275	1.000	-17.167	11.018	1.000
4	3	Pa	-1.745	6.408	1.000	-1.412	11.165	1.000	-1.265	15.723	1.000
4	4	Gt	-2.345	-3.815	0.000	-2.360	0.961	0.832	0.000	0.000	0.000
4	4	Ga	-0.363	14.349	1.000	-0.172	17.893	1.000	0.000	0.000	0.000
4	4	Pt	-7.489	7.773	1.000	-8.105	13.786	1.000	0.000	0.000	0.000
4	4	Pa	-0.337	8.473	1.000	-0.150	12.950	*	*	*	*

Conclusão

Fonte: elaboração própria com dados da Funcex Data, OECD e IBGE.

* Não foi possível realizar o teste devido à quantidade de informação.

C Fatos Estilizados Adicionais

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Figura 6: Taxa Real de Câmbio contra o Preço Relativo no Setor de Peças e Outros Veículos por País

Tabela 21: Correlação por País e Setor do Preço Relativo com as variáveis de País

Setor	País	Taxa real de câmbio	Taxa nominal de câmbio	Renda do país
Agropecuária	China	0.578	0.467	-0.137
	Estados Unidos	0.798	0.196	-0.137
	Japão	0.352	0.508	0.381
	México	0.784	-0.051	0.026
Extrativa Mineral	Argentina	0.615	0.561	-0.212
	China	0.326	0.302	-0.009
	Estados Unidos	0.879	0.552	0.252
	Japão	0.413	0.363	0.295
	México	0.743	0.167	0.340
Minerais não metálicos	Argentina	0.863	0.872	-0.617
	Chile	0.872	0.043	-0.737
	Estados Unidos	0.893	0.376	0.078
	México	0.900	-0.141	-0.028
Siderurgia	Argentina	0.824	0.815	-0.322
	Chile	0.780	0.383	-0.363
	China	0.407	0.257	-0.141
	Estados Unidos	0.494	0.340	0.244
	Japão	0.728	0.034	-0.114
	México	0.568	0.301	0.226
Metalurgia não ferrosos	Argentina	0.699	0.532	-0.133
	Chile	0.936	0.194	-0.697
	Estados Unidos	0.288	0.144	0.104
	Japão	-0.189	0.869	0.512
Outros produtos metalúrgicos	Argentina	0.833	0.776	-0.351
	Chile	0.835	0.079	-0.558
	Estados Unidos	0.951	0.515	0.213
	México	0.867	0.123	0.066
Máquinas e tratores	Argentina	0.768	0.670	-0.140
	Chile	0.863	0.252	-0.473
	China	0.533	0.360	-0.144
	Estados Unidos	0.926	0.415	0.116
	México	0.877	0.103	0.092
Material elétrico	Argentina	0.876	0.874	-0.442
	Chile	0.936	0.185	-0.639
	Estados Unidos	0.934	0.441	0.135
	México	0.868	0.128	0.094
Equipamentos eletrônicos	Argentina	-0.204	-0.368	0.628
	Chile	-0.052	0.367	0.513
	Estados Unidos	0.928	0.567	0.278
	Japão	0.380	-0.539	-0.537
	México	-0.046	0.353	0.255
Veículos automotores	Argentina	0.788	0.750	-0.278
	Chile	0.789	0.404	-0.287
	Estados Unidos	0.589	0.561	0.444
	México	0.827	0.310	0.351
Peças e outros veículos	Argentina	0.183	0.137	0.363
	Chile	0.179	0.096	0.119
	China	0.765	0.419	-0.310
	Estados Unidos	0.473	0.729	0.703
	Japão	0.625	0.156	0.097
	México	0.742	0.363	0.312
Madeira e mobiliário	Argentina	0.870	0.783	-0.328
	China	0.942	0.186	-0.643
	Estados Unidos	0.969	0.695	0.412
	Japão	0.178	0.840	0.546
	México	0.816	0.342	0.332
Celulose, papel e gráfica	Argentina	0.781	0.803	-0.372
	Chile	0.924	0.140	-0.663
	China	0.793	-0.097	-0.753
	Estados Unidos	0.916	0.349	0.027
	Japão	0.042	0.582	0.164

