



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA**

GABRIEL MARTINS DO NASCIMENTO

**TAXA DE CÂMBIO E EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS: UMA ANÁLISE PARA OS
ESTADOS BRASILEIROS**

**FORTALEZA
2017**

GABRIEL MARTINS DO NASCIMENTO

TAXA DE CÂMBIO E EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS: UMA ANÁLISE PARA OS
ESTADOS BRASILEIROS

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do Título de Mestre em Economia. Área de concentração: Econometria Aplicada

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

FORTALEZA
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- M343t Martins do Nascimento, Gabriel.
Taxa de Câmbio e Exportações Líquidas: Uma Análise para os Estados Brasileiros / Gabriel Martins do Nascimento. – 2017.
41 f.: il.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2017.
Orientação: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.
1. Balança Comercial. 2. Econometria Aplicada. I. Título.

CDD 330

GABRIEL MARTINS DO NASCIMENTO

TAXA DE CÂMBIO E EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS: UMA ANÁLISE PARA OS
ESTADOS BRASILEIROS

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do Título de Mestre em Economia. Área de concentração: Econometria Aplicada

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

Aprovada em ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Christiano Modesto Penna
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, a Deus, por ter conseguido alcançar mais uma etapa na carreira acadêmica para que possa alcançar mais outras futuramente. E também, a meus pais Maria Ecila e Francisco Carlos, bem como aos meus irmãos Raquel e Thyago, e a minha amiga Maria Helena Fernandes, pelo incentivo moral a aproveitar e concluir essa empreitada.

Ao professor Elano F. Arruda, por ter-me dado a grande oportunidade de fazer valer o mestrado, nos altos e baixos momentos, que resultaram na conclusão da dissertação. Da mesma forma, aos docentes Sebastião C. de Almeida, Mauricio Benegas, Emerson Marinho, Felipe de A. Rocco, José Raimundo de A. Carvalho Jr., Paulo de M. Jorge Neto, Marcio V. Corrêa, Paulo R. F. Matos, Fabrício C. Linhares, Christiano M. Penna, Francisco José S. Tabosa, Guilherme D. Irffi, Luis Ivan de M. Castelar, dentre tantos outros, por aumentar e atualizar o conjunto de informações necessários para o pesquisador em ciências econômicas. Da mesma forma, também agradeço pelos mestrandos, doutorandos, mestres e doutores, enfim, a cada um deles que terão, com certeza, futuros brilhantes que darão bons frutos ao mundo com suas contribuições em economia: Francisco Germano C. Lúcio, Cinthia B. Sousa, Daniel T. de Sousa, Eduardo C. de Oliveira, Fernando Antônio A. dos Santos Júnior, Francisco A. de Oliveira Filho, George B. Case, Hellano V. de Almeida, Isabelle Maria P. Maia, José Eduardo H. E. Coelho, Marco Aurélio F. Pereira, Maria Adreciana S. de Aguiar, Natanael S. Leite, Priscila S. Rodrigues, David H. Ferraz, Hermelino N. de Souza, Ítalo M. Santos, Jáder G. Jucá, Luan F. D. Santos, Marcelino B. Guerra Jr., Pedro Phillip M. de Farias, Ramon Lucas A. Vasconcelos, Wesceley de F. Barbosa, Cândido Átila M. Souza, Arley R. Bezerra, R. Kloeckner, Felipe de S. Bastos, Maitê R. Shirasu, Marcelo D. Santos, Rhemanuérick S. Queirós, Abrahão S. de Carvalho Netom Carlos Rovertto C. Goes, Cristiano da C. da Silva, Diego Rafael F. Carneiro, Janaína R. Feijó, Jean S. Goes, Yuri L. Costa, Jorge Simões, Rafael B. Barbosa, Nidyane C. de Souza Fragoso, Thaisa F. Badagnan, José Wellington F. Gomes, Rodolfo Herald da C. Campos, Witalo de L. Paiva, Thibério M. da Silva, Ernesto dos S. Vasconcelos, Newton L. Pereira, Sheilane M. Monteiro, Francisco Antônio S. de Araújo, Juliane da S. Ciriaco, Lúcia Andrea S. de Oliveira, Maria Assunção de L. Marinho, Franklin A. de Oliveira, Gerson Guilherme L. Linhares, Hecirlane G. Martins, Isadora G. Costa, Lucas Thixbai F. Fraga, Marcos Renan V. Magalhães, Marília R. Firmiano, Thiago de A. Freitas, Vanessa Maria B. Nascimento, Victor Hugo S. Rodrigues, Raoni de O. Domingues da Silva, Antônio Clécio de Brito e sobretudo a José Marcos de C. Martins, por ter dado maior insistência em me dar apoio e a prosseguir com a empreitada da pós-graduação, cujo resultado é o presente trabalho que o leitor tem em mãos. Peço desculpas àqueles que não pude desejar o merecido agradecimento devido a infelizes falhas na minha tão limitada memória.

Aos meus amigos Maria Helena Fernandes, Marcos Barbosa, Silvia, Júnior, Glória, Nasaré, Tercília, Luan, Vileomar, Martins, Mateus, Taline, Natássia, Edna, Mayara, Beatriz, Adênia, Henrique, Carlos, Fernando Antônio Leão, Cléber, Adelino, Cármen, Márcia, Franciron, Adriane, Francisco José, Fernando e ao pessoal da biblioteca do CAEN pelo apoio

prestado, pelos momentos de inspiração e momentos de descontração. Também agradeço ao fiel tricolor do Pici Sérgio Ricardo Braga, com sua experiência como Mestre em Economia do Setor Público, e também pelo incentivo que me tem dado para aproveitar o mestrado.

A CAPES, pelo apoio financeiro que me permitiu ganhar bastante experiência como profissional em todos os sentidos.

A você, que está lendo essa dissertação (ou pelo menos essa parte da dissertação), para que este trabalho lhe sirva como uma tentativa de responder eventuais dúvidas.

A um certo cidadão japonês, que me serviu de inspiração a dar prosseguimento aos estudos e por não temer obstáculos que possamos encontrar pela frente, mesmo que os riscos que devemos correr para superá-los sejam bastante elevados e que, se falharmos nesse intento, sempre se deve procurar alternativas para tentarmos superar outra vez.

"O homem não nasceu para ser grande. Um mínimo de grandeza já o desumaniza. Por exemplo: — um ministro. Não é nada, dirão. Mas o fato de ser ministro já o empalha. É como se ele tivesse algodão por dentro, e não entranhas vivas."

(Nelson Rodrigues)

RESUMO

O estudo analisa os impactos de curto e de longo prazo das desvalorizações cambiais sobre as exportações líquidas totais, de básicos e de industrializados para um painel de estados brasileiros a partir da aplicação de modelos *Panel Vector Autoregression (PVAR)*, para testar a ocorrência do fenômeno da curva J, e do *Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS)*, para investigar a validade da condição de Marshall-Lerner. Em todos os modelos considerados, a resposta das exportações líquidas dos estados brasileiros a uma depreciação cambial se mostra positiva, validando, portanto, a condição de Marshall-Lerner. Essa resposta é maior para os bens básicos. Como previsto pela teoria, a renda doméstica apresenta impacto negativo e estatisticamente robusto sobre o saldo comercial, enquanto que a renda externa apresenta repercussão positiva. Os resultados indicam a ocorrência da curva J para os totais e industrializados.

Palavras-Chave: Exportações Líquidas, Curva J, Condição de Marshall-Lerner, PVAR, PDOLS.

ABSTRACT

This paper analyses the short and long run effects of exchange rate devaluation on the net exports, in the total balance, as well as in the balances of basics and industrial goods for a panel of Brazilian states, making use of *Panel Vector Autoregression (PVAR)* models and *Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS)* estimators. The first technique is used to investigate the existence of the J curve phenomenon, and the latter, the validity of Marshall-Lerner condition. In all cases, the response of the net exports from that states after an exchange rate devaluation is shown to be positive, thus confirming the Marshall-Lerner condition. This response is greater for trade balance of basic goods. As described by the theoretical model, domestic income presents a negative and statistically robust impact in all net exports considered, while foreign income presents a positive effect. The results still show evidence of the J curve for the total and industrialized goods.

Key Words: Net Exports, J Curve, Marshall-Lerner Condition, PVAR, PDOLS.

Sumário

1 INTRODUÇÃO	11
2 O MODELO TEÓRICO.....	13
3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	17
3.1 Evidências Internacionais.....	17
3.2 Evidências para o Brasil.....	18
4 ASPECTOS METODOLÓGICOS	22
4.1 Banco de Dados.....	22
4.2 Estratégia Econométrica.....	24
5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	27
5.1 Resultados para a condição de Marshall-Lerner	27
5.2 Resultados para a Curva J	28
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	33
REFERÊNCIAS	34
ANEXO A.....	38

1 INTRODUÇÃO

Em anos recentes, especialmente após o fim do acordo de Bretton Woods, onde as taxas de câmbio se tornaram fortemente voláteis em decorrência à adoção do regime de câmbio flutuante, vários pesquisadores têm voltado seus estudos para avaliar como as políticas cambiais repercutem nas exportações líquidas e de que forma influenciam o crescimento econômico. Ou seja, num ambiente econômico cada vez mais globalizado, o entendimento dessas relações se mostra relevante para os formuladores de política econômica. Nessa perspectiva, discutem-se os aspectos teóricos e a regularidade empírica da chamada curva J e da condição de Marshall-Lerner.

