

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA/PPGE**

**VALIDADE DA CURVA J PARA A ECONOMIA BRASILEIRA EM UM
CONTEXTO LINEAR E NÃO LINEAR DA TAXA DE CÂMBIO**

Iara Alkmim da Cruz

Juiz de Fora

2017

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA/PPGE**

**VALIDADE DA CURVA J PARA A ECONOMIA BRASILEIRA EM UM
CONTEXTO LINEAR E NÃO LINEAR DA TAXA DE CÂMBIO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em economia aplicada da Faculdade de Ciências Econômicas da UFJF como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Autor: Iara Alkmim da Cruz

Orientador: Prof. Dr. Cláudio R. F. Vasconcelos

Co-Orientador: Prof. Dr. Luiz Antônio Lima Júnior

Juiz de Fora

2017

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Alkmim da Cruz, Iara .

Validade da curva J para a economia brasileira em um contexto linear e não linear da taxa de câmbio / Iara Alkmim da Cruz. -- 2017. 81 f.

Orientador: Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos

Coorientador: Luiz Antônio Lima Júnior

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2017.

1. Balança Comercial . 2. Curva J. 3. ARDL não linear. 4. Cointegração. I. Roberto Fóffano Vasconcelos, Claudio, orient. II. Antônio Lima Júnior , Luiz, coorient. III. Título.

IARA ALKMIM DA CRUZ

**VALIDADE DA CURVA J PARA A ECONOMIA BRASILEIRA EM UM
CONTEXTO LINEAR E NÃO LINEAR DA TAXA DE CÂMBIO**

Dissertação submetida ao Programa de
Pós-Graduação em economia aplicada
da Faculdade de Ciências Econômicas
da UFJF como requisito para a obtenção
do título de Mestre em Economia.

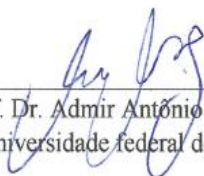
BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Claudio R. F. Vasconcelos (Orientador)
Universidade Federal de Juiz de Fora



Prof. Dr. Luiz Antônio Lima Júnior (Co-orientador)
Universidade Federal de Juiz de Fora



Prof. Dr. Admir Antônio Betarelli Junior
Universidade federal de Juiz de Fora



Prof. Dr. Bruno de Paula Rocha
Universidade Federal do ABC

AGRADECIMENTO

Em primeiro lugar, agradeço o apoio da minha família. Aos meus pais, Ivson e Leila, o meu irmão Osmar, obrigada pela motivação nos momentos difíceis e a felicidade compartilhada em momentos de alegria. A preocupação de vocês com a minha educação desde os meus primeiros anos foi indispensável para o alcance desse objetivo. À minha avó Nélia, que sempre esteve do meu lado com todo seu amor, que foi muito importante para o início dessa etapa.

Agradeço ao Marcelus, meu companheiro de jornada e melhor amigo, por toda paciência, amor, carinho e dedicação. Sem você, alguns momentos eu com certeza não teria conseguido passar. Obrigada por ser minha paz, meu porto seguro e construir junto comigo um sonho.

Ao Prof. Dr. Claudio R. F. Vasconcelos, que me orientou, agradeço imensamente pelos incentivos, atenção, conselhos e orientação. Obrigada pelo suporte para a realização deste trabalho. Desde as primeiras conversas se mostrou paciente e disposto a estar do meu lado para essa jornada de pesquisa.

Ao Prof. Dr. Admir Betarelli por sua disposição em entrar em um tema novo, e contribuir muito com suas indagações e visões nas reuniões e no exame de qualificação.

Agradeço também aos meus amigos e colegas de estudos do PPGE. Vocês marcaram meu período em Juiz de Fora, e foi estando no mesmo barco que eu aprendi muito com cada um. Os estudos em conjunto do primeiro ano de mestrado, as conversas na sala de estudo do PPGE, as contribuições diárias e as companhias em momentos de difíceis foram essenciais para a conclusão dessa dissertação.

Agradeço a alguns amigos de sempre, que mesmo longe fisicamente nunca deixaram de estar presentes. Por fim, meu muito obrigada também é para todo o corpo docente e funcionários do PPGE/UFJF que de alguma maneira contribuíram para a conclusão de mais uma etapa.

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo analisar empiricamente de curto e longo prazo do impacto sob a balança comercial do Brasil em resposta a variações da taxa de câmbio no período entre Janeiro 1990 e Outubro de 2015. Essa influência foi averiguada para os principais setores do fluxo comercial entre o Brasil e os principais parceiros econômicos, sendo estes União Europeia, Estados Unidos e Mercosul. A hipótese da curva J afirma que existe uma relação negativa no curto prazo e positiva no longo prazo entre as exportações líquidas e desvalorização cambial. Os trabalhos empíricos sobre a validação da curva J têm alcançado resultados divergentes. Este estudo avança em relação à literatura já existente em dois sentidos: na metodologia utilizada e na desagregação dos produtos presentes na pauta exportadora/importadora do Brasil. É empregada a abordagem de cointegração via modelo ARDL e NARDL, teste de fronteira de Pesaran *et al.* (2001) e Shin (2014). Os resultados encontrados evidenciam um fraco apoio quando considerado a metodologia não linear para a validação da curva J. A curva J foi validade para alguns setores da relação bilateral Brasil com os Estados Unidos e com a Mercosul, com a União Europeia nenhum setor foi encontrado.

Palavras-chave: Balança comercial. curva J. ARDL não linear. Cointegração.

ABSTRACT

This work aims to empirical analysis of short and long-term impact on the trade balance of Brazil in response to exchange rate depreciation in the period between January 1990 and October 2015. This influence was analyzed for the main sectors of the flow trade between Brazil and the main economic partners, which are European Union, United States and Mercosul. The hypothesis of the J curve states that there is a negative relationship in the short term and positive in the long run between these variables. Empirical work on the validation of the J curve have reached divergent results. This study advances in relation to the existing literature in two ways: the methodology used and the breakdown of products present in the export/import of Brazil. We use the approach of cointegration via ARDL model and NARDL and border test Pesaran *et al.* (2001) and Shin (2014). The results do not demonstrate that the use of non-linear methodology entails in evidence for the validation of the curve J. The J curve was valid for some sectors of Brazil bilateral relationship with the United States and the Mercosul, the European Union was no sector found.