Continua

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Setor	País	Taxa real de câmbio	Taxa nominal de câmbio	Renda do país
Borracha	Argentina	0.795	0.808	-0.401
	Chile	0.847	0.097	-0.568
	Estados Unidos	0.912	0.467	0.191
Elementos químicos	Argentina	0.947	0.899	-0.474
	Chile	0.795	0.325	-0.386
	Estados Unidos	0.821	0.397	0.137
	Japão	0.568	0.300	0.114
	México	0.861	0.076	0.120
Refino de petróleo	Argentina	0.775	0.831	-0.460
	Chile	0.936	0.170	-0.707
	China	0.808	-0.144	-0.780
	Estados Unidos	0.721	0.347	0.131
	Japão	0.081	0.613	0.350
Químicos diversos	Argentina	0.939	0.861	-0.358
	Chile	0.914	0.267	-0.561
	Japão	0.565	0.029	0.090
	México	0.750	0.246	0.206
Farmacêutica e perfumaria	Argentina	0.825	0.738	-0.180
	Chile	0.780	0.242	-0.455
	México	-0.090	0.693	0.791
Têxtil	Argentina	0.750	0.648	-0.082
	Chile	0.880	0.149	-0.565
	Estados Unidos	0.979	0.585	0.284
	Japão	0.531	0.573	0.416
Calçados	Argentina	0.009	-0.145	0.561
	Chile	-0.083	0.175	0.391
	China	0.913	0.328	-0.496
	Estados Unidos	0.348	0.732	0.764
	México	0.357	0.645	0.734
Café	Argentina	0.091	0.195	0.161
	Chile	-0.359	0.041	0.391
	Estados Unidos	-0.460	-0.325	-0.164
	Japão	0.415	-0.178	0.035
Beneficiamento de Vegetais	Argentina	0.331	0.134	0.322
	Chile	0.249	0.267	0.156
	China	-0.089	0.510	0.483
	Estados Unidos	0.556	0.513	0.400
	Japão	0.486	0.242	0.291
	México	0.111	0.481	0.222
Abate de Animais	Argentina	0.757	0.775	-0.359
	Chile	-0.150	-0.088	0.232
	Japão	0.133	0.603	0.399
Óleos vegetais	China	0.194	0.253	0.024
	Japão	-0.028	0.670	0.410
Outros produtos alimentares	Argentina	0.850	0.886	-0.534
	Chile	0.083	0.197	0.246
	Estados Unidos	0.915	0.622	0.348
	Japão	0.264	0.774	0.440
	México	0.883	-0.041	0.056
Indústrias diversas	Argentina	0.892	0.839	-0.409
	Chile	0.959	0.252	-0.630
	China	0.504	0.273	-0.179
	Estados Unidos	0.921	0.446	0.153
	México	0.909	0.037	0.062

Conclusão

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

Tabela 22: Correlação por Setor do Preço Relativo com as variáveis setoriais

Setor	Produção	Custo
Agropecuária	-0.614	-0.340
Extrativa mineral	-0.788	-0.301
Minerais não metálicos	-0.735	-0.230
Siderurgia	-0.547	-0.190
Metalurgia não ferrosos	-0.798	-0.536
Outros produtos metalúrgicos	-0.681	-0.387
Máquinas e tratores	-0.795	-0.542
Material elétrico	-0.876	-0.349
Equipamentos eletrônicos	-0.696	-0.021
Veículos automotores	-0.780	-0.636
Peças e outros veículos	-0.338	-0.590
Madeira e mobiliário	0.414	-0.613
Celulose, papel e gráfica	-0.916	-0.452
Borracha	-0.432	-0.279
Elementos químicos	-0.470	-0.463
Refino de petróleo	-0.553	-0.247
Químicos diversos	-0.419	-0.516
Farmacêutica e perfumaria	-0.479	-0.747
Têxtil	-0.199	-0.606
Calçados	0.203	-0.745
Café	0.367	0.168
Beneficiamento de Vegetais	-0.317	-0.219
Abate de animais	-0.406	-0.370
Óleos vegetais	0.006	-0.426
Outros produtos alimentares	-0.710	-0.688
Indústrias diversas	-0.890	-0.660

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do IBGE.