A curva J refere-se à ocorrência de uma depreciação nas exportações líquidas a curto prazo seguida por um saldo superavitário a longo prazo em resposta a uma desvalorização cambial. Esse fenômeno seria explicado pela existência, no curto prazo, de uma rigidez relativa em termos de *quantum* importado e exportado decorrente de contratos de câmbio (LEONARD e STOCKMAN, 2001). Krugman e Obstfeld (2000) justificam o fenômeno da curva J sob o argumento de que, após uma depreciação cambial, os valores das exportações e importações ainda representam contratos celebrados com base na antiga taxa de câmbio real, refletindo no aumento do valor das importações em termos de bens domésticos e, além disso, a persistência de hábitos e costumes e a defasagem da tomada de decisão por parte dos agentes econômicos também são apresentados como fatores explicativos desse fenômeno.

Segundo Sonaglio, Scalco e Campos (2010), a condição de Marshall-Lerner preconiza que somente haverá uma melhora nas exportações líquidas em resposta a uma depreciação cambial se, e somente se, o volume das exportações e importações for elástico em relação à taxa de câmbio real.

Apesar da importância dessa temática e do crescimento recente da quantidade de estudos sobre esse tema, ainda não há um consenso sobre a ocorrência e a regularidade desses fenômenos na economia brasileira, sobretudo numa perspectiva regional. Nesse sentido, Rickman (2010) argumenta que os modelos econômicos regionais são construídos a partir de seus congêneres nacionais e que técnicas macroeconômicas têm sido subutilizados em economia regional. O autor adverte ainda que, em modelos regionais, é possível mitigar problemas associados ao viés de agregação de dados nacionais, sobretudo em países de dimensões continentais com grandes disparidades e peculiaridades regionais. No Brasil, as diversas políticas cambiais adotadas desde a década de 1990, a profunda diversidade/disparidade regional entre seus estados e a crescente abertura comercial oferecem

uma boa oportunidade quanto a análise da relação entre balança comercial e variações na taxa de câmbio (SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010). Diante disso, o presente estudo se propõe a enveredar nessa direção ao elaborar um estudo para um painel de estados brasileiros, investigação ainda não realizada na literatura nacional.

Portanto, o presente trabalho contribui para essa literatura com a análise empírica das relações de curto e longo prazo entre a taxa de câmbio real e as exportações líquidas para um painel com dez estados brasileiros (Bahia, Pernambuco, Ceará, São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina) contendo informações mensais entre janeiro de 1999 e julho de 2013¹; ou seja, verificar-se-á a ocorrência do fenômeno da curva J e da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial dos estados brasileiros utilizando-se o arcabouço *Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS)*, para estimar as relações de longo prazo, e um *Panel Vector Autoregression (PVAR)*, para extrair as relações de curto prazo, a partir das funções de impulso resposta (*FIR*). Além disso, essa análise também será executada em nível desagregado para básicos e industrializados.

Vale ressaltar, conforme dados da Secretaria de Comercio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Industria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC), que entre 1999 e 2013, os dez estados considerados nesse estudo foram responsáveis, em média, por 86% das relações comerciais da economia brasileira, evidenciando, assim, sua representatividade para o exame proposto nesse estudo.

Assim, o estudo inova por apresentar uma investigação dessa natureza levando em consideração as heterogeneidades regionais via modelos aplicados em painéis de dados, além de fazer uso do *PDOLS* para testar a condição de Marshall-Lerner, uma técnica ainda não empregada em estudos nessa área, e examinar o fenômeno da curva J a partir das *FIR* extraídas de um *PVAR* estimado com efeitos fixos.

Além dessa introdução o trabalho possui mais cinco seções. A seção dois apresenta os aspectos teóricos sobre a curva J e a condição de Marshall-Lerner. Em seguida apresenta-se uma revisão da literatura empírica com estudos nacionais e internacionais. A seção quatro se reserva à exposição dos aspectos metodológicos, quais sejam, descrição da base de dados e da estratégia econométrica. A análise e discussão dos resultados é realizada a seguir e, por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

¹ Os demais estados brasileiros não foram incluídos na análise em virtude da ausência de dados mensais de uma proxy de renda doméstica. Vale destacar que o uso de dados mensais se mostra adequado, uma vez que se pretende analisar os efeitos de curto prazo da taxa de câmbio real sobre as exportações líquidas.

2 ASPECTOS TEÓRICOS

Para explicar a relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial, Bickerdike (1920), Marshall (1923), Lerner (1944), Robinson (1947) e Metzler (1948) desenvolveram um modelo de balança comercial baseado nas elasticidades das funções oferta e demanda. O modelo pressupõe a existência de dois mercados sob a ótica da economia doméstica: o mercado externo e o mercado interno. No primeiro, o país local exerce a demanda por bens estrangeiros, sendo estes ofertados pelo resto do mundo; enquanto que no segundo ocorre o inverso, isto é, o país local oferta os bens produzidos internamente para que sejam demandados pelo resto do mundo.

Nessas condições, uma desvalorização cambial provoca uma retração na oferta do resto do mundo e uma expansão da oferta doméstica estimulada em parte pelo aumento da demanda externa. Na economia doméstica, o valor das exportações tende a aumentar devido ao barateamento de seus produtos em moeda externa, enquanto que o valor das importações pode aumentar ou reduzir dependendo da elasticidade-preço da oferta, tornando o efeito de uma desvalorização cambial ambíguo (MOURA e DA SILVA, 2005).

Portanto, nesse modelo, a condição de suficiência para a ocorrência de superávit na balança comercial em resposta a uma depreciação cambial, denominada condição Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM), é a de que a derivada desta em relação a taxa de câmbio seja positiva. A condição Marshall-Lerner é um caso especial da condição BRM; ou seja, ela é válida quando as rendas dos países permanecem constantes e, sobretudo, as curvas de oferta externa e oferta interna de exportações são altamente ou perfeitamente elásticas, e daí se deduz que, para que haja uma melhora na balança comercial, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa deve ser maior do que um.

Nos moldes de Lobo (2007), o modelo BRM pode analisado a partir da relação que explicita o saldo da balança comercial:

$$B = P_X X - P_M M \quad (1)$$

Em que: M, X: importações e exportações efetuadas pela economia doméstica, respectivamente; P_M, P_X: preços das importações e exportações em moeda doméstica, respectivamente;

O modelo BRM fornece uma condição geral² que determina a variação nos saldos comerciais a partir da diferenciação da equação (1) e da utilização dos conceitos de elasticidades de demanda por importações e de elasticidade de oferta de exportações; ou seja,

² Para verificação dessas relações e a derivação da condição geral do modelo BRM, ver Lobo (2007).

a relação que explicita a variação absoluta nos saldos comerciais, partindo de um equilíbrio inicial ($B=0$), é dada por:

$$dB = P_X X \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \right] \frac{de}{e} \quad (2)$$

Em que, e : taxa de câmbio nominal (preços em moeda doméstica/preço em moeda estrangeira); η : elasticidade compensada da demanda de importações domésticas; η^* : elasticidade compensada da demanda de importações do resto do mundo; ε : elasticidade compensada da oferta de exportações domésticas; ε^* : elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo; $\frac{dP_M}{P_M} = \left[\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \right] \frac{de}{e}$ e $\frac{dP_X}{P_X} = \left[\frac{\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} \right] \frac{de}{e}$ denotam, respectivamente, aproximações das taxas médias de crescimento dos preços das importações e das exportações.

Portanto, observa-se que, na inalterabilidade dos termos de troca³, ou no caso de variação positiva nestes; ou seja, quando $\frac{dP_X}{P_X} \geq \frac{dP_M}{P_M}$, não há como existir deterioração nos saldos comerciais, de modo que $dB \geq 0$. Entretanto, caso haja uma deterioração nos termos de troca, $\frac{dP_X}{P_X} < \frac{dP_M}{P_M}$, existe a possibilidade de ocorrência de déficit comercial em resposta a uma desvalorização/depreciação real da taxa de câmbio. No modelo BRM, a condição suficiente para que ocorra um resultado superavitário nos saldos comerciais numa economia após uma depreciação cambial é dada por:

$$\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} > \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \quad (3)$$

A condição de Marshall-Lerner é uma situação particular da relação acima, quando se considera que as elasticidades-preço da oferta dos bens exportados e importados da economia doméstica tendem ao infinito. Ou seja, nesse cenário, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa será maior que um, isto é:

$$\lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} > \lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \rightarrow \eta^* > 1 - \eta \rightarrow (\eta + \eta^*) > 1 \quad (4)$$

Uma abordagem complementar a das elasticidades é a abordagem da absorção, que considera os efeitos da desvalorização cambial não somente nos preços relativos e na balança comercial, mas também sobre a renda e a absorção. Dados os preços internos constantes e os preços externos variáveis, postula-se a renda interna como exógena para as exportações e endógena para as importações, devido a dependência de insumos industriais no produto doméstico, bem como as importações serem parte da absorção total.

³ Termos de troca definido como a razão entre os preços recebidos nas exportações e pagos nas importações de uma economia; pode também ser definido como a razão entre o valor das exportações e importações de uma unidade econômica.