Keywords: Trade balance. J curve. Nonlinear ARDL. Cointegration.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Teste de Cointegração de Pesaran et al. (2001) com o câmbio linear – Brasil e União Europeia.....	45
Tabela 2- Resultados para o modelo com câmbio linear – Brasil e União Europeia	48
Tabela 3- Teste de Cointegração de Pesaran et al. (2001) com o câmbio linear – Brasil e Estados Unidos	50
Tabela 4- Teste Cointegração não linear de Shin (2014) – Brasil e Estados Unidos	51
Tabela 5- Resultados para o modelo com câmbio linear – Brasil e Estados Unidos	53
Tabela 6- Resultados para o modelo com câmbio não linear – Brasil e Estados Unidos.....	54
Tabela 7- Teste de Cointegração linear de Pesaran et al. (2001) – Brasil e MERCOSUL	57
Tabela 8- Teste Cointegração não linear de Shin (2014) – Brasil e MERCOSUL	58
Tabela 9- Resultados para o modelo com câmbio linear – Brasil e MERCOSUL.....	59
Tabela 10- Resultados para o modelo com câmbio não linear – Brasil e MERCOSUL.....	60

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Trajetória temporal da balança de pagamento em formato de J	23
---	----

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 REVISÃO DE LITERATURA	15
2.1 DEMANDA POR IMPORTAÇÕES E OFERTA DE EXPORTAÇÕES.....	15
2.2 TAXA DE CÂMBIO E BALANÇA COMERCIAL	19
2.3 CURVA J.....	21
2.3.1 Resultados de casos empíricos	25
3 METODOLOGIA	32
3.1 MODELO PARA A BALANÇA COMERCIAL.....	35
3.2 METODOLOGIA ECONOMETRICA – O MODELO ARDL	36
3.3 BANCO DE DADOS	39
4 RESULTADOS	42
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	62
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	64
ANEXO	67
APÊNDICE	70

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é um preço relativo da economia. Esse preço pode influenciar diretamente variáveis macroeconômicas e a estrutura produtiva de um país. O câmbio é uma variável complexa, pois possui relação com o mercado de bens e serviços, mas também com o mercado de ativos. Essa taxa pode refletir a competitividade de um país no mercado mundial. Quando ocorre a desvalorização cambial, os produtos domésticos podem tornar-se mais competitivos frente aos produtos estrangeiros.

O comportamento dos preços também é afetado pela taxa cambial, devido a função dos custos dos bens importados e pelo impulso à exportação de produtos domésticos ao exterior. Em outras palavras, o que pode acontecer é o chamado *Pass Through*, quando ocorre o repasse da variação dos preços externos para o mercado interno de um país. Essa influência pode ser observada por meio da taxa de câmbio. Essa contribuição para o nível de preços internos de um país e os produtos importados gera efeitos de redistribuição, o qual altera o poder aquisitivo da sociedade e os lucros das empresas.

Por consequência, a taxa de câmbio é impactante para o funcionamento de uma economia e pode influenciar diretamente decisões de políticas públicas, investimentos, controle da inflação, estímulo a determinados setores, negócios dentre outros. Dessa maneira, não poderia ser diferente que o estudo dessa taxa tenha tornado uma grande área de pesquisa nas últimas décadas. Pode-se notar um grande avanço no estudo dessa área de pesquisa após o fim do sistema de *Bretton Woods*, em que a volatilidade e a adoção de regime flutuante para o câmbio tornaram mais recorrentes.

Uma das áreas de estudo sobre a taxa de câmbio é a sua relação com a balança comercial de um país. É esperado que uma queda no valor da moeda nacional em relação a moeda estrangeira possa gerar um aumento das receitas advindas das exportações. Quando ocorre este fato tem-se a condição de *Marshall-Lerner* (ML).

Para validar a condição de ML, o somatório dos valores absolutos das elasticidades da demanda por importações e exportações deve exceder um. Em um cenário em que a moeda de um país é desvalorizada, as importações tornam-se mais caras e as exportações mais baratas devido a mudança nos preços relativos. Entretanto, o efeito da condição ML não ocorre instantaneamente. Por exemplo, se ocorre uma desvalorização cambial no período “t”, os efeitos positivos esperados no balanço comercial ocorreriam apenas em “t+1”, considerando que a existência de contratos firmados anteriormente deve terminar para a adesão a nova taxa cambial no mercado. Assim, se um país possui um déficit na sua balança comercial e realiza

uma política para depreciar o câmbio¹, inicialmente este saldo negativo se intensifica e, após alguma defasagem de tempo, é que se esperaria uma melhora com a redução deste déficit. Portanto, um ajuste completo da balança comercial requer alguma defasagem de tempo.

O ajuste descrito no parágrafo anterior caracteriza o efeito da curva J. O conceito de curva J foi inserido no meio acadêmico por meio do trabalho de Magee (1973). Neste foi analisado os impactos sofridos no mercado dos Estados Unidos depois de uma desvalorização cambial do dólar. Desta forma, pode ser definida como curva J o fenômeno no qual, no curto prazo, a balança comercial de um país fica em pior estado. Entretanto, no longo prazo, esta mesma balança comercial obtém uma melhora no seu desempenho. Isto posto, o gráfico dessa trajetória tem o formato da letra J.

Segundo Bahmani-Oskooee (2001), um país que tenha o objetivo de aumentar sua competitividade externa e melhorar sua balança comercial pode depreciar sua moeda. Ou melhor, um país pode diminuir o valor de mercado da moeda nacional. Entretanto, considerando as consequências dos efeitos ocasionados pela curva J, espera-se que a balança comercial seja prejudicada no curto prazo, ou seja, os valores das importações superam os valores exportações. Já no longo prazo é esperado que ocorra a situação inversa e a balança comercial seja fortalecida.

Como exposto, a investigação da existência da curva J auxilia os formuladores de políticas a entenderem as políticas comerciais mais relevantes para o país. Essa discussão pode estimular a competitividade brasileira no mercado mundial.

Uma das explicações teóricas para a existência do fenômeno da curva J seria que no curto prazo ocorre uma rigidez de contrato comerciais estabelecidos em termos de *quantum* importado e exportado. Dessa maneira, no curto prazo, a desvalorização cambial levaria em uma deterioração do saldo das transações correntes. Esse padrão estabelecido para o curto prazo, depois de uma mudança no câmbio para a resposta dada pelo fluxo comercial, é semelhante a letra J² (LEORNARD; STOCKMAN, 2001). Outros fatores também são considerados para validar a hipótese da curva J, são eles: preços e quantidades com total flexibilidade de ajustamento (GERLACH, 1989); teoria da Histerese (DIXIT, 1994; TELES, 2005); e modelos de ciclos reais de negócios (BACKUS *et al.*, 1994).

Na literatura existem duas linhas para a validação do fenômeno da curva J. A primeira utiliza os dados agregados de fluxo comercial de um país com o resto do mundo. Entretanto,

¹ Definindo a taxa de câmbio como unidades de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira.

² Esse efeito semelhante a letra J será mostrado detalhado por meio da Figura 1 no próximo capítulo deste trabalho.

para Bahmani-Oskooee (2006), essa linha de pesquisa possui o problema de viés de agregação. Em outras palavras, quando utilizada uma taxa de câmbio efetiva é possível que ocorra simultaneamente uma apreciação da moeda doméstica contra um determinado país e uma depreciação da mesma moeda interna com relação a outro país. Assim, essa análise agregada dos dados poderia gerar uma relação insignificante entre a balança comercial e a taxa de câmbio efetivo devido a possíveis anulações das variações do câmbio. (BAHMANI-OSKOOEE; BROOKS, 1999).