Tabela 23: Modelo ADL (1,1) para o Preço Relativo no setor de Peças e Outros Veículos por país

Variáveis	Argentina	Chile	China	Estados Unidos	Japão	México
Taxa real de câmbio	1.014*** (0.144)	0.669*** (0.106)	1.224*** (0.330)	0.974*** (0.121)	0.918*** (0.207)	0.456*** (0.092)
Taxa real de câmbio (-1)	-1.020*** (0.145)	-0.679*** (0.106)	-0.708** (0.334)	-0.892*** (0.119)	-0.675*** (0.221)	-0.422*** (0.094)
Preço relativo (-1)	0.752*** (0.075)	0.788*** (0.080)	0.373*** (0.114)	0.812*** (0.058)	0.573*** (0.111)	0.889*** (0.072)
Constante	1.206*** (0.346)	1.045*** (0.374)	0.616* (0.367)	0.509** (0.244)	0.902* (0.512)	0.375 (0.240)
Efeito de Longo Prazo da Taxa real de câmbio	-0.024	-0.046	0.823	0.437	0.570	0.309
Soma dos Resíduos Quadráticos	0.193	0.279	1.367	0.225	0.532	0.245
R ²	0.735	0.702	0.728	0.868	0.599	0.884
R ² ajustado	0.720	0.684	0.712	0.860	0.575	0.877
Quantidade de Observações	55	55	55	55	55	55

Erro padrão entre parêntesis.

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data e do OCDE.

D Estimações Adicionais

Tabela 24: Estimação do Preço Relativo

Variáveis	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Longo Prazo						
Taxa real de câmbio	0.295*** (0.026)	0.415*** (0.121)	0.495*** (0.026)	0.678*** (0.036)	0.562*** (0.023)	0.583*** (0.020)
Renda	0.129*** (0.034)	0.351** (0.162)	0.261*** (0.034)	0.519*** (0.063)	0.299*** (0.030)	0.328*** (0.037)
Produção	0.110*** (0.023)	-0.181 (0.140)	-0.132*** (0.028)	-0.365*** (0.064)	-0.119*** (0.025)	-0.347*** (0.032)
Custo	0.069*** (0.017)	0.228*** (0.082)	0.077*** (0.017)	0.229*** (0.031)	0.107*** (0.016)	0.134*** (0.019)
Curto Prazo						
Taxa real de câmbio	0.105*** (0.037)	-0.005 (0.031)	0.202*** (0.025)	0.214*** (0.025)	0.201*** (0.025)	0.220*** (0.025)
Renda	0.692*** (0.093)	0.596*** (0.089)	0.484*** (0.037)	0.471*** (0.037)	0.482*** (0.037)	0.491*** (0.037)
Produção	-0.011 (0.024)	0.025 (0.025)	-0.021 (0.016)	0.002 (0.016)	-0.022 (0.016)	-0.003 (0.016)
Custo	-0.024 (0.050)	-0.054 (0.041)	-0.064*** (0.018)	-0.059*** (0.018)	-0.062*** (0.018)	-0.052*** (0.018)
Constante	0.439*** (0.029)	0.107 (0.497)	0.244*** (0.009)	-0.049*** (0.002)	0.122*** (0.005)	0.224*** (0.009)
ECM	-0.237*** (0.015)	-0.441*** (0.020)	-0.177*** (0.007)	-0.162*** (0.007)	-0.176*** (0.007)	-0.163*** (0.007)

Erro padrão entre parêntesis.

* significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

Tabela 25: Coeficientes da Estimação MG de Longo Prazo do preço relativo por País e Setor