Isto posto, após uma desvalorização cambial, os agentes do país doméstico podem: i) demandar produtos domésticos no lugar de produtos estrangeiros, devido a seu encarecimento em moeda doméstica; ii) dado um aumento na renda interna, aumentar sua demanda por produtos estrangeiros, quanto maiores forem a propensão marginal a consumir e a elasticidade da oferta externa por importações. O efeito i) é denominado efeito substituição e ii), efeito renda. Em geral, a abordagem da absorção explica que uma desvalorização cambial tende a deteriorar os termos de troca, mas isso não implica em déficit na balança comercial. Para que haja uma melhora na balança comercial, é necessário que o efeito substituição seja maior que o efeito renda (MOURA e DA SILVA, 2005).

Além disso, discute-se a ocorrência da curva J, que é um fenômeno em que, após uma desvalorização cambial, ocorre déficit na balança comercial no curto prazo, e superávit, a longo prazo. Sob a ótica da absorção, a curva J pode ser definida como: o efeito renda é dominante no curto prazo, enquanto que no médio e longo prazos, predomina o efeito substituição e, como consequência, o gráfico da resposta da balança comercial a uma depreciação cambial ao longo do tempo tem o formato da letra J. Vale destacar que a condição de Marshall-Lerner permanece válida nesse processo, pois o superávit, embora não se manifeste de imediato, ocorre no equilíbrio em longo prazo. (LOBO, 2007; MOURA e DA SILVA, 2005).

Através da abordagem das elasticidades, Magee (1973) define a curva J em três fases: a primeira fase consiste nos contratos de câmbio; a segunda fase, o *pass-through*, que ocasiona o déficit no curto prazo; e a terceira fase, o livre ajustamento dos preços que resultaria em superávit de longo prazo. Os contratos de câmbio formalizam negociações antes da desvalorização cambial, onde preços e quantidades são fixos. Após a depreciação cambial, ocorre o *pass-through*, a fase definida pela defasagem do repasse cambial entre preços, as quantidades remanescentes permanecem fixas, fazendo com que os exportadores consigam ajustar os preços, mas os importadores não consigam fazer o mesmo, resultando em um déficit na balança comercial em curto prazo. Por fim, após o *pass-through*, os agentes econômicos aprimoram seus conjuntos de informações acerca do novo ambiente cambial, permitindo o livre ajustamento de preços e quantidades e a ocorrência de saldo positivo na balança comercial em longo prazo, validando a condição de Marshall-Lerner.

Junz e Rhomberg (1973) argumentam que o *pass-through* seria causado pela existência das seguintes defasagens temporais: a de reconhecimento do novo ambiente cambial por parte dos agentes, isto é, importadores e exportadores demoram a perceber a

mudança no ambiente de competição; a de decisão, entre a percepção das alterações no mercado cambial e a ação a ser tomada pela empresa; e, por fim, a do ajuste na produção.

Examinando a influência das expectativas e hábitos de consumidores na formação da curva J, Gerlach (1989) admite que as expectativas dos agentes sobre as desvalorizações cambiais podem ser geradoras do fenômeno da curva J; ou seja, ao observarem uma depreciação em um instante anterior e, portanto, um aumento no preço dos produtos importados, estes passam a demandar mais bens importados (portanto, ocorrendo um déficit) ao anteciparem uma nova desvalorização.

Mansoorian (1998) argumenta que a persistência nos hábitos de consumo estaria relacionada à ocorrência da curva J. Como os hábitos influenciam a demanda por produtos importados e não se modificam em curto prazo, espera-se um déficit comercial em curto prazo como resposta a uma desvalorização cambial. Baldwin (1988) e Dixit (1994) ainda advogam que a curva J pode ser causada por um fenômeno denominado histerese em que os agentes econômicos têm incertezas quanto a duração do novo ambiente cambial, se será permanente ou duradouro, e, enquanto isso, as transações são mantidas, devido ao alto risco de haver custos irrecuperáveis (muitas vezes associados a problemas de logística, entrega/pagamento).

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

3.1 Evidências Internacionais

Meade (1988) investiga a ocorrência da curva J na balança comercial dos Estados Unidos com o resto do mundo para os setores de bens de consumo e de bens de capital utilizando dados trimestrais entre 1968 e 1984 e as simulações baseadas no '*Board Staff Model of the US current account*'. O autor não encontra evidência favorável à ocorrência da curva J. Ainda para os EUA, utilizando dados trimestrais entre 1960 e 1985 e técnicas de variáveis instrumentais e mínimos quadrados ordinários, Rose e Yellen (1989) investigaram a ocorrência da curva J nas relações comerciais com cada um de seus seis maiores parceiros. Os autores também rejeitam a ocorrência desse fenômeno no período em questão.

Procurando testar a validade da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência do fenômeno da curva J para os cinco maiores parceiros comerciais dos EUA com dados trimestrais entre 1977 e 1992, Marwah e Klein (1996) utilizam técnicas de variáveis instrumentais e mínimos quadrados ordinários. Os autores confirmam a condição de Marshall-Lerner e a ocorrência da curva J em todos os casos analisados.

Bahmani-Oskooee e Brooks (1999) utilizam dados trimestrais, entre 1973 e 1996, e modelos ARDL para avaliar a validade da curva J e da condição de Marshall-Lerner no comércio dos EUA com os demais países do G-7. Em todos os casos analisados, se confirmou a validade da condição de Marshall-Lerner, mas não se observou a ocorrência da curva J.

Utilizando modelos ARDL com dados trimestrais entre 1977 e 1998, Arora, Bahmani-Oskooee e Goswami (2003) examinam esses fenômenos para a economia indiana considerando os seus sete maiores parceiros comerciais. Os autores não observam a curva J e identificam a validade das condições Marshall-Lerner em quatro casos.

Utilizando a mesma técnica do trabalho anterior e dados mensais entre janeiro de 1991 a agosto de 2002, Ardalani e Bahmani-Oskooee (2007) testam esses fenômenos para 66 setores da economia americana. Os resultados apontaram evidência positiva para a curva J em 6 setores e para a condição de Marshall-Lerner, em 22 setores. Para a Índia, em estudo semelhante que considera 38 setores da indústria, Bahmani-Oskooee e Mitra (2009) observaram a curva J em 8 setores.

Ahmad e Yang (2004) utilizam dados anuais de comércio, entre 1974 e 1994, da China com os países do G-7 e técnicas de cointegração de Engle-Granger. Os autores encontram

evidências da condição de Marshall-Lerner apenas para o comércio com Canadá, Estados Unidos e Japão. Os autores não observaram a ocorrência da curva J em nenhum dos casos analisados. Ainda para a economia chinesa, considerando 18 parceiros comerciais e dados mensais entre 2005 e 2009, Wang, Lin e Yang (2012) utilizam o *panel fully modified ordinary least squares (PFMOLS)* e o *panel error correction model (PECM)*. Os resultados revelam indícios de uma curva J incompleta (fenômeno em que, após a desvalorização cambial, ocorre o déficit no curto prazo, mas não o superávit no longo prazo) apenas nas relações com Estados Unidos, Japão e Reino Unido.

3.2 Evidências para o Brasil

A literatura que investiga a ocorrência e a regularidade empírica das previsões teóricas mencionadas na seção anterior evoluiu nos últimos anos para o Brasil e diversos autores apresentaram suas contribuições. Um dos primeiros esforços nessa direção pode ser encontrado em Bahmani-Oskoe e Malixi (1992), que procuram investigar a curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para 13 países, dentre eles o Brasil, com dados trimestrais do início de 1973 ao final de 1985. Os autores encontram evidências favoráveis de ambos os fenômenos para o Brasil.

Bahmani-Oskoe e Alse (1994) ampliam a abordagem do trabalho anterior para 19 países desenvolvidos e 22 países em desenvolvimento (Brasil incluso) através de dados trimestrais, entre 1971 e 1990, e vetores de correção de erros (VEC). Os resultados confirmam a validade da condição de Marshall-Lerner, mas não atestam a ocorrência do fenômeno da curva J para o Brasil.

Gomes e Paz (2005) utilizam dados mensais de janeiro de 1990 a dezembro de 1998 e o procedimento de cointegração multivariado de Johansen. Os autores constatam evidência positiva para ambos os fenômenos.

O trabalho de Moura e Da Silva (2005) também investiga a validade da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência do fenômeno da curva J para a balança comercial brasileira, desta vez com dados mensais entre janeiro de 1990 a dezembro de 2003 e vetores de correção de erros com mudança de regime (MS-VECM). O autor verifica que, após uma depreciação cambial, a balança comercial tende a se ajustar rapidamente, apresentando um *overshooting* ao invés de uma deterioração inicial, constituindo assim uma evidência positiva para a condição de Marshall-Lerner e negativa para a curva J.

Examinando a ocorrência do fenômeno da curva J para o Brasil com dados trimestrais entre 1980 e 2005 e vetores de correção de erros (VEC), Lobo (2007) aponta para a não ocorrência desse fenômeno e que as rendas externa e interna se mostram relevantes na determinação do saldo da balança comercial brasileira.

Analisando as relações de curto e longo prazo entre a balança comercial e as depreciações cambiais sob uma ótica bilateral entre Brasil e os Estados Unidos, Mercosul, União Europeia e resto do mundo, Vasconcelos (2010) faz uso de dados trimestrais entre 1990 e 2009 e da modelagem de cointegração a partir do modelo autorregressivo de defasagem distribuída (ARDL) e modelo de correção de erros (VEC). Os resultados não conseguem sustentar a ocorrência do fenômeno da curva J em nenhum dos casos considerados, todavia, os efeitos de longo prazo apontam para a ocorrência da condição de Marshall-Lerner em todas as análises bilaterais.