A outra forma de tratar esse tema empiricamente é a abordagem que trabalha com dados desagregados, por conseguinte resolvendo o problema do viés da agregação. Essa abordagem adota uma análise bilateral para o fluxo de comércio e o emprego das variáveis de taxa de câmbio real bilateral, Produto Interno Bruto (PIB), Produto Interno Bruto (PIB) do parceiro comercial (BAHMANI-OSKOOEE; BROOKS, 1999; BAHMANI-OSKOOEE *et al.*, 2006; BAHMANI-OSKOOEE; GOSWANI, 2003; ARORA *et al.*, 2003).

Apesar dessa diferenciação para a investigação empírica, uma comum desvantagem é a inexistência de um consenso sobre a real efetividade da desvalorização da taxa de câmbio como ferramenta para melhorar a balança comercial de um país. Isto posto, essa relação ainda é uma questão em aberto.

No Brasil, a taxa de câmbio também sofreu variação nas décadas de 1990 e 2000, com períodos de forte valorização e desvalorização da moeda nacional. Estes fatos têm desencadeado a seguinte questão: se as trajetórias da taxa de câmbio brasileiro forem não simétricas, estas levariam a uma deterioração ou a melhora do saldo da balança comercial do Brasil. Desta forma, a questão que se quer responder é se não linearidade das variações da taxa de câmbio real teve impacto no fluxo de comércio brasileiro no período entre 1999 e 2015. Além disso, pode-se comparar o impacto descrito anteriormente com a trajetória linear da taxa de câmbio e também seu efeito na balança comercial do país. Ademais, se acontece essa influência sob a balança comercial ela poderá ou não validar a hipótese de curva J.

Por conseguinte, esse trabalho tem como objetivo investigar a dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira após uma mudança da taxa de câmbio real, em termos da validação do fenômeno da curva J. Essa mudança na taxa de câmbio pode ser considerada linear ou não linear, e esses dois tipos serão considerados nas análises empíricas do mesmo.

De acordo com Clements *et al.* (2004) a justificativa para a utilização de um modelo não linear para o câmbio é que os modelos lineares possuem um menor desempenho na captura de alguns comportamentos econômicos. Desse modo, no caso de variáveis

macroeconômicas, a existência de um ou mais regimes de expansão e recessão, e no caso de variáveis financeiras, a alta e a baixa volatilidade, argumentariam para o uso de modelos não lineares. Segundo os mesmos autores, a melhora significativa do desempenho desses modelos ocorrerá na medida em que a estimação, seleção e validação dos modelos não lineares avancem.

Considerando a questão do viés de agregação, neste trabalho considerou-se os principais parceiros comerciais brasileiros, como Estados Unidos, União Europeia e Mercosul. Além deste fato, buscou-se também desagregar os dados do comércio bilateral entre o Brasil e estes países/blocos comerciais. A China como um dos principais parceiros comerciais do Brasil não foi selecionada para a investigação feita neste trabalho. Essa decisão foi tomada devido aos dados chineses não serem confiáveis, o que geraria resultados viesados e não consistentes para a análise proposta.

O período de análise compreende janeiro de 1999 a outubro de 2015, já que este intervalo apresenta apenas um regime cambial no Brasil, o de câmbio flutuante. À vista disso, em termos de estratégia empírica utilizou-se o método cointegração via modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) do Pesaran *et al.* (2001) e Shin *et al.* (2014) em sua versão não linear.

A seleção dos setores investigados neste trabalho consistiu no levantamento dos setores com maior representatividade para o fluxo de comércio, ou seja, os setores (agregados a dois dígitos do Sistema Harmonizado – SH) que apresentaram fluxo de comércio (exportações mais importações) maiores que 1% do fluxo total para os últimos seis anos da amostra.

Destarte, este trabalho procura contribuir para a literatura por meio do emprego de uma abordagem desagregada, por setores e principais parceiros, juntamente com a abordagem não linear para a verificação da hipótese de curva J para a economia brasileira, dado que tal abordagem não foi encontrada na literatura consultada. Em outras palavras, será analisado os impactos de uma taxa de câmbio não linear nas exportações líquidas (estas são as razões das exportações pelas importações dos setores agregados a dois dígitos do SH) brasileiras.

Além desta introdução, a organização deste trabalho foi feita da seguinte forma. No segundo capítulo será abordado a evolução teórica que existe entre a taxa de câmbio e a balança comercial de um país. No terceiro capítulo será discutido a metodologia econométrica que foi utilizada e o banco de dados. Já no quarto capítulo estão presentes os resultados obtidos juntamente com as interpretações destes para os dados do Brasil. E, por último, estão as considerações finais do estudo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 DEMANDA POR IMPORTAÇÕES E OFERTA DE EXPORTAÇÕES

Na economia existem alguns modelos em que as demandas por importações e as ofertas de exportações podem ser definidas. Para determinar qual o modelo que se ajusta para expressar as importações e exportações pode-se entender que essa escolha depende, dentre outras variáveis, do tipo de bem que está sendo comercializado. Dessa forma, os produtos variam desde primários e perfeitamente homogêneos até altamente manufaturados e diferenciados. Além disso, os produtos são classificados quanto a utilização final do bem, ou seja, se é um produto para consumo final ou um fator de produção. Por fim, é importante destacar que até mesmo a disponibilidade dos dados pode interferir nesse processo de escolha do melhor modelo (GOLDSTEIN; KHAN, 1985).

Destarte, podem ser especificados dois modelos gerais de comércio internacional para demanda por importações e oferta de exportações, são eles: modelo de substitutos imperfeitos e modelo de substitutos perfeitos. Se os dados utilizados forem do tipo agregado, os dois modelos têm sido vistos como concorrentes, ou seja, os modelos apresentarão resultados diferenciados para a análise. Quando os dados desagregados são admitidos no estudo, os modelos deveriam ser analisados como complementares, pois um lida com uma balança de bens diferenciados e o outro com bens substitutos (GOLDSTEIN; KHAN, 1985).

Goldstein e Khan (1985) entendem como o pressuposto básico para o modelo com bens definidos como substitutos imperfeitos os seguintes aspectos: tanto as mercadorias importadas quanto as exportadas não são substitutos perfeitos para os produtos nacionais; segundo caso o bem nacional e o bem estrangeiro fossem substitutos perfeitos, então um desses dois bens teria desvantagem no mercado. Essa situação de desvantagem ocorre quando um dos bens é produzido com custos constantes ou, até mesmo, diminuindo os custos da produção. Conseqüentemente, a elasticidade preço da oferta e demanda é finita e torna-se calculável para a maioria dos bens negociados no mercado internacional.