Setor	País	Taxa real de câmbio	Renda	Produção	Custo
Agropecuária	China	-0.171 (0.504)	-0.266 (0.376)	-0.252 (0.363)	-0.336 (0.262)
Agropecuária	Estados Unidos	4.056 (2.491)	-13.816 (14.213)	12.501 (11.805)	-5.078 (5.786)
Agropecuária	Japão	0.031 (0.310)	-0.396 (1.170)	-0.448 (0.335)	-0.384 (0.533)
Agropecuária	México	0.553** (0.228)	1.278 (1.333)	-0.239 (0.753)	0.461 (0.561)
Extrativa Mineral	Argentina	0.594 (0.422)	-0.464 (0.969)	0.778 (0.551)	0.063 (0.393)
Extrativa Mineral	China	-0.564 (0.382)	-0.948* (0.487)	0.610 (0.503)	-0.617** (0.288)
Extrativa Mineral	Estados Unidos	1.002** (0.413)	3.399*** (0.338)	-0.805* (0.451)	1.705*** (0.183)
Extrativa Mineral	Japão	-0.437 (0.363)	-0.657 (0.560)	-0.125 (0.141)	-0.426 (0.302)
Extrativa Mineral	México	0.398* (0.217)	0.812*** (0.281)	0.164 (0.367)	0.229* (0.137)
Minerais não metálicos	Argentina	1.414*** (0.228)	0.890** (0.370)	-0.338 (0.686)	0.708*** (0.167)
Minerais não metálicos	Chile	0.750*** (0.288)	0.572 (0.466)	-1.931*** (0.735)	0.593*** (0.182)
Minerais não metálicos	Estados Unidos	1.510*** (0.293)	1.912*** (0.574)	0.089 (0.579)	1.043*** (0.261)
Minerais não metálicos	México	0.644*** (0.212)	0.803 (0.602)	-1.294* (0.766)	0.527** (0.253)
Siderurgia	Argentina	0.639*** (0.230)	0.235 (0.361)	0.210 (0.233)	0.257* (0.153)
Siderurgia	Chile	0.620*** (0.172)	-0.254 (0.264)	0.792*** (0.222)	0.093 (0.087)
Siderurgia	China	0.646** (0.282)	0.257 (0.183)	0.176 (0.145)	0.256* (0.136)
Siderurgia	Estados Unidos	0.377 (0.239)	-0.126 (0.652)	0.635* (0.360)	0.098 (0.276)
Siderurgia	Japão	-10.988 (41.507)	6.104 (20.438)	1.133 (6.530)	5.607 (18.503)
Siderurgia	México	0.569*** (0.162)	0.873 (0.550)	0.715** (0.326)	0.493** (0.229)
Metalurgia não ferrosos	Argentina	0.482*** (0.164)	0.150 (0.149)	0.476* (0.250)	0.107 (0.080)
Metalurgia não ferrosos	Chile	0.309 (0.251)	-0.513** (0.233)	-0.460 (0.520)	-0.177** (0.085)
Metalurgia não ferrosos	Estados Unidos	0.422*** (0.138)	0.948*** (0.188)	0.332 (0.249)	0.537*** (0.092)
Metalurgia não ferrosos	Japão	-0.402* (0.218)	-1.237 (0.753)	-0.894*** (0.274)	-0.722** (0.359)
Outros produtos metalúrgicos	Argentina	0.962*** (0.332)	1.444*** (0.493)	-1.819*** (0.520)	0.732*** (0.230)
Outros produtos metalúrgicos	Chile	0.403 (0.251)	0.247 (0.380)	-0.705 (0.523)	0.209 (0.139)
Outros produtos metalúrgicos	Estados Unidos	1.260*** (0.281)	0.574 (0.914)	-0.165 (0.497)	0.399 (0.501)
Outros produtos metalúrgicos	México	0.416 (0.493)	3.336* (1.968)	-2.993** (1.519)	1.746* (0.961)
Máquinas e tratores	Argentina	0.440** (0.220)	0.739*** (0.266)	-0.308* (0.173)	0.234* (0.133)
Máquinas e tratores	Chile	0.256 (0.329)	0.152 (0.346)	-0.272 (0.405)	0.012 (0.126)

Continua

Erro padrão entre parêntesis.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados da Funcex Data, OECD e IBGE.