Sonaglio, Scalco e Campos (2010) realizam uma investigação empírica da ocorrência e regularidade empírica da curva J e da condição de Marshall-Lerner para 21 setores da balança de manufaturados no comércio bilateral entre Brasil e Estados Unidos entre 1994 e 2007 com modelos VEC. Os autores encontram evidências da ocorrência do fenômeno da curva J apenas para os setores de indústrias diversas e óleos vegetais. A condição de Marshall-Lerner, por sua vez, se mostrou presente em seis setores, quais sejam, borracha, calçados, equipamentos eletrônicos, madeira e mobiliário, peças e outros veículos e artigos de vestuário.

Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), destacando a importância desempenhada pela China no comércio exterior brasileiro ao assumir o posto de maior parceiro comercial em meados dos anos 2000, decidem investigar as variáveis determinantes nas exportações do Brasil para a China nas equações de exportação de *commodities* agrícolas, minerais e na de exportação de produtos industriais utilizando dados mensais entre janeiro de 1995 e dezembro de 2008 e modelos VEC. Os autores mostram que tanto a renda brasileira como a chinesa são importantes para o comércio entre esses países em todos os casos considerados. A taxa de câmbio, por outro lado, se mostrou pouco relevante para a exportação de *commodities*, mas fortemente determinante para os produtos industrializados. Os autores também verificam a ocorrência do fenômeno da curva J no comércio bilateral Brasil-China para as *commodities* agrícolas e para os produtos industrializados.

Investigando os efeitos de curto e longo prazos das desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial agropecuária do Brasil/resto do mundo com uso de dados mensais entre julho de 1994 a dezembro de 1997 e modelos VEC, Scalco, Carvalho e Campos (2012)

rejeitam a hipótese da ocorrência do fenômeno da curva J e confirmam a validade da condição de Marshall-Lerner de que, no longo prazo, as depreciações cambiais repercutem positivamente nas exportações líquidas.

Mais recentemente, Ramos Filho e Ferreira (2016) analisam a ocorrência da curva J em 19 setores industriais da balança comercial entre o Brasil e o Resto do Mundo, com dados anuais entre 1996 e 2012 e modelos ARDL. Os resultados mostram que nenhum dos setores apresenta evidências para a curva J completa, isto é, curva J e condição de Marshall-Lerner. Todavia, os autores observam a chamada curva J incompleta em 5 dos setores analisados. O quadro 1 apresenta uma sinopse com os principais estudos realizados para o Brasil.

Em suma, apesar das contribuições mencionadas acima, percebe-se a inexistência de estudos que apresentem evidências sobre a ocorrência do fenômeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner num contexto regional. O presente trabalho pretende contribuir nessa direção analisando os efeitos de curto e longo prazo das depreciações cambiais sobre as exportações líquidas dos estados brasileiros considerando os valores totais e em níveis desagregados para os setores básicos e industrializados numa perspectiva regional. E, ainda, o trabalho fará uso de técnicas como o *PDOLS*, para verificar a condição de Marshall-Lerner, e o *PVAR*, para analisar a ocorrência da curva J.

Quadro 1: Sinopse dos trabalhos empíricos para o Brasil sobre Condição de Marshall-Lerner e Curva J

Autores	País/Frequência/Período	Condição de Marshall-Lerner	Curva J
Bahmani-Oskooee e Malixi (1992)	13 países. Dados Trimestrais 1973 - 1985	Sim, para o Brasil, Egito, Filipinas, Paquistão, Peru, Portugal, Tailândia e Turquia	Sim, para o Brasil, Coreia do Sul, Grécia, Índia
Bahmani-Oskooee e Alse (1994)	41 países. Dados Trimestrais 1971 - 1990	Sim, para o Brasil, Cingapura, Costa Rica, Países Baixos e Turquia	Sim, para a Costa Rica, Irlanda, Holanda e Turquia
Gomes e Paz (2005)	Brasil. Dados Mensais. 1990 a 1998.	Sim	Sim
Moura e Da Silva (2005)	Brasil. Dados Mensais. 1990 – 2003	Sim	Não
Lobo (2007)	Brasil. Dados Trimestrais 1980 – 2005	Não testa	Não
Sonaglio, Scalco e Campos (2010)	Brasil – Estados Unidos para 21 setores. Dados Trimestrais 1994 - 2007	Sim, em 6 setores	Sim, em 2 setores
Vasconcelos (2010)	Brasil – Resto do Mundo; Brasil – Estados Unidos; Brasil – Mercosul; Brasil – União Europeia. Dados Trimestrais 1990 – 2009	Sim, para Brasil – Estados Unidos; Brasil – Mercosul	Sim, para Brasil – Resto do Mundo; Brasil – União Europeia
Mortatti, Miranda e Bacchi (2011)	Brasil – China em <i>commodities</i> agrícolas, bens industriais e produtos minerais. Dados Mensais 1995 – 2008	Não testam	Sim, em todos os três setores
Scalco, Carvalho e Campos (2012)	Brasil no Setor agropecuário. Dados Mensais entre 1994 – 2007	Sim	Não
Bahmani-Oskooee, Harvey e Hegerty (2014)	Brasil – Estados Unidos, para 92 setores. Dados Anuais 1971 – 2010	Não testam	Sim, em 31 setores
Ramos Filho e Ferreira (2016)	Brasil para 19 setores. Dados Anuais 1996 – 2012	Não testam	Não há evidências para a curva J completa; 5 setores apresentam indícios de curva J incompleta

Fonte: Elaboração Própria

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

4.1 Banco de Dados

Para investigar os impactos de curto e de longo prazo da taxa de câmbio real sobre as exportações líquidas dos estados brasileiros, far-se-á uso do arcabouço de dados em painel contendo informações de dez estados (Bahia, Pernambuco, Ceará, São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina) entre janeiro de 1999 e julho de 2013. A investigação dos impactos de curto prazo, ou o fenômeno da curva J, justifica o emprego de dados na frequência mensal. Vale destacar que apenas os dez estados supracitados continham informações disponíveis para as variáveis empregadas.

As exportações líquidas de cada estado serão construídas a partir de dados de exportações e importações por fator agregado adquiridos junto a Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC). Essa variável será empregada considerando os valores totais e o saldo para os básicos e industrializados. O quadro 2 apresenta uma síntese das variáveis utilizadas.

Quadro 2: Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Proxy utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Câmbio Real _{it} *	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva	01/1999 – 07/2013	BCB-SGS
Renda Externa _{it} *	Logaritmo natural das importações Mundiais	01/1999 – 07/2013	IFS-FMI
Renda Doméstica _{it}	Logaritmo natural do índice de produção industrial do estado <i>i</i> , no mês <i>t</i>	01/1999 – 07/2013	IBGE
Exportações Líquidas (Totais) _{it}	Logaritmo natural da balança comercial/exportações líquidas do estado <i>i</i> , no mês <i>t</i>	01/1999 – 07/2013	MDIC/SECEX
Exportações Líquidas (Básicos) _{it}	Logaritmo natural da balança comercial/exportações líquidas – setor básicos – do estado <i>i</i> , no mês <i>t</i>	01/1999 – 07/2013	MDIC/SECEX
Exportações Líquidas (Industrializados) _{it}	Logaritmo natural da balança comercial/exportações líquidas – setor básicos – do estado <i>i</i> , no mês <i>t</i>	01/1999 – 07/2013	MDIC/SECEX

Fonte: Elaboração Própria. * As variáveis de renda externa e de taxa de câmbio real serão as mesmas para cada todas as unidades do painel.

Em virtude da indisponibilidade de dados sobre PIB mensal para os estados brasileiros, utilizar-se-á como *proxy* para essa variável o Índice de Produção Industrial (IPI) de cada estado⁴. O IPI estadual é calculado e disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A *proxy* para a renda do resto do mundo, ou demanda externa, empregada nesse estudo será o valor das importações mundiais divulgados nas *International Financial Statistics* (IFS) publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Os valores foram deflacionados pelo Índice de Preços por Atacado dos Estados Unidos (IPA) que também se encontra disponível nas IFS-FMI.

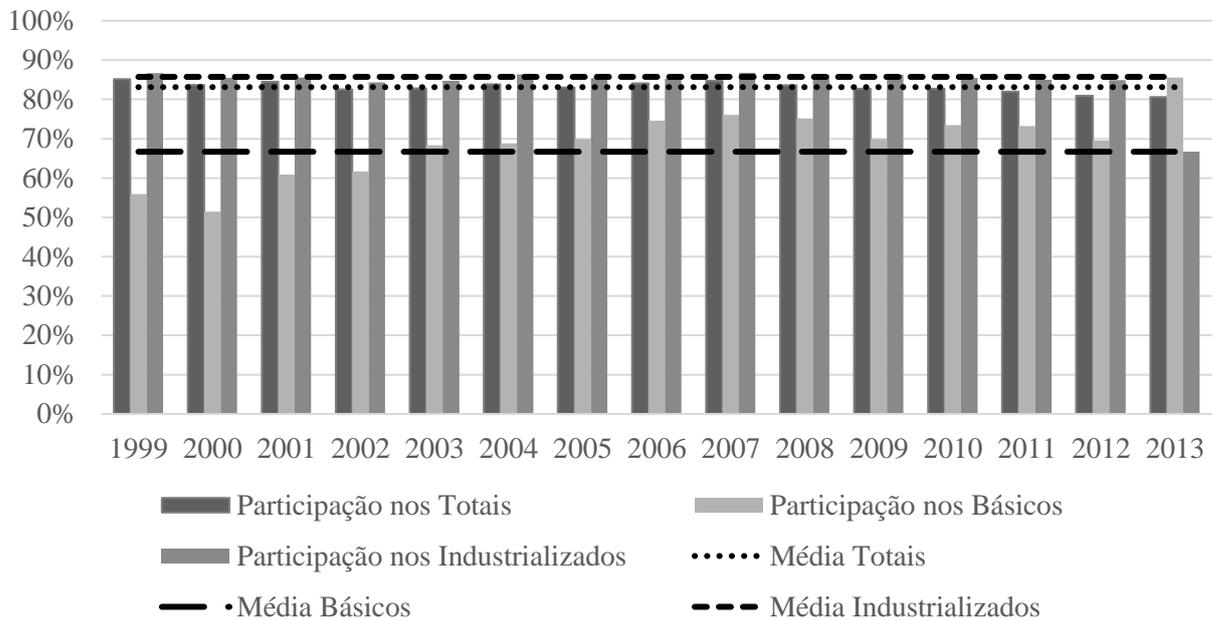
A medida de câmbio utilizada nessa pesquisa é a taxa de câmbio efetiva real, que é calculada a partir de uma média geométrica ponderada dos maiores parceiros comerciais de uma economia e é empregada como uma medida de competitividade das exportações de um país. Optou-se pela taxa de cambio efetiva real considerando o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS), uma vez que esta considera apenas bens transacionáveis.