De acordo com Carvalho e Parente (1999), os fundamentos para o modelo de substituição imperfeita entre bens domésticos e estrangeiros são os seguintes: existência de uma diferença entre os produtos domésticos e estrangeiros e a diferenciação entre os preços desses produtos. Os autores consideram as seguintes equações como básicas do modelo:

$$M^d = f(Y_n, E, P_m, P_d, T) \quad (1)$$

$$M^s = f(Y_n^*, P_m, P_d^*, S^*) \quad (2)$$

$$M^d = M^s \quad (3)$$

$$X^d = f(Y_n^*, P_x, P_d^*, T^*) \quad (4)$$

$$X^s = f(Y_n, E, P_x, P_d, S) \quad (5)$$

$$X^d = X^s \quad (6)$$

no qual Y_n representa o produto nominal, o E é a taxa de câmbio, P_m é o preço das importações, P_d é o preço doméstico e P_x o preço das exportações. Também tem-se o T representando a tarifa de importação, o S o subsídio para o comércio. M e X são importações e exportações. Quando o termo apresentar o asterisco (*) significa que aqueles valores correspondem a economia estrangeira. Quando apresentar o indicador s significa que está sendo tratada uma equação de oferta, enquanto o indicador d representa uma equação de demanda.

Por meio das equações (3) e (6) pode ser observado que a demanda e a oferta de importação e exportação devem se igualar. Em outras palavras, o objetivo do mercado é que as quantidades produzidas sejam todas absorvidas pela demanda daquele produto.

Para estimar as equações de importação (oferta e demanda), as equações simultâneas podem ser utilizadas ou algum outro método que leve em consideração a endogeneidade das variáveis (como a variável preço). Um exemplo do problema da endogeneidade são as importações que interferem na renda interna de um país, mas essa renda também influencia na quantidade importada. Contudo, para as importações é comum considerar os preços exógenos ao processo na equação de demanda.

O fato sobre endogeneidade descrito acima pode ser justificado para a economia brasileira. Isso se deve à constatação de que as importações do Brasil não são significativas para limitar a produção de fornecedores estrangeiros. Portanto, é comum na literatura que a equação de demanda por importação brasileira considere como endógena apenas a variável quantidade importada. Desse modo, também é resolvido o problema de muitas equações para a importação, pois consegue-se reduzir para apenas uma equação.

Para Carvalho e Negri (2000) outras hipóteses podem ser adicionadas a esse modelo, para que suas equações básicas sejam simplificadas. A primeira suposição é a do país pequeno, aonde a demanda por exportação e a oferta de importação são consideradas com o preço infinitamente elástico. Isso ocorre devido ao tamanho econômico do país, ou seja, ele possui uma pequena participação no comércio mundial. Nesse sentido, será considerado

apenas como um tomador de preço no mercado internacional. Os autores afirmam que essa hipótese se torna verdadeira para o Brasil, quando considerado suas importações.

A segunda hipótese é a ausência de ilusão monetária. Em outras palavras, essa hipótese significa que os indivíduos enxergam as variáveis reais e não em suas formas nominais. Por exemplo, é considerado o custo da inflação para a determinação real do produto.

A terceira hipótese não é consenso na literatura, pois se considera que existe um agrupamento de preços, tarifas e subsídios. Logo, as mudanças dessas variáveis podem gerar diferentes consequências. Entretanto, segundo Carvalho e Negri (2000) não existem trabalhos empíricos que confirmam tal diferenciação de efeitos.

Para esses autores existe a possibilidade de adicionar algumas variáveis no modelo: a capacidade instalada, que seria representada pela razão Y/Y^p , Y representa a renda interna do país e Y^p é o produto potencial. A justificativa para tal adição é que as importações são influenciadas pelos ciclos econômicos da economia nacional. Ou melhor, uma economia aquecida aumenta suas importações enquanto um país em crise tem a tendência a diminuir a quantidade importada. Outra variável que pode ser inserida é o produto potencial, Y^p . Essa variável significa que os empresários importadores tomam como base para suas decisões também a renda do longo prazo e não somente a renda presente. Como é uma variável que está associada com uma tendência temporal, a mesma depende de mudanças na estrutura para impactar a importação. Consequentemente, uma abertura comercial eleva as importações, do outro lado uma substituição de importação implica na sua diminuição.

Essas duas variáveis apresentadas no parágrafo acima também podem ser adicionadas na equação de exportação, equações de números (4) e (5). O produto potencial é justificado, pois os empresários exportadores também se baseiam suas decisões na renda futura. Por conseguinte, respondem de forma positiva ao aumento da capacidade de produção nacional. Já a variável representativa da utilização da capacidade instalada é justificada devido à resposta negativa que os exportadores têm ao nível dessa utilização da capacidade. Isso ocorre, pois estes preferem satisfazer o mercado nacional primeiro ao detrimento do mercado externo (CARVALHO; NEGRI, 2000).

Quando se trata das importações ou das exportações em suas formas agregadas a possibilidade de existir bens inferiores³ e bens domésticos complementares para importação é excluída. De modo que as elasticidades cruzadas da demanda serão esperadas com sinal

³ Por definição, bens inferiores são aqueles cuja procura se retrai quando a renda das pessoas aumenta.

positivo, já as elasticidades preço da demanda é esperado o sinal negativo (GOLDSTEIN; KHAN, 1985).

Com relação ao modelo de substituição perfeita no comércio internacional, Goldstein e Khan (1985) consideram que existem pelo menos três razões para este modelo também ser analisado. O primeiro argumento é que apesar de todo obstáculo colocado pelos governos, como por exemplo, as tarifas a importações, ainda existem alguns bens que são homogêneos (soja, açúcar, etc.). Portanto, esses produtos são comercializados em um mercado internacional de *commodities* com o preço comum, estes sendo líquido dos custos de transporte e juros e também expressos em uma moeda comum. Para esses produtos considerados homogêneos a determinação de oferta e demanda não depende do diferencial do preço nacional e estrangeiro.

A segunda justificativa para o estudo desse modelo é que alguns bens podem ser considerados “mais substitutos” do que a modelagem dos preços pode demonstrar. Esse fato pode ocorrer, pois a metodologia que é utilizada para formar a variável preço possui algumas diferenças entre os países. Deste modo, ocasionam um preço internacional diferenciado para o bem e, conseqüentemente, subestima-se o quanto ele seria um bem substituto.

O último argumento é que algumas percepções sobre a elasticidade do preço e renda para a importação e exportação surgem a partir do modelo de substituição perfeita. Isto posto, é justificada a importância desse modelo também ser tratado.