Setor	País	Taxa real de câmbio	Renda	Produção	Custo
Máquinas e tratores	China	3.636*** (0.653)	1.742*** (0.291)	0.330 (0.371)	1.443*** (0.270)
Máquinas e tratores	Estados Unidos	1.424*** (0.236)	0.994*** (0.380)	0.139 (0.206)	0.717*** (0.211)
Máquinas e tratores	México	0.448*** (0.124)	1.325*** (0.412)	-0.629*** (0.200)	0.589*** (0.194)
Material elétrico	Argentina	0.913** (0.425)	0.709 (0.560)	-0.409 (0.335)	0.472 (0.301)
Material elétrico	Chile	0.137 (0.539)	-0.396 (0.376)	-0.340 (0.605)	-0.174 (0.204)
Material elétrico	Estados Unidos	1.733*** (0.245)	3.014*** (0.575)	0.080 (0.248)	1.886*** (0.337)
Material elétrico	México	0.364 (0.286)	1.160 (1.072)	-0.756* (0.441)	0.435 (0.530)
Equipamentos eletrônicos	Argentina	1.755*** (0.450)	2.174*** (0.392)	-0.044 (0.191)	0.876*** (0.216)
Equipamentos eletrônicos	Chile	0.178 (0.178)	0.687*** (0.180)	-0.325*** (0.110)	0.038 (0.067)
Equipamentos eletrônicos	Estados Unidos	1.710*** (0.507)	0.442 (0.447)	-0.169 (0.263)	0.272 (0.272)
Equipamentos eletrônicos	Japão	0.200 (0.736)	-0.241 (0.605)	-0.124 (0.518)	0.477** (0.208)
Equipamentos eletrônicos	México	-0.319 (0.335)	-0.277 (0.652)	-0.390 (0.262)	-0.151 (0.250)
Veículos automotores	Argentina	1.013*** (0.277)	1.349*** (0.294)	-0.403** (0.169)	0.741*** (0.160)
Veículos automotores	Chile	-0.028 (0.198)	0.146 (0.237)	-0.328* (0.196)	-0.018 (0.091)
Veículos automotores	Estados Unidos	1.683*** (0.410)	2.281*** (0.645)	0.316 (0.313)	1.155*** (0.382)
Veículos automotores	México	0.190 (0.151)	0.756* (0.426)	-0.665*** (0.183)	0.244 (0.213)
Peças e outros veículos	Argentina	0.189 (0.384)	0.404 (0.346)	-0.007 (0.169)	0.168 (0.175)
Peças e outros veículos	Chile	-0.161 (0.353)	0.211 (0.369)	-0.047 (0.210)	0.041 (0.128)
Peças e outros veículos	China	1.440* (0.790)	0.360 (0.526)	0.029 (0.484)	0.284 (0.331)
Peças e outros veículos	Estados Unidos	0.668* (0.348)	0.060 (1.093)	0.313 (0.226)	-0.032 (0.577)
Peças e outros veículos	Japão	0.341 (0.210)	-0.759 (1.087)	0.127 (0.209)	-0.362 (0.547)
Peças e outros veículos	México	0.730** (0.289)	0.945 (0.979)	0.199 (0.335)	0.426 (0.463)
Madeira e mobiliário	Argentina	0.786*** (0.145)	0.532** (0.218)	-0.121 (0.135)	0.272** (0.113)
Madeira e mobiliário	China	0.944** (0.478)	0.065 (0.301)	-0.107 (0.280)	0.200 (0.256)
Madeira e mobiliário	Estados Unidos	0.796*** (0.153)	0.316 (0.416)	0.188* (0.110)	0.102 (0.257)
Madeira e mobiliário	Japão	-0.060 (0.468)	0.489 (2.403)	0.722 (0.648)	0.239 (1.368)
Madeira e mobiliário	México	0.436** (0.191)	0.370 (0.771)	-0.210 (0.313)	0.002 (0.384)
Celulose, papel e gráfica	Argentina	0.089 (0.287)	1.033*** (0.217)	-2.270*** (0.514)	0.291** (0.117)
Celulose, papel e gráfica	Chile	0.349* (0.197)	0.398 (0.270)	-0.955 (0.631)	0.097 (0.077)
Celulose, papel e gráfica	China	0.080 (0.831)	-0.395 (0.307)	-0.380 (1.428)	0.005 (0.268)
Celulose, papel e gráfica	Estados Unidos	-0.168 (0.530)	-1.282* (0.762)	-0.435 (1.052)	-0.554 (0.361)

Continua

Erro padrão entre parêntesis.

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados da Funcex Data, OECD e IBGE.