De modo a verificar a representatividade dos dez estados considerados nesse estudo no que diz respeito ao comercio internacional, o gráfico 1 apresenta a evolução da participação percentual da corrente de comercio⁵ desses estados nas relações comerciais do Brasil. Inicialmente, observa-se que os totais e os industrializados apresentaram participações acima de 80% da corrente de comércio do país em todo o período considerado, tendo importâncias médias de 86% e 83%, respectivamente. Considerando a evolução dos básicos, observa-se uma maior dinâmica, saindo de uma fração de 56%, em 1999, para 86%, em 2013, apresentando participação média de 67%; ou seja, os dez estados considerados nesse estudo se mostram bastante representativos nas relações comerciais do Brasil.

⁴ Utilizou-se a média do ano de 2005 como base.

⁵ Corrente de comércio é definida a soma dos valores das exportações e importações.

Gráfico 1: Participação da corrente de comércio dos dez estados utilizados no comércio do Brasil (%)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da SECEX/MDIC

4.2 Estratégia Econométrica

Em anos recentes, uma linha de pesquisa em séries temporais que tem despertado bastante interesse é a estimação de modelos para dados em painel não estacionários, especialmente através da análise de cointegração nesse arcabouço e a mitigação de problemas associados à regressão espúria em painel.

Nesse contexto, a disponibilidade cada vez maior de informações, tanto temporais como *cross-section*, tem estimulado o desenvolvimento de técnicas de estimação para as relações de longo prazo em painéis cointegrados. Entre elas, destacam-se o *Pooled Ordinary Least Squares (POLS)*, que estima as relações de longo prazo sem considerar a heterogeneidade não observada; o *Panel Fully Modified Ordinary Least Squares (PFMOLS)*, proposto por Pedroni (1997) e Phillips e Moon (1999), que considera a presença de heterogeneidade no painel e, por fim, o *Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS)*, que é uma extensão do DOLS, proposto por Stock e Watson (1993) para modelos de séries temporais, empregada em dados em painel por Kao e Chiang (2000).

Kao e Chiang (2000) comparam a performance dos estimadores *POLS*, *PFMOLS* e *PDOLS*. Os autores mostram um intenso viés nos estimadores *POLS* e *PFMOLS*, com o *PDOLS* apresentando o melhor desempenho. Além disso, os autores mostram que o estimador *PDOLS* se mostrou consistente e com estatísticas t convergentes em distribuição. Além disso,

Stock e Watson (1993) argumentam que o *PDOLS* é uma técnica para se obter estimadores eficientes para os vetores de cointegração que incluam componentes determinísticos e acomodem indistintamente variáveis de alta ordem de integração, de ordens de integração distintas, desde que sejam cointegradas, sendo desnecessárias, portanto, as tradicionais análises de testes de raiz unitária. Ainda segundo esses autores, a presença de *leads* e *lags* de diferentes variáveis na equação de estimação, a qual possui um vetor cointegrante, elimina o viés de simultaneidade, bem como o viés de pequenas amostras.

Nesse sentido, para a análise das repercussões de uma depreciação cambial real sobre as exportações líquidas dos estados brasileiros, utiliza-se a definição de balança comercial/exportações líquidas comumente empregada em estudos dessa natureza⁶, qual seja, a razão entre os valores das exportações e importações $\left(\frac{X_{it}}{M_{it}}\right)$ para os setores considerados como função da renda doméstica (Y_{it}), da renda externa (Y^*_t), da taxa de câmbio efetiva real ($TXCER_t$) e de seus *lags* e *leads*; ou seja, a representação *PDOLS*, nos moldes de Kao e Chiang (2000), para esse modelo será:

$$\ln\left(\frac{X_{it}}{M_{it}}\right) = \alpha_i + \beta_1 \ln(TXCER_{it}) + \beta_2 \ln(Y_{it}) + \beta_3 \ln(Y^*_{it}) + \sum_{s=-p_i}^{p_i} \varphi_i \Delta \ln(TXCER_{it+s}) + \sum_{s=-m_i}^{m_i} \theta_i \Delta \ln(Y_{it+s}) + \sum_{s=-n_i}^{n_i} \psi_i \Delta \ln(Y^*_{it+s}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

onde: $i = 1, 2, 3, \dots, 10$; $t = 1999.1, 1999.2, \dots, 2013.7$; $\ln\left(\frac{X_{it}}{M_{it}}\right)$ = logaritmo natural da razão exportações/importações, ou exportações líquidas, do estado i , no tempo t (esse indicador será utilizado considerando os valores totais, dos básicos e dos industrializados; perfazendo um total de três modelos); $\ln(Y_{it})$ = logaritmo natural da *proxy* de renda doméstica do estado i , no tempo t ; $\ln(TXCER_{it})$ = logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real (câmbio real) para o estado i , no tempo t ; $\ln(Y^*_t)$ = logaritmo natural da renda real do resto do mundo (renda externa) para o estado i , no tempo t ; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ = parâmetros a serem estimados; α_i incorpora os efeitos fixos do painel; p_i, m_i e n_i são os *leads*; $-p_i, -m_i$ e $-n_i$ são os *lags*; ε_{it} = termo de erro.

Portanto, a estratégia econométrica inicial consiste na análise de cointegração em painel entre as variáveis a partir das quatro estatísticas propostas por Westerlund (2007)⁷ que apresentam melhor desempenho frente a outros testes usuais, como os de Pedroni (1999,

⁶ Ver Moura e Da Silva (2005), Sonaglio, Scalco, Campos (2010), Vasconcelos (2010) e Scalco, Carvalho, Campos (2012).

⁷ O teste de cointegração de Westerlund (2007) é baseado em modelos estruturais e é composto por quatro estatísticas, G_a e G_t , que consideram informações das unidades separadamente, e P_a e P_t , que avaliam todas as informações contidas no painel.

2004). O teste de Westerlund (2007) tem como hipótese nula a ausência de cointegração entre as variáveis. Em caso de cointegração, aplica-se o método *PDOLS* para estimar a relação de longo prazo entre as exportações líquidas e as demais variáveis propostas, como descrito acima.

Em seguida, proceder-se-á a estimação de um *Panel Vector Autoregression (PVAR)* para analisar a ocorrência do fenômeno da curva J. Essas evidências serão verificadas a partir das Funções de Impulso Resposta (*FIR*), extraídas de um *PVAR* com a estrutura originalmente empregada em Binder, Hsiao e Pesaran (2004):

$$Z_{i,t} = (I_m - \Phi)\mu_i + \Phi Z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Em que $i = 1, 2, 3, \dots, 10$; $t = 1999.1, 1999.2, \dots, 2013.7$; $Z_{i,t}$ é um vetor $nt \times 1$ de variáveis endógenas contendo as exportações líquidas, as *proxies* de renda doméstica e externa e a taxa de câmbio efetiva real; Φ é uma matriz $m \times m$ de parâmetros a serem estimados; μ_i é um vetor $m \times 1$ que incorpora os efeitos individuais; $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro e I_m é uma matriz identidade de dimensão $m \times m$. Vale destacar que serão estimados três modelos, quais sejam, para as exportações líquidas totais, dos básicos e dos industrializados.

Como se utiliza um modelo com dados em painel, é importante levar em consideração a heterogeneidade não observada dos estados. Por isso, utilizar-se-á o estimador de efeitos fixos, por Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummies (LSDV)*, onde μ_i incorpora o efeito específico de cada unidade *cross-section*. Vale destacar que Nickell (1981) e Hahn e Kuersteiner (2002) mostram esse estimador se mostra consistente para painéis com dimensão temporal grande, que é o caso desse estudo. Após a estimação dos modelos, analisar-se-á as *FIR* para identificar a ocorrência do fenômeno da curva J. Os intervalos de confiança para as *FIR* serão obtidos através do procedimento de *bootstrap* proposto por Hall (1992).