Neste modelo de substituição perfeita do comércio internacional, ao contrário do primeiro modelo descrito, inexistente a separação das equações de demanda pela importação e da oferta de exportação. Por consequência, a demanda de bens importados e a oferta dos produtos exportados representam o excesso demandado e o excesso ofertado pelos bens domésticos, respectivamente.

Outra diferença entre o modelo de substituição perfeita e o modelo de substituição imperfeita é não contabilizar os custos de transporte, outras barreiras ao comércio, como tarifas, e os preços são expressos em uma mesma moeda, então irá existir apenas um preço do produto no mercado internacional. Logo, o preço mundial do bem comercializado é determinado pela interação da oferta e demanda mundial do mesmo. Por fim, o modelo de substituição perfeita produz diferentes implicações para a elasticidade do preço da demanda e da oferta, aplicado à importação e à exportação entre os países. (GOLDSTEIN; KHAN, 1985)

2.2 TAXA DE CÂMBIO E BALANÇA COMERCIAL

Uma das relações existentes na economia é a interação entre a taxa de câmbio e a balança comercial de um país. Com base nisso, muitos países utilizam de políticas cambiais para que, por meio dessa relação, conseguir uma melhora em seu saldo comercial com o resto do mundo. Até final dos anos 1960 a maior parte dos modelos sobre a taxa de câmbio e balança de pagamentos consideravam como endógenos as taxas de câmbio, pois o câmbio era fixo nos países. As expectativas também não eram consideradas nos modelos econômicos. A balança de pagamentos era formada somente por um componente, a conta corrente. Isso ocorria devido aos fluxos internacionais de capitais que eram relativamente menores quando comparados com o valor do comércio internacional. Entretanto, apesar das dificuldades apresentadas por estes modelos iniciais, algumas características estão presentes nos modelos atuais com câmbio flexível.

O modelo considerado precursor dos estudos das relações entre taxa de câmbio e balança comercial segue a abordagem das elasticidades. Utiliza-se da ideia marshalliana em que a taxa de câmbio é o preço que equilibra um mercado com curva de oferta e demanda.

Por conseguinte, segue-se a exposição deste modelo construído por Dornbusch (1975). Tem-se que a demanda por importação e a oferta de exportação dependem apenas dos preços nominais quando medidos em moeda doméstica das importações e exportações. Consequentemente, as funções de demanda serão marshallianas com elasticidade preço negativa. Assim, a equação para demanda local por importações é dada por:

$$M^d = f(P_m) \quad (7)$$

Como já mencionado na seção anterior, $P_m = EP_m^*$, o qual E representa a taxa de câmbio nominal (unidades de moeda nacional por unidades de moeda estrangeira) e P_m^* é o nível de preços das importações locais no exterior. Assim, a paridade do poder de compra é assumida como válida⁴.

A equação de demanda estrangeira pelas importações, ou seja, das exportações domésticas, é definida da seguinte forma:

$$M^{d*} = f(P_x^*) \quad (8)$$

⁴ Para validar a hipótese de Paridade do Poder de Compra deve-se existir uma taxa de câmbio real para equilibrar a economia.

em que M^{d*} é a quantidade que o estrangeiro importa e P_x^* representa o nível das exportações locais em moeda estrangeira. Como anteriormente pode ser definido $P_x^* = P_x/E$, em que P_x é o nível de exportações nacionais em moeda doméstica.

As funções de oferta de exportação podem ser definidas de forma similar as funções de demanda mostradas anteriormente. Em outras palavras, essas funções também só dependerão dos preços nominais.

$$X^s = f(P_x) \quad (9)$$

$$X^{s*} = f(P_m^*) \quad (10)$$

em que X^s e X^{s*} representam, respectivamente, as quantidades da exportação que são ofertadas pelo país local e estrangeiro. Isto posto, pode ser mostrado que as condições de equilíbrio para as importações e exportações são as seguintes:

$$M^d = X^{s*} \quad (11)$$

$$M^{d*} = X^s \quad (12)$$

Considerando as equações (7), (8), (9), (10), se tem a balança comercial em moeda nacional:

$$TB = P_x \cdot X^s - P_m \cdot M^d \quad (13)$$

É importante salientar duas características do câmbio neste modelo. Primeiro, como os bens não transacionáveis são inexistentes, a taxa de câmbio é medida apenas pelos termos de troca. Por fim, qualquer desvalorização nominal também é uma desvalorização real. A justificativa para tal ocorrência é que existe uma hipótese implícita de que os preços domésticos e os estrangeiros são determinados exogenamente.

Outro resultado que foi desenvolvido para a relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial foi a condição de *Marshall Lerner* (ML). De acordo com Kyophilavong *et al.*(2013), entende-se como essa condição quando a balança comercial só terá uma melhora devido a uma desvalorização do câmbio se, e somente se, a soma dos valores absolutos das elasticidades demanda de importações local e externa forem maior que um. Alguns autores consideram essa condição de ML como uma extensão da teoria de elasticidade preço da demanda para o comércio internacional.

Após a depreciação do câmbio real três efeitos ocorrem. O primeiro é o aumento das exportações, pois os bens do país tornam-se relativamente mais baratos no exterior. O segundo efeito é a redução das importações, pois os bens importados ficam relativamente mais caro para o mercado interno, o que diminui a demanda doméstica por estes. Do mesmo modo, como os preços relativos aos bens externos elevou, ocorre uma subida dos custos de importação (a mesma quantidade importada tem um maior valor para ser comprada).

Para a balança comercial ser superavitária, após uma desvalorização da moeda nacional, as exportações devem elevar o suficiente e as importações devem diminuir o suficiente para ser compensado o aumento dos preços das importações. Portanto, quando no longo prazo os preços tornam-se flexíveis haveria um efeito quantidade positivo sobre a balança comercial daquele país. Isso pode ocorrer, pois os consumidores nacionais diminuem sua demanda por produtos importados e consumidores do resto do mundo aumentam a demanda exportada daquele país.

Entretanto, essa balança comercial também terá como efeito negativo o chamado efeito custo, já que os custos relativos das importações cresceram. O efeito líquido sobre a balança comercial pode ser positivo ou negativo depende se o efeito quantidade é maior ou menor do que o efeito custo. Se tiver um efeito quantidade maior do que o efeito custo, então a condição *Marshall Lerner* é satisfeita.

Mesmo com os benefícios citados acima da desvalorização cambial, esta também traz algumas desvantagens para o país onde ela ocorrer. Essa desvalorização pode levar a uma elevação dos preços em moeda doméstica de bens importados, bem como o nível de preço interno. Também irá reduzir o valor dos ativos financeiros e a demanda agregada via o efeito riqueza. Logo, essa desvalorização aumenta o custo da dívida externa do país. Por causa disso, alguns formuladores de política se veem relutantes em aplicar essa política em seus países. (KYOPHILAVONG *et al.*, 2013)

2.3 CURVA J

O conceito de curva J é um tema que começou a ser mais estudado a partir da década de setenta com o estudo de Magee (1973). Este estudo foi feito para analisar os impactos no mercado norte americano após uma desvalorização cambial do dólar. Utilizando a abordagem das elasticidades, o autor não considera os efeitos renda e estabelece a hipótese de que a demanda e a oferta de importações e exportações apenas dependem do preço relativo. Após a

desvalorização cambial, o autor conclui que ocorreram três diferentes períodos. Estes são classificados de acordo com a interferência que os fatores apresentam junto a balança comercial, são eles: contrato de moedas, *pass through* e o ajuste nas quantidades.