Setor	País	Taxa real de câmbio	Renda	Produção	Custo
Celulose, papel e gráfica	Japão	-0.276* (0.149)	-2.392*** (0.691)	-0.076 (0.418)	-1.056*** (0.323)
Borracha	Argentina	0.974*** (0.295)	1.032** (0.461)	-0.218 (0.591)	0.624*** (0.206)
Borracha	Chile	0.653*** (0.206)	0.602** (0.298)	-0.175 (0.543)	0.316** (0.127)
Borracha	Estados Unidos	1.047*** (0.184)	2.126*** (0.544)	-0.001 (0.405)	1.161*** (0.284)
Elementos químicos	Argentina	0.955*** (0.190)	0.283 (0.329)	0.460 (0.589)	0.262* (0.155)
Elementos químicos	Chile	0.298* (0.157)	0.167 (0.221)	0.680 (0.624)	-0.036 (0.093)
Elementos químicos	Estados Unidos	0.568 (0.662)	0.327 (1.821)	-0.798 (1.249)	0.318 (1.042)
Elementos químicos	Japão	0.284 (0.279)	-0.468 (0.953)	1.263 (1.186)	-0.303 (0.488)
Elementos químicos	México	0.579*** (0.188)	0.291 (0.839)	-0.194 (1.001)	0.045 (0.415)
Refino de petróleo	Argentina	0.764*** (0.243)	0.328 (0.465)	-0.354 (0.861)	0.381** (0.179)
Refino de petróleo	Chile	0.846*** (0.224)	0.062 (0.341)	-0.842 (1.069)	0.129 (0.123)
Refino de petróleo	China	0.522 (0.395)	-0.133 (0.319)	-0.862 (0.994)	0.118 (0.220)
Refino de petróleo	Estados Unidos	0.362* (0.192)	0.682 (0.767)	-1.937* (1.065)	0.473 (0.379)
Refino de petróleo	Japão	0.812 (0.947)	2.708 (3.817)	-5.341 (3.366)	1.195 (1.722)
Químicos diversos	Argentina	1.104*** (0.162)	0.708*** (0.231)	-0.082 (0.345)	0.387*** (0.122)
Químicos diversos	Chile	0.881*** (0.123)	0.543*** (0.172)	-0.893*** (0.312)	0.298*** (0.082)
Químicos diversos	Japão	0.696** (0.275)	0.980* (0.538)	-0.227 (0.715)	0.506* (0.275)
Químicos diversos	México	0.285 (0.273)	0.181 (0.858)	-2.344* (1.236)	0.190 (0.405)
Farmacêutica e perfumaria	Argentina	0.683** (0.293)	0.614* (0.318)	-0.128 (0.241)	0.230 (0.191)
Farmacêutica e perfumaria	Chile	-0.063 (0.241)	-0.224 (0.286)	-0.101 (0.265)	-0.172 (0.131)
Farmacêutica e perfumaria	México	0.024 (0.257)	0.885 (0.650)	0.055 (0.394)	0.074 (0.350)
Têxtil	Argentina	0.688*** (0.194)	0.480* (0.286)	-0.643*** (0.228)	0.296** (0.130)
Têxtil	Chile	0.208 (0.181)	-0.373 (0.246)	-0.436* (0.261)	-0.039 (0.092)
Têxtil	Estados Unidos	1.069*** (0.077)	0.273* (0.156)	-0.285*** (0.094)	0.152* (0.091)
Têxtil	Japão	0.080 (0.248)	-1.354*** (0.446)	-1.076** (0.435)	-0.741*** (0.199)
Calçados	Argentina	0.191 (0.309)	0.450 (0.474)	-0.230 (0.374)	0.083 (0.229)
Calçados	Chile	-0.070 (0.144)	0.024 (0.194)	-0.433** (0.220)	-0.079 (0.076)
Calçados	China	2.124** (0.993)	1.323 (0.856)	2.249* (1.277)	1.048 (0.677)
Calçados	Estados Unidos	0.380* (0.209)	1.170** (0.544)	-0.144 (0.222)	0.448 (0.328)
Calçados	México	0.292 (0.251)	1.552 (1.060)	0.604 (0.665)	0.558 (0.557)

Continua

Erro padrão entre parêntesis.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados da Funcex Data, OECD e IBGE.