Em suma, a estratégia econométrica empregada nesse estudo pode ser assim resumida: após uma criteriosa análise da existência de cointegração entre as variáveis dos modelos constantes na equação (5), através do teste de cointegração de Westerlund (2007), proceder-se-á a estimação de um *PDOLS* para cada caso considerado; ou seja, para as exportações líquidas dos totais, dos básicos e, por fim, dos industrializados. Portanto, serão estimados três modelos *PDOLS* para analisar a validade da condição de *Marshall-Lerner*. Em seguida, analisar-se-á os impactos de curto prazo da taxa de câmbio real sobre as exportações líquidas, ou o fenômeno da curva J, através das *FIR* extraídas de um *PVAR*.

5 ANALISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como descrito na seção anterior, para examinar os aspectos relacionados à validade/regularidade da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência do fenômeno da curva J, inicialmente procedeu-se à investigação sobre a existência de uma relação de longo prazo, ou de cointegração, entre as variáveis utilizadas, via teste de Westerlund (2007). Os resultados estão sintetizados na tabela 1 e mostram que, em todos os modelos e para as quatro estatísticas de teste, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração e, portanto, existe uma relação de longo prazo entre essas variáveis. As subseções seguintes discorrem sobre os resultados para as relações de longo prazo e de curto prazo, respectivamente.

Tabela 1: Resultados dos testes de cointegração de Westerlund (2007)

Estatística/Modelo	Exportações Líquidas Totais	Exportações Líquidas Básicos	Exportações Líquidas Industrializados
G_t	-5,26* (-3,47)	-5,45* (-3,65)	-4,58* (-2,81)
G_a	-57,23* (-7,91)	-55,26* (-7,59)	-44,85* (-5,93)
P_t	-5,26* (-3,03)	-5,45* (-3,15)	-4,58* (-2,49)
P_a	-57,23* (-8,38)	-55,26* (-8,07)	-44,85* (-6,42)

Fonte: Elaboração Própria. Notas:

i) Estatística Z em parênteses;

ii) *Significante a 1%.

iii) Testes realizados com até seis *lags* e *leads*.

5.1 Resultados para a condição de Marshall-Lerner

Após a identificação da cointegração entre as variáveis procedeu-se à estimação das relações de longo prazo utilizando *PDOLS* para as exportações líquidas dos totais, dos básicos e dos industrializados, respectivamente. A tabela 2 sintetiza os resultados. Vale destacar que o critério de Schwarz indicou seis como o número ótimo de *lags* e *leads* em todos os modelos estimados. Portanto, serão estimados três modelos *PDOLS* (6,6). Inicialmente, observa-se que a estatística de Wald atesta a significância global da relação entre essas variáveis, mesmo ao nível de significância de 1%.

Tabela 2: Resultados *PDOLS* para as Relações de Longo Prazo

	Taxa de Câmbio Real	Renda doméstica	Renda Externa	Teste de Wald
Exportações Líquidas Totais	0.71 [5.86]	-1.11 [-6.12]	0.79 [5.19]	64.12 (0.00)
Exportações Líquidas Básicos	2.00 [6.85]	-2.29 [-5.27]	1.48 [4.04]	64.56 (0.00)
Exportações Líquidas Industrializados	0.41 [2.59]	-0.92 [-3.95]	0.66 [3.39]	21.24 (0.00)

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: i) Os três modelos foram estimados com 6 lags e 6 leads; ou seja, *PDOLS*(6,6).

ii) P-Valor entre parêntesis.

iii) Estatística Z entre colchetes.

Em termos gerais, as evidências encontradas apontam para a validade da condição de Marshall-Lerner em todos os modelos considerados. Ou seja, os resultados indicam que o efeito de longo prazo de uma depreciação cambial é positivo e estatisticamente robusto sobre as exportações líquidas dos estados brasileiros. Portanto, esse modelo regional parece reproduzir as principais evidências encontradas para a economia brasileira sobre a validade da condição de Marshall-Lerner (MOURA e DA SILVA, 2005; VACONCELOS, 2010; SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2012). Além disso, as evidências também indicam que esse efeito se mostra elástico sobre os produtos básicos; ou seja, incrementos de 10% na taxa de câmbio real aumentam em 20% as exportações líquidas de básicos dos estados do Brasil. Esse resultado reflete a ampla participação dos produtos básicos nas exportações desses estados, que se mostram mais dependentes, em termos de importações, de insumos industriais e de bens de capital e, ainda, autores como Mortatti, Miranda, Bacchi (2011) e Scalco, Carvalho e Campos (2012) também reportam uma resposta elástica dos bens básicos às desvalorizações cambiais.

Considerando os bens industrializados, observa-se que um aumento de 10% na taxa de câmbio real reflete em incrementos da ordem de 4,1% no saldo comercial dos estados brasileiros. Essas evidências se sustentam na massiva participação de insumos industriais e de bens de capital nas importações brasileiras frente a atuação em indústrias de bens com baixo valor agregado atenuando, assim, a repercussão de longo prazo sobre as exportações líquidas. Todavia, a condição de Marshall Lerner é confirmada.

Teoricamente, esses resultados parecem fornecer indícios, sob a ótica da absorção, de que o efeito substituição parece sobrepujar o efeito renda em longo prazo, dada a ocorrência de superávit em cada um dos casos analisados.

A renda externa também se mostrou estatisticamente significativa em todos os modelos considerados e com o sinal esperado; ou seja, um aumento na renda externa pode se reproduzir como um incremento na demanda por exportações domésticas o que, *ceteris paribus*, melhora o saldo comercial. Vale destacar que os resultados se mostraram mais elásticos para básicos; ou seja, as exportações líquidas de bens básicos aumentam em 14,8% em resposta a incrementos de 10% na demanda externa.

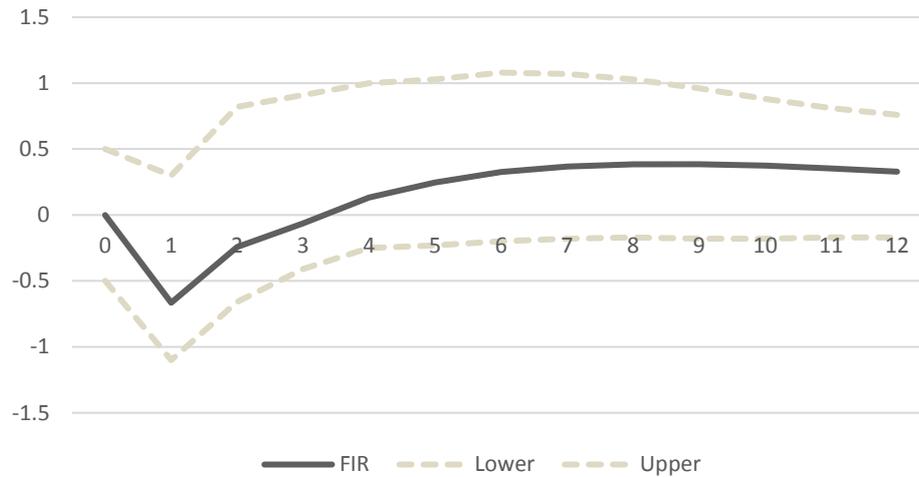
Por fim, a renda doméstica apresentou impacto negativo e estatisticamente significativo sobre as exportações líquidas, uma vez que um incremento nesse indicador aponta para um aumento na demanda por importações o que, *ceteris paribus*, produz uma deterioração no saldo comercial. Especificamente, aumentos de 10% na renda doméstica se refletiriam em reduções de 22,9% e 9,2% no saldo comercial de básicos e industrializados, respectivamente.

5.2 Resultados para a Curva J

Uma vez que não se rejeita a validade da condição de *Marshall-Lerner* em todos os níveis da balança comercial considerados; ou seja, o efeito de longo prazo e uma depreciação cambial sobre as exportações líquidas dos estados brasileiros é positivo, resta agora testar a hipótese do fenômeno da curva J. A análise é realizada a partir das *FIR's*, que investigam qual a trajetória estimada (resposta) da balança comercial dado um choque (impulso) na taxa de câmbio real, nesse caso, uma desvalorização cambial. A investigação foi realizada na seguinte ordem: inicialmente averiguou-se tais efeitos para as exportações líquidas totais, seguidas das investigações para os setores de básicos e industrializados. Vale destacar que, seguindo o critério de informação de Schwarz, todos os modelos foram estimados com dois *lags*; ou seja, *PVAR(2)*.

O gráfico 2 revela que um choque na taxa de câmbio real repercute inicialmente de forma negativa sobre as exportações líquidas totais dos estados brasileiros, recuperando-se após o primeiro mês até tornar-se superavitária 4 meses depois, caracterizando ocorrência do fenômeno da curva J.

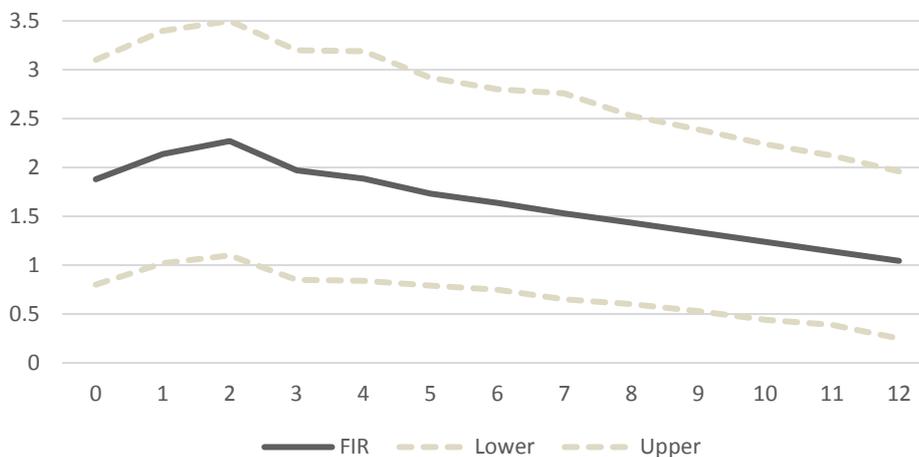
Gráfico 2: Resposta das Exportações Líquidas Totais a desvalorizações cambiais



Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

Em seguida, análise semelhante foi realizada considerando apenas os bens básicos. O gráfico 3 apresenta a respectiva FIR e seus intervalos de confiança. Os resultados não sustentam a ocorrência do fenômeno da curva J para as exportações líquidas dos básicos, uma vez que seu saldo responde positivamente às depreciações cambiais já no curto prazo.