O primeiro período, chamado de contrato de moedas, ocorre logo após a adoção da política de desvalorização do câmbio. Nesse momento, os contratos feitos antes da depreciação ainda estão sendo cumpridos. Devido a este cenário os preços e as quantidades estão fixas, assim a depreciação da moeda nacional, aplicada normalmente com o intuito de diminuir um déficit existente, na verdade poderá aumentar ou diminuir o saldo da balança comercial do país dependendo dos contratos que estão em vigor. Por consequência, se o país encontra-se em um horizonte deficitário, a depreciação irá elevar o déficit neste período, pois a maioria dos contratos são feitos em moeda estrangeira para não haver uma perda cambial.

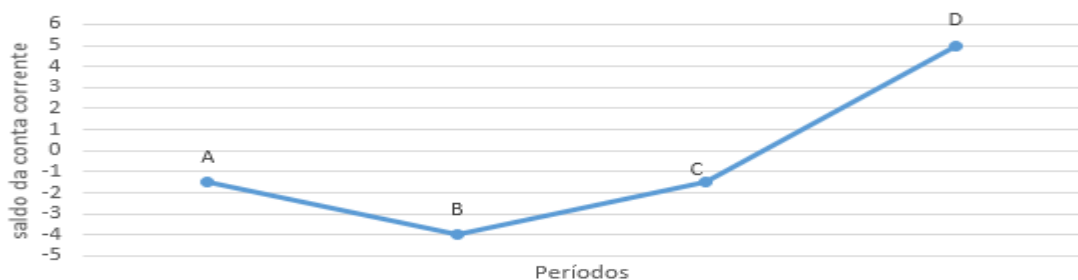
Quando os preços começam a variar devido à depreciação do câmbio, o país estará no cenário de *pass through* (ou repasse). Entretanto, as quantidades exportadas e importadas não sofrem variações devido a inúmeras restrições impostas. Por causa deste cenário, o custo para importar será maior enquanto a quantidade importada não se altera, gerando um aumento no valor das importações totais. Já do lado das exportações, a depreciação cambial faz com que os preços pelos bens nacionais caiam na mesma proporção. É importante destacar que deve ser assumido que os empresários exportadores ajustem os preços em moeda estrangeira de acordo com a depreciação. Semelhantemente como na importação, a demanda por quantidade exportada não irá mudar, o que causa uma diminuição da receita em moeda estrangeira enquanto a receita em moeda nacional continua a mesma. Logo, percebe-se que a balança comercial calculada em moeda local terá uma deterioração semelhante à letra J. No último período ocorre o ajuste dos preços e das quantidades. Considerando a condição de ML válida a balança comercial do país sofrerá uma melhora nesse período.

Neste contexto, pode ser definida como curva J um fenômeno no qual a balança comercial de um país deteriora-se no curto prazo, devido à desvalorização cambial da sua moeda. Todavia, no longo prazo obtém um melhor desempenho, tendo uma curva no formato de uma letra J (Figura 1). Os autores Leonard e Stockman (2001) acreditam que a explicação teórica para a existência da hipótese da curva J é que no curto prazo existe uma relativa rigidez da quantidade importada e exportada em razão de contratos já estabelecidos no comércio do país com os demais. Apropriado a esse fato, uma desvalorização da moeda nacional poderia acarretar no enfraquecimento do saldo das transações correntes da balança comercial no curto prazo. Desse modo, a defasagem observada na resposta do fluxo

comercial, em consequência a mudança na taxa de câmbio estabeleceria um padrão semelhante a letra J no curto prazo.

Para melhor entender a ideia da trajetória de uma curva J é apresentado a Figura 1. Este gráfico mostra a evolução da balança comercial ao longo do tempo em resposta a uma depreciação do câmbio real, com dados hipotéticos, no qual tem-se a trajetória temporal do saldo da conta corrente da balança de pagamentos após uma desvalorização cambial. Neste gráfico, o ponto A representa um déficit inicial da conta corrente, uma das justificativas pode ser a sobrevalorização da moeda nacional. Consequentemente, se essa moeda sofre uma desvalorização, então espera-se que o déficit da conta corrente diminua. Mas em vez o que ocorrerá é um aumento desse déficit até chegar ao ponto B. A parte inferior do gráfico é indispensável para a caracterização do fenômeno da Curva J. Passado um tempo não definido, o déficit presente na balança comercial começa a diminuir, até chegar ao ponto C do gráfico. Neste ponto, o nível é igual ao inicial e, em seguida, o déficit continua negativo até tornar-se positivo. Assim, é descrito uma trajetória similar a letra J. Importante ressaltar que o Gráfico 1 auxilia a justificar o motivo pelo qual a desvalorização cambial não ajusta o déficit no curto prazo.

Figura 1- Trajetória temporal da balança de pagamento em formato de J



Fonte: Elaboração própria.

Normalmente esse efeito de curto prazo não é considerado pelos formadores de políticas públicas em alguns países. Os agentes econômicos esperam que após uma desvalorização da moeda nacional as exportações do país aumentem e suas importações sofram uma ligeira queda. Considerando essa diferença haveria uma melhora na balança comercial. Contudo, por motivo da demora para ajustar contratos já existentes no comércio internacional, ocorre uma defasagem na transmissão da política cambial para a balança comercial e as quantidades de exportações e importações tornam-se temporariamente fixas.

As explicações descritas acima sobre os fatores que causam a curva J são consideradas tradicionais e têm sofrido críticas na literatura recente. A velocidade do ajuste de preço e quantidade após uma depreciação cambial não é o único motivo para a deterioração que ocorre no curto prazo na balança comercial do país.

A hipótese da curva J também pode ser encontrada quando as quantidades e preços possuem total flexibilidade de ajustamento. Nesse cenário, Gerlach (1989) distingue os efeitos de uma desvalorização cambial com uma mobilidade perfeita e imperfeita de capital. O autor conclui que se existir um componente intertemporal na demanda por bens e se os preços se ajustam lentamente a uma mudança cambial, então o fenômeno da curva J pode ocorrer nos dois diferentes cenários econômicos. Portanto, quando os preços em moeda nacional forem maiores para produtos importados a balança comercial tende a melhorar, mas devido o fator intertemporal os consumidores poderão antecipar suas compras futuras dos bens que são importadas, o que poderia levar a uma piora da balança comercial.