Setor	País	Taxa real de câmbio	Renda	Produção	Custo
Café	Argentina	-0.367* (0.212)	-0.173 (0.202)	-0.174 (0.300)	-0.170 (0.141)
Café	Chile	-0.244 (0.369)	0.596 (0.479)	-0.524 (0.574)	0.075 (0.290)
Café	Estados Unidos	-1.307* (0.759)	0.573 (0.760)	-1.022 (1.041)	0.250 (0.600)
Café	Japão	0.081 (0.288)	1.187* (0.628)	-0.352 (0.512)	0.791* (0.473)
Beneficiamento de produtos vegetais	Argentina	1.383* (0.763)	1.353* (0.748)	-0.789 (0.937)	0.840* (0.476)
Beneficiamento de produtos vegetais	Chile	-0.665 (1.204)	0.017 (1.161)	-0.180 (1.465)	-0.246 (0.544)
Beneficiamento de produtos vegetais	China	1.076*** (0.289)	0.850*** (0.131)	-0.941*** (0.278)	0.562*** (0.135)
Beneficiamento de produtos vegetais	Estados Unidos	0.383 (0.406)	1.197*** (0.381)	-0.590 (0.517)	0.545** (0.259)
Beneficiamento de produtos vegetais	Japão	0.327 (0.375)	1.190** (0.536)	-0.817 (0.668)	0.554** (0.261)
Beneficiamento de produtos vegetais	México	0.924** (0.363)	2.566*** (0.780)	0.130 (0.791)	1.260*** (0.385)
Abate de animais	Argentina	-0.255 (0.528)	-0.974 (0.728)	-0.165 (0.432)	-0.456 (0.367)
Abate de animais	Chile	0.035 (0.306)	0.515 (0.355)	-0.381 (0.501)	0.147 (0.155)
Abate de animais	Japão	-0.699* (0.400)	-1.401 (1.469)	0.005 (0.723)	-0.811 (0.700)
Óleos vegetais	China	-0.824 (0.506)	-0.578 (0.380)	0.287 (0.423)	-0.455* (0.246)
Óleos vegetais	Japão	-0.075 (0.825)	-1.917 (2.230)	2.209 (2.118)	-1.005 (0.949)
Outros produtos alimentares	Argentina	-0.545 (1.324)	-1.272 (1.207)	-0.889 (2.475)	-0.353 (0.641)
Outros produtos alimentares	Chile	0.380* (0.196)	0.572* (0.311)	0.862 (0.707)	0.010 (0.152)
Outros produtos alimentares	Estados Unidos	0.056 (0.375)	-0.484 (0.559)	-0.363 (0.764)	-0.383 (0.374)
Outros produtos alimentares	Japão	0.651** (0.320)	-0.874 (0.623)	-2.182* (1.163)	-0.374 (0.406)
Outros produtos alimentares	México	0.104 (0.154)	-0.736* (0.412)	-0.092 (0.587)	-0.413* (0.222)
Indústrias diversas	Argentina	0.239 (0.725)	-0.338 (0.822)	-0.398 (1.078)	-0.138 (0.411)
Indústrias diversas	Chile	0.354*** (0.116)	0.168 (0.129)	-0.974*** (0.346)	0.035 (0.044)
Indústrias diversas	China	0.279 (1.156)	-0.226 (0.512)	0.966 (1.292)	-0.232 (0.450)
Indústrias diversas	Estados Unidos	1.575*** (0.354)	0.717 (0.528)	0.732 (0.687)	0.543* (0.289)
Indústrias diversas	México	0.201 (0.185)	0.387 (0.617)	-1.528** (0.756)	0.198 (0.290)

Conclusão

Erro padrão entre parêntesis.

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados da Funcex Data, OECD e IBGE.

Tabela 26: Lista de Séries que apresentaram inconsistência

Setores	Países
Agropecuária	China
Extrativa mineral	China
Extrativa mineral	Japão
Siderurgia	Japão
Metalurgia não ferrosos	Japão
Equipamentos eletrônicos	México
Veículos automotores	Chile
Peças e outros veículos	Chile
Madeira e mobiliário	Japão
Celulose, papel e gráfica	Estados Unidos
Celulose, papel e gráfica	Japão
Farmacêutica e perfumaria	Chile
Calçados	Chile
Café	Argentina
Café	Chile
Café	Estados Unidos
Beneficiamento de produtos vegetais	Chile
Abate de animais	Argentina
Abate de animais	Japão
Óleos vegetais	China
Óleos vegetais	Japão
Outros produtos alimentares	Argentina

Fonte: elaboração própria com dados da Funcex Data, OECD e IBGE.

Tabela 27: Séries que apresentaram inconsistência por País e Setor

	Quantidade de Séries Retiradas	Total de Séries presentes na Amostra
Séries por país		
Argentina	3	24
Chile	6	22
China	3	12
Estados Unidos	1	22
Japão	7	17
México	1	18
Séries por setor		
Agropecuária	1	4
Siderurgia	1	6
Metalurgia não ferrosos	1	4
Equipamentos eletrônicos	1	5
Veículos automotores	1	4
Peças e outros veículos	1	6
Madeira e mobiliário	1	5
Celulose, papel e gráfica	2	5
Farmacêutica e perfumaria	1	3
Calçados	1	5
Café	3	4
Beneficiamento de produtos vegetais	1	6
Abate de animais	2	3
Óleos vegetais	2	2
Outros produtos alimentares	1	5

Tabela 28: Estimação com a amostra reduzida e incluindo a Taxa Nominal de Câmbio no Curto Prazo

	PMG	MG
Variáveis		
Longo Prazo		
Taxa real de câmbio	0.411*** (0.028)	0.705*** (0.069)
Renda	0.224*** (0.040)	0.484*** (0.179)
Produção	0.107*** (0.026)	-0.250 (0.170)
Custo	0.119*** (0.019)	0.298*** (0.077)

Erro padrão entre parêntesis.