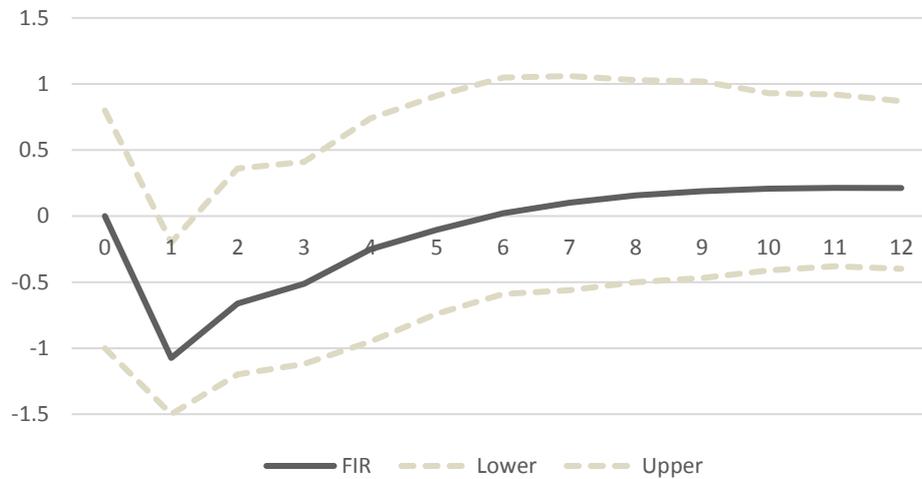
Gráfico 3: Resposta das Exportações Líquidas dos Básicos a desvalorizações cambiais



Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

Por fim, analisou-se as respostas das exportações líquidas de produtos industrializados às depreciações cambiais. Os resultados estão sintetizados no gráfico abaixo. Percebe-se que o saldo comercial dos industrializados responde inicialmente de forma negativa, apresentando recuperação a seguir, tornando-se positivo sete meses depois; ou seja, evidências de ocorrência da curva J.

Gráfico 4: Resposta das Exportações Líquidas dos Industrializados a desvalorizações cambiais



Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

Desse modo, os resultados do presente trabalho corroboram com os achados de Bahmani-Oskooee e Malixi (1992), Gomes e Paz (2005) e Vasconcelos (2010) ao indicar evidência positiva da curva J no comércio Brasil-resto do mundo, para os totais e os industrializados, considerando um painel de estados; ou seja, sob a ótica da absorção, o efeito renda parece superar o efeito substituição em curto prazo. Adicionalmente, à luz de Magee (1973), Junz e Rhomberg (1973), Baldwin (1988) e Dixit (1994), a existência de defasagens inerentes aos processos de ajuste na pauta de exportações e importações de bens industrializados, aliada à incerteza quanto ao reconhecimento do novo ambiente cambial e sua duração também podem ser fatores explicativos para essa resposta negativa em curto prazo.

Vale ressaltar que a não ocorrência da curva J na balança dos bens básicos aqui observada está em conformidade com os resultados de Scalco, Carvalho e Campos (2012), que diagnosticaram o mesmo para a balança do setor agropecuário, componente de grande importância na balança dos bens básicos e, ainda, essas evidências parecem indicar que há um ajuste mais rápido na balança dos bens básicos, de modo que uma desvalorização na taxa de câmbio já resulta em superávit no curto prazo, dado que vários destes bens têm preços cotados em bolsas de valores e mercados futuros.

Em suma, os resultados de longo prazo parecem indicar de modo robusto a validade da condição de Marshall-Lerner para as exportações líquidas totais, de básicos e de industrializados, com os básicos apresentando uma resposta mais elástica, para os estados brasileiros. E, ainda, que estas são positivamente influenciadas pela renda, ou demanda, externa e negativamente impactadas pela renda doméstica, que tende a aumentar a demanda

por importações. Considerando as evidências de curto prazo, percebe-se a ocorrência do fenômeno da curva J apenas para os totais e para os industrializados.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho se pautou na análise dos impactos de curto e de longo prazo das desvalorizações cambiais sobre as exportações líquidas totais, de básicos e de industrializados para um painel de estados brasileiros a partir da aplicação de modelos *PVAR*, para testar a ocorrência do fenômeno da curva J, e do *PDOLS*, para investigar a validade da condição de *Marshall-Lerner*. As contribuições potenciais do estudo estão na aplicação de técnicas ainda não empregadas em estudos dessa natureza e na regionalização do exercício.

O exame das relações de longo prazo permitiu inferir que, em todos os modelos considerados, a reposta das exportações líquidas dos estados brasileiros a uma depreciação cambial se mostra positiva, validando, portanto, a condição de Marshall-Lerner. Vale destacar que Moura e Da Silva (2005), Vasconcelos (2010) e Scalco, Carvalho e Campos (2012) encontraram evidência semelhantes em dados agregados do Brasil.

A renda doméstica se mostrou estatisticamente robusta e com sinal previsto pela teoria; ou seja, um aumento nesse indicador promove uma deterioração nas exportações líquidas dos estados brasileiros, por aumentar a demanda por importações. As evidências também indicam que, majorando-se a renda externa, o saldo comercial dos estados brasileiros responderá de maneira positiva, uma vez que esse aumento será reproduzido num incremento da demanda por suas exportações.

Por fim, a análise das relações de curto prazo via *PVAR* apontou para a ocorrência do fenômeno da curva J nas exportações líquidas totais e dos industrializados nos estados do Brasil. No caso dos básicos não se verificou a ocorrência desse fenômeno, resultado que parece convergir para o observado por Scalco, Carvalho e Campos (2012).

Apesar de representar um primeiro esforço nessa literatura no que tange a exercícios regionais, o presente estudo pode ser ampliado em duas frentes; quais sejam, estudos regionais do comércio bilateral com os principais parceiros comerciais desses estados e, ainda, utilizar modelos mais sofisticados de painel que combinem simultaneamente estados e setores ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS

- AHMAD, J.; YANG, J. Estimation of the J curve in China. **East-West Center Working Papers**, Honolulu: East-West Center, n.67, mar. 2004.
- ARDALANI, Z.; BAHMANI-OSKOOEE, M. Is there a J-Curve at the industry level? **Economics Bulletin**, v. 6, n. 26, p. 1-12, 2007.
- ARORA, S; BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. Bilateral J-Curve between India and her trading partners. **Applied Economics**, v. 35, n.9, p.1307 – 41, 2003.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; ALSE, J. Short-run versus long-run effects of devaluation: error-correction modeling and cointegration, **Eastern Economic Journal**, v. 20, n. 4, p. 453-64, set./dez. 1994.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; BROOKS, T.J. Bilateral J-curve between US and her trading partners. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v.135, n.1, p. 156-65, 1999.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; HARVEY, H.; HEGERTY, S.W. Brazil–US commodity trade and the J-Curve, **Applied Economics**, v. 46, n. 1, p. 1-13, 2014.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; MALIXI, M. More evidence on the J-curve from LDCs. **Journal of Policy Modeling**, v. 14, n.5, p. 641—53, out. 1992.
- BALDWIN, R. Hysteresis in import prices: the beachhead effect. **American Economic Review**, v.78, n. 4, p. 773-85, set. 1988.
- BICKERDIKE, C.F. The instability of foreign exchanges. **The Economic Journal**, v. 30, n. 117, p. 118-122, mar. 1920.
- BINDER, M.; HSIAO, Ch.; PESARAN, M. H. Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration, **Econometric Theory**, v. 21, n. 4, p.795-837, ago. 2005.
- DIXIT A. Hysteresis and the duration of the J-curve. **Japan and the World Economy**, v. 6, n. 2, p. 105-115, mai. 1994.

GERLACH S. Intertemporal speculation, devaluation, and the J-curve. **Journal of International Economics**, v. 27, n. 3-4, p. 335-345, mai. 1989.

GOMES, F.A.R.; PAZ, L.S. Can real exchange rate devaluation improve the trade balance? The 1990-1998 Brazilian case. **Applied Economics Letters**, v. 12, n. 9, p. 525-8, 2005.

HAHN, J.; KUERSTEINER, G. Asymptotically unbiased inference for a dynamic panel model with fixed effects when both n and T are large. **Econometrica**, v. 70, n. 4, p. 1639-1657, jul. 2002.

HALL, P. **The bootstrap and Edgeworth expansion**, New York: Springer, 1992.

JUNZ H. B.; RHOMBERG R. R. Price competitiveness in export trade among industrial countries. **American Economic Review**, v.63, n.2, p. 412-418, mai. 1973.