A teoria de *hysteresis*⁵ também pode validar a hipótese da curva J. Segundo Teles (2005), para empresários entrarem em um mercado de outro país, existem alguns custos que são irrecuperáveis. Assim, esses agentes econômicos que exportam ou importam preferem esperar para avaliarem se a mudança do câmbio é passageira ou não. Essa hipótese também é explicitada por Dixit (1994) e este afirma que existe um limite no qual a variação do câmbio não pode ser extrapolada, caso contrário os empresários irão mudar suas decisões no comércio internacional. No cenário descrito por essa hipótese, as defasagens para o ajuste não serão definidas no tempo. Assim, será utilizada a variação que existe entre a taxa de câmbio real e a taxa na qual provoca a reação dos empresários do mercado internacional.

No estudo feito para o Brasil a partir da implementação do plano Real até o ano de 2004, Teles (2005) conclui que a taxa de juros afeta a decisão do agente econômico ingressar no mercado internacional e que quanto maior esses juros, menor será o estímulo a exportar. Dessa maneira, se um país quiser utilizar uma política de desvalorização cambial e tiver uma taxa de juros alta, o efeito esperado será reduzido. Segundo o autor, a mudança do regime cambial no Brasil em 1999 alterou o limite exigido pelos empresários para o ingresso no mercado externo. As firmas só entram no novo mercado se câmbio conseguir compensar o risco envolvido na operação. Por conseguinte, assim como a política cambial, uma política monetária também afeta a defasagem justificada pela curva J.

⁵De acordo com Teles (2003) o conceito de *hysteresis* advém da física e na recente literatura tem sido aplicada na economia. Possui o objetivo de explicar como uma mudança na taxa de câmbio de um país pode mover o nível de equilíbrio do setor externo. Essa teoria considera a existência de um custo de entrada em novos mercados que não serão recuperados no futuro, os chamados *sunk costs* para o comércio internacional.

Por fim, Backus *et al.* (1994), utiliza o modelo de ciclo reais de negócios para justificar as consequências na balança comercial após uma variação da taxa de câmbio. O autor utiliza dois países onde as mudanças nos termos de troca são consequências de choques de produtividade. Na primeira etapa, um choque positivo na produtividade produz uma consequência da elevação dos bens de investimento que são importados. Por consequência, a balança comercial torna-se deficitária. Após um tempo, o novo nível de produtividade fica compatível com o estoque de capital do país, o que dissipa o *boom* das importações dos bens de capital e torna a balança comercial superavitária. Esses cenários configuram um comportamento similar ao da curva J.

Assim, na área de economia internacional a curva J tem sido cada vez mais utilizada para explicar a relação que existe entre a taxa de câmbio e a balança comercial. Por outro lado, segundo Kyophilavong *et al.*(2013), para países em desenvolvimento em que ocorre o controle da taxa de câmbio pelo banco central, a curva J não seria consistente. Para esses autores a estabilidade da taxa de câmbio deveria torna-se uma das questões mais importantes para os países em desenvolvimento.

2.3.1 Resultados de casos empíricos

O fenômeno da curva J tem sido objeto de vários estudos empíricos contemporâneos. Os considerados mais relevantes para este trabalho serão expostos nesta seção.

Como já dito antes, os estudos que utilizam o método de abordagem ARDL podem ainda apresentar um certo tipo de divisão, utilizando dados agregados ou desagregados. Utilizando os dados do tipo agregados tem-se que Bahmani-Oskooee *et al.* (2005) não encontraram nenhuma evidência da curva J para o caso aplicado à Austrália, em um período com dados trimestrais entre os anos de 1973 a 2001. Importante ressaltar que neste trabalho foi usada uma taxa de câmbio real para o dólar australiano. Apenas três dos seus vinte e três parceiros comerciais apresentaram efeitos de longo prazo e o curto de prazo não se mostrou estatisticamente significativo.

De forma semelhante, Bahmani-Oskooee e Radha (2007), com dados trimestrais entre os anos de 1980 e 2005, demonstraram que para a Suécia quatorze dos seus dezessete principais parceiros comerciais possui efeitos significativos de curto prazo. Entretanto, muitos países possuem os efeitos de longo prazo, o que demonstra que uma desvalorização cambial reduz o saldo da balança comercial. No entanto, Bahmani-Oskooee *et al.* (2006) utilizaram

além de dados agregados também dados bilaterais entre o Reino Unido e seus vinte principais parceiros. Os autores, para o curto prazo não encontram evidências para a hipótese da curva-J, enquanto no longo prazo apenas a relação do Reino Unido com cinco parceiros comerciais a taxa de câmbio apresentou um impacto significativo na balança comercial entre o período de 1973 a 2001. Quando Bahmani-Oskooee *et al.*(2008) analisaram o comércio dos vinte principais parceiros e o Canadá, cinco destes encaixaram-se na definição de curva J.

No caso brasileiro, Moura e Silva (2005) chegaram à conclusão de que são inexistentes as evidências para a curva J no comércio brasileiro com o resto do mundo, para o período de janeiro de 1990 a dezembro de 2003. Os autores afirmam que não existiu espaço para uma dinâmica de curto prazo após a desvalorização cambial no país, ou seja, a balança comercial melhora após uma depreciação da taxa de câmbio real. Moura e Silva (2005) usaram funções de impulso-resposta para ambos os modelos lineares e não lineares. Não há curva J e condição Marshall-Lerner (ML) segura no estudo. A balança comercial brasileira melhora na sequência da depreciação da taxa de câmbio.

Marçal *et al.*(2009) investigaram uma provável relação estável entre a taxa de câmbio real e o saldo comercial do Brasil e seus principais parceiros entre os anos de 1980 e 2004, utilizando cointegração multivariada proposta por Johansen. Os autores também utilizaram dados do tipo agregado para o estudo. O trabalho de Marçal *et al.*(2009) conclui não ser possível afirmar a existência da curva J no saldo comercial devido à falta de evidência de efeitos no curto prazo. Por outro lado, os autores afirmam que no longo prazo existe uma relação estável entre a taxa de câmbio real e o saldo comercial brasileiro.

Nesses dois trabalhos que tratam acerca da economia brasileira, observa-se que os autores tratam do fluxo comercial do Brasil com o resto do mundo sob uma perspectiva de abordagem agregada. Logo, podem apresentar um possível problema de viés de agregação como apontado por Bahmani-Oskooee e Goswami (2006).