* significativo a 10%; ** significativo a 5%;

*** significativo a 1%.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

Tabela 29: Teste F_2 de Não Linearidade do Coeficiente de Correção de Erros

	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Variáveis limiares						
PPC relativa						
F_2	7.845		15.179	16.129	15.281	
Valor crítico - 10%	14.068		18.230	22.555	20.974	
Valor crítico - 5%	17.090		21.364	28.865	23.727	
Valor crítico - 1%	21.963		30.602	35.245	28.769	
P-valor	0.510		0.220	0.240	0.313	
EWMA						
F_2		6.895		8.106	4.764	7.604
Valor crítico - 10%		20.063		15.361	16.084	15.222
Valor crítico - 5%		24.351		16.928	19.157	16.757
Valor crítico - 1%		32.897		22.438	23.793	20.207
P-valor		0.853		0.650	0.943	0.560
GARCH						
F_2						11.005
Valor crítico - 10%						15.868
Valor crítico - 5%						18.155
Valor crítico - 1%						23.416
P-valor						0.347

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.

Tabela 30: Estimação com 1 parâmetro limiar no Coeficiente de Correção de Erros

	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
PPC relativa						
Parâmetro limiar	0.049		0.038	0.038	0.038	
Intervalo de Confiança	0.037		0.037	0.037	0.037	
	0.060		0.069	0.069	0.069	
Nº de Observações - regime 1	310		290	290	290	
	92.3%		86.3%	86.3%	86.3%	
Nº de Observações - regime 2	26		46	46	46	
	7.7%		13.7%	13.7%	13.7%	
ECM						
Coeficientes no Regime 1	-0.222		-0.243	-0.193	-0.245	
	(0.008)		(0.009)	(0.008)	(0.009)	
Coeficientes no Regime 2	-0.174		-0.216	-0.208	-0.189	
	(0.011)		(0.010)	(0.008)	(0.012)	
EWMA						
Parâmetro limiar		0.002		0.002	0.001	0.001
Intervalo de Confiança		0.002		0.002	0.001	0.001
		0.002		0.002	0.002	0.001
Nº de Observações - regime 1		235		235	98	91
		69.9%		69.9%	29.2%	27.1%
Nº de Observações - regime 2		101		101	238	245
		30.1%		30.1%	70.8%	72.9%
ECM						
Coeficientes no Regime 1		-0.235		-0.203	-0.206	-0.148
		(0.008)		(0.008)	(0.010)	(0.013)
Coeficientes no Regime 2		-0.210		-0.187	-0.248	-0.235
		(0.009)		(0.008)	(0.009)	(0.009)
GARCH						
Parâmetro limiar						0.001
Intervalo de Confiança						0.001
						0.001
Nº de Observações - regime 1						134
						39.9%
Nº de Observações - regime 2						202
						60.1%
ECM						
Coeficientes no Regime 1						-0.175
						(0.011)
Coeficientes no Regime 2						-0.233
						(0.009)

Nº de observações por regime foi calculado utilizando 1 série por país.

Erro padrão entre parêntesis.

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, IBGE e OCDE.

Tabela 31: Teste F_2 de Não Linearidade da Taxa Real de Câmbio de Curto Prazo

	PMG	MG	DOLS <i>Pooled</i>	DOLS <i>Grouped</i>	FMOLS <i>Pooled</i>	FMOLS <i>Grouped</i>
Desalinhamento HP						
F_2	7.308	14.772	11.808	10.912	12.971	14.630
Valor crítico - 10%	16.438	16.064	15.450	16.543	17.124	18.669
Valor crítico - 5%	19.825	18.837	17.468	18.293	20.975	22.319
Valor crítico - 1%	24.275	24.935	24.170	27.136	31.652	26.908
P-valor	0.667	0.143	0.263	0.420	0.270	0.260
PPC relativa						
F_2	9.296	16.239	12.078	19.256	13.702	17.053
Valor crítico - 10%	14.046	20.633	20.512	28.834	23.732	29.871
Valor crítico - 5%	16.643	24.988	23.982	33.184	27.522	32.832
Valor crítico - 1%	22.192	32.626	30.972	42.218	32.736	38.971
P-valor	0.350	0.253	0.463	0.393	0.480	0.497
EWMA						
F_2	10.314	15.448	17.994		19.162	21.766
Valor crítico - 10%	13.458	17.240	16.943		20.480	18.831
Valor crítico - 5%	15.346	24.683	21.173		22.666	23.602
Valor crítico - 1%	24.883	36.099	27.315		26.369	32.510
P-valor	0.260	0.133	0.090		0.133	0.070

Fonte: elaboração própria com dados obtidos a partir das bases de dados do Funcex Data, OCDE e IBGE.