KAO, C.; CHIANG, M.-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *In*: BALTAGI, B. H. (ed.), **Advances in econometrics: nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels**, v. 15, p. 179–222, 2000.

KRUGMAN P.; OBSTFELD, F. **International economics: theory and policy**. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 2000.

LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. Current account and exchange rates: a new look at the evidence. **NBER Working Paper** n. 8361, jul. 2001.

LERNER, A. P. **The economics of control: principles of welfare economics**. New York: The Macmillan Company, 1944.

LOBO, F. S. F.; **Análise empírica da existência do fenômeno da curva J para a economia brasileira**. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia) . Escola de Economia, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

MARSHALL, A. **Money, credit and commerce**. London: Macmillan, 1923.

MAGEE S. P. Currency contracts, pass-through, and devaluation. **Brookings Papers on Economic Activity**, n.1/1973, p.303-323, 1973.

MANSOORIAN A. Habits and durability in consumption, and the dynamics of the current account. **Journal of International Economics**, v. 44, n. 1, p.69-81, fev. 1998.

MARK, N. C.; SUL, D.; Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, n. 5, p. 655-680, out. 2003.

MARWAH K.; KLEIN L. R. Estimation of J-curves: United States and Canada. **Canadian Journal of Economics**, v.29, n.3, p. 523-539, ago. 1996

MEADE, E. E. Exchange rates, adjustment, and the J-curve. **Federal Reserve Bulletin**, p. 633—44, Outubro 1988.

METZLER, L. **A survey of contemporary economics**, v. I. Homewood, Illinois: Richard Irwin, 1948.

MORTATTI, C. M.; DE MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 311-335, abr./jun. 2011.

MOURA, G.; DA SILVA, S. Isthere a Brazilian J-curve? **Economics Bulletin**, v. 6, n. 10, p. 1–17, 2005.

NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects, **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1417-1426, nov. 1981.

PEDRONI, P. **Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity** (mimeo.).Department of Economics, Indiana University, 1997.

_____Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.61, n° S1, p.653-670, nov.1999.

_____Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series with an application to the PPP hypothesis. **Econometric Theory**, v.20, n. 3, p.579-625, jun. 2004.

RAMOS FILHO, H. S.; FERREIRA, M. E. P. A taxa de câmbio e os ajustes no saldo da balança comercial brasileira: uma análise setorial da Curva J. **Nova Economia**, v.26, n.3, p.887-907, 2016.

RICKMAN, D. S. Modern macroeconomics and regional economic modeling. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 23-41, 2010.

ROBINSON, J. **Essays in the theory of employment**. London: Basil Blackwell, 1947.

ROSE A. K.; YELLEN J. L. Is there a J-curve? **Journal of Monetary Economics**, v. 24, n. 1, p. 53-68, jul. 1989

SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D.; CAMPOS, A. C. Choques na taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial agropecuária brasileira: evidências da curva J entre 1994 e 2007. **Revista de economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 3, p. 595-610, out./dez. 2012.

SONAGLIO, C. M.; SCALCO, P. R.; CAMPOS, A. C. Taxa de câmbio e a balança comercial brasileira de manufaturados: evidências da J-curve. **Economia**, v. 11, n. 3, p. 711-734, set./dez. 2010.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, v. 61, n.4, p. 783–820, jul. 1993.

VASCONCELOS, C. R. F. Dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira: a validade da hipótese da curva J. **Texto para discussão** n°. 007/2010. FE/UFJF - Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, 2010.

WANG, Ch.-Hs.; LIN, Ch.-H. A.; YANG, Ch.-H. Short-run and long-run effects of exchange rate change on trade balance: evidence from China and its trading partners. **Japan and the World Economy**, v. 24, n.4, p. 266-273, dez. 2012.

ANEXO A

O Modelo BRM parte das equações a seguir:

$$M(P_m) = X^*(P_m^*) \quad (C1)$$

$$X(P_x) = M^*(P_x^*) \quad (C2)$$

$$B = P_x X - P_m M \quad (C3)$$

$$P_m = P_m^* e \quad (C4)$$

$$P_x = P_x^* e \quad (C5)$$

Diferenciando as expressões acima, tem-se:

$$-\frac{\partial M}{\partial P_m} dP_m = \frac{\partial X^*}{\partial P_m^*} dP_m^* \Rightarrow dM = dX^* \quad (C1')$$

$$-\frac{\partial X}{\partial P_x} dP_x = \frac{\partial M^*}{\partial P_x^*} dP_x^* \Rightarrow dX = dM^* \quad (C2')$$

$$-dP_m = dP_m^* e + P_m^* de \quad (C4')$$

$$-dP_x = dP_x^* e + P_x^* de \quad (C5')$$

Das expressões (6), (7), (8) e (9), obtém-se:

$$\frac{dM}{M} = -\eta \frac{dP_m}{P_m} \quad (CA)$$

$$\frac{dM^*}{M^*} = -\eta^* \frac{dP_x^*}{P_x^*} \quad (CB)$$

$$\frac{dX}{X} = \varepsilon \frac{dP_x}{P_x} \quad (CC)$$

$$\frac{dX^*}{X^*} = \varepsilon^* \frac{dP_m^*}{P_m^*} \quad (CD)$$

Substituindo (CD) em (C4'):

$$dP_m = \frac{dX^* P_m^*}{X^* \varepsilon^*} e + P_m^* de$$

Substituindo (C1) e (C1') na equação acima:

$$dP_m = \frac{dM P_m^*}{M \varepsilon^*} e + P_m^* de$$

Substituindo (CA):

$$dP_m = -\eta \frac{dP_m P_m^*}{P_m \varepsilon^*} e + P_m^* de \Rightarrow \left(1 + \frac{\eta P_m^*}{P_m \varepsilon^*} e\right) dP_m = P_m^* de$$

De (C4), temos $P_m^* = \frac{P_m}{e}$. Substituindo na expressão acima:

$$\left(1 + \frac{\eta P_m e}{P_m e \varepsilon^*}\right) dP_m = \frac{P_m}{e} de \Rightarrow \left(1 + \frac{\eta}{\varepsilon^*}\right) \frac{dP_m}{P_m} = \frac{de}{e} \Rightarrow \frac{dP_m}{P_m} = \frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) \quad (C6)$$

Substituindo (CB) em (C5'):

$$dP_x = -\frac{dM^* P_x^*}{M^* \eta^*} e + P_x^* de$$

Substituindo (C2) em (C2') na equação anterior:

$$dP_x = -\frac{dX P_x^*}{X \eta^*} e + P_x^* de$$

Sabemos, de (CC), que $dX = \varepsilon \frac{dP_x}{P_x} X$. Substituindo na expressão acima, temos:

$$dP_x = -\frac{\left(\varepsilon \frac{dP_x}{P_x} X\right) P_x^*}{X \eta^*} e + P_x^* de \Rightarrow \left(1 + \frac{\varepsilon P_x^*}{P_x \eta^*} e\right) dP_x = P_x^* de$$

Substituindo $P_x^* = \frac{P_x}{e}$ de (C5), temos:

$$\left(1 + \frac{\varepsilon P_x e}{P_x e \eta^*}\right) dP_x = \frac{P_x}{e} de \Rightarrow \frac{dP_x}{P_x} = \frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) \quad (C7)$$

Diferenciando (C3):

$$dB = dP_x X + P_x dX - dP_m M - P_m dM$$

Substituindo dP_x , dP_m , (C6) e (C7), temos:

$$dB = \left[\frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \right] P_x X + P_x dX - \left[\frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] P_m M - P_m dM \quad (C8)$$

Sabemos, de (CC), que $dX = \varepsilon \frac{dP_x}{P_x} X$. Substituindo dP_x , de (C7), temos:

$$dX = \varepsilon \frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \frac{P_x}{P_x} X \Rightarrow dX = \varepsilon \frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) X \quad (C9)$$

Sabemos, de (CA), que $dM = -\eta \frac{dP_m}{P_m} M$. Substituindo dP_m , de (C6), temos:

$$dM = -\eta \frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \frac{P_m}{P_m} M \Rightarrow dM = -\eta \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \frac{de}{e} M \quad (C10)$$

Substituindo (C9) e (C10) em (C8), temos:

$$dB = \left[\frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \right] P_x X + P_x \left[\varepsilon \frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) X \right] - \left[\frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] P_m M \\ + P_m \left[\eta \frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) M \right]$$

Da expressão (C3), sabemos que:

$$\begin{cases} B - P_x X = -P_m M \\ P_x X - B = P_m M \end{cases}$$

Substituindo na expressão acima:

$$dB = \left[\frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \right] P_x X + \left[\varepsilon \frac{de}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) \right] P_x X + \left[\frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] (B - P_x X) \\ + \left[\eta \frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] (P_x X - B)$$

Colocando $B \frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) e \frac{de}{e} P_x X$ em evidência, temos:

$$\begin{aligned}
 dB &= B \frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) [1 - \eta] \\
 &\quad + \frac{de}{e} P_x X \left[\left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) + \varepsilon \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right) - \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) + \eta \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) \right] \\
 &= B \frac{de}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right) [1 - \eta] + \frac{de}{e} P_x X \left[\frac{(1 + \varepsilon)\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} - \frac{(1 - \eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right]
 \end{aligned}$$

Com a balança comercial em equilíbrio, ou seja, $B = 0$, temos:

$$dB = P_x X \frac{de}{e} \left[\frac{(1 + \varepsilon)\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} - \frac{(1 - \eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right] \quad \blacksquare$$