Em alguns estudos mais recentes, ainda com a abordagem de dados agregados, apresentam resultados divergentes. Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015) utilizaram a abordagem ARDL linear e não linear e analisaram países como Canadá, China, Japão e Estados Unidos (EUA) com dados trimestrais entre os anos de 1971 a 2013. Os autores encontraram evidências que, quando o processo linear de ajuste é usado, a hipótese da curva J pode ser justificada para os EUA. Por outro lado, os autores também reportam que os efeitos da variação cambial sobre a balança comercial dos países citados são assimétricos. Destaca-se que o estudo aplicado ao Laos no período de 1993 a 2010 com dados trimestrais, Kyophilavong *et al.* (2013) também se utilizam da abordagem ARDL e comprovam a

existência do fenômeno da Curva J. Os autores ainda apoiam uma política flexível para o câmbio doméstico do Laos.

Os estudos que optam pelos dados agregados e usam a cointegração não encontram fortes evidências para que seja comprovado o fenômeno da curva J. Isso ocorre pois, com frequência as indústrias comportam-se de maneiras diferentes também. Os dados da forma agregada podem de alguma forma esconder informações importantes e movimentos significativos dentro de um subconjunto dos dados. Por exemplo, em um fluxo bilateral pode um lado mostrar resultados positivos, enquanto o outro pode mostra-se negativo e, quando combinados os efeitos, essas repostas podem se anularem levando a um efeito sem significância. Assim, uma desagregação dos dados de fluxo comercial pode fornecer maiores evidências para a presença ou não da curva J em determinados setores da economia do país em questão (BAHMANI-OSKOOEE; HEGERTY, 2010).

Dentre os trabalhos empíricos em que o fenômeno da curva J foi abordado em uma análise com dados desagregados, tem-se dois estudos para os EUA. Bahmani-Oskooee e Brooks (1999) investigam a validade da curva para os EUA com os seus principais seis parceiros, são eles: Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão e Reino Unido. Período selecionado foi entre os anos de 1973 a 1996 e utilizaram de uma taxa de câmbio real. Enquanto Bahmani-Oskooee e Ratha (2004) realizaram o mesmo estudo, porém para os anos de 1975 a 2000 e com os principais dezoito parceiros comerciais do país. Os autores concluíram que não existem evidências da existência da hipótese da curva J entre o comércio entre os EUA e os países em análise. Em contrapartida, os resultados para o longo prazo evidenciaram que conserva-se uma relação entre a desvalorização da moeda doméstica e a melhora da balança comercial do país. Os autores se colocam não habilitados a sustentar qualquer hipótese sobre a curva J no curto prazo.

Bahmani-Oskooee e Wang (2006) também utilizaram de dados desagregados para testar os efeitos de curto e longo prazo para uma depreciação real do RMB (Renmimbi – moeda chinesa) em um nível bilateral entre a China e seus treze principais parceiros comerciais. Assim, os autores mostraram que os resultados foram pouco significativos estatisticamente aplicados a China e os principais parceiros comerciais, no período trimestral entre os anos de 1983 a 2001. Somente com quatro parceiros é que se verificou a existência de relação positiva de longo prazo entre a balança comercial e desvalorização cambial. Portanto, não foi observado uma curva no formato de J para uma desvalorização cambial chinesa. Concluíram que a desvalorização real do RMB frente ao dólar gera efeitos de longo prazo favoráveis sobre a balança comercial da China.

Ainda considerando essa abordagem desagregada, Bahmani-Oskooe e Goswami (2003) procuraram por evidências no fluxo comercial de curto e longo prazo o impacto causado pela depreciação real do iene sobre a balança comercial do Japão e seus nove principais parceiros durante os trimestres dos anos de 1973 a 1998. Foi usado a metodologia ARDL neste trabalho. Os autores chegaram à conclusão que apenas a relação comercial do Japão com a Alemanha e Itália possuía evidências para a confirmação da hipótese da curva J. Já as demais relações comerciais não apresentaram nenhum padrão específico. O efeito de longo prazo, gerado pela depreciação do iene em relação ao dólar, causou a melhora da balança comercial japonesa apenas com o relacionamento do Japão com o Canadá, Reino Unido e EUA. Bahmani-Oskooe e Goswami (2003) acreditam que essa falta de relação significativa existente entre o iene e a balança comercial do Japão pode ser devido a políticas de preços das empresas japonesas. Para manterem suas quotas no mercado japonês as empresas costumavam ajustar os seus preços para compensar o movimento da taxa de câmbio.

Para países que não são considerados como desenvolvidos, Arora *et al.* (2003) analisaram a Índia e seus sete maiores parceiros no comércio e Durmaz (2015) realizou um trabalho para a Turquia. No caso da Índia não foi encontrada nenhuma evidência que justifica a existência da curva J. Já para a Turquia, entre os anos de 1990 a 2012 com dados em nível desagregados e utilizando a metodologia ARDL, os resultados empíricos mostraram uma fraca justificativa para a hipótese da curva J. No entanto, a depreciação real da moeda turca é vantajosa para onze indústrias que estão no setor de manufatura, tanto de insumos intermediários e finais. Assim, o autor concluiu que não é eficaz o uso de política cambial para gerar um superávit na balança comercial e sustentar o crescimento econômico do país.

Pode-se perceber que os estudos citados acima evidenciam com mais facilidade a relação de longo prazo entre o câmbio e a balança comercial do que a relação de curto prazo (fenômeno da curva J). Por outro lado, essas análises não apresentam o problema do viés de agregação.

Para a economia brasileira com dados desagregados tem-se o trabalho de Scalco *et al.* (2012) entre os anos de 1994 a 2007. Os autores procuram analisar os efeitos de curto e longo prazo de choques realizados na taxa de câmbio real sobre a balança comercial agropecuária do país, após a implementação do Plano Real. Foi encontrado um resultado de longo prazo plausível com a condição de *Marshall-Lerner* (ML). Pode-se dizer que no longo prazo o efeito do volume supera o efeito do preço nas exportações e importações, assim aumentando a balança comercial. Já no curto prazo a hipótese da curva J foi rejeitada. Scalco *et al.* (2012)

concluiu que as políticas de desvalorizações cambiais reais gerarão efeitos positivos sobre as exportações do setor agropecuário brasileiro no curto e no longo prazo.

O Quadro 1 apresenta um resumo dos principais autores que abordaram o conceito da curva J e se apresentaram a validação dessa hipótese.

QUADRO 1- Evidências empíricas da Curva J

Autor	Título	Agregação	País analisado pelo trabalho	Resultado Curva J
Bahmani-Oskooee <i>et al.</i> (2005)	The bilateral J-curve: Australia versus her 23 trading partners	Agregado	Austrália	Não
Bahmani-Oskooee e Radha (2007)	The bilateral J-curve: Sweden versus her 17 major trading partners	Agregado	Suécia	Sim, para 14 parceiros
Bahmani-Oskooee <i>et al.</i> (2006)	Bilateral J-curve between the UK vis-à-vis her major trading partners	Agregado	Reino Unido	Não
Bahmani-Oskooee <i>et al.</i> (2008)	The bilateral J-curve: Canada versus her 20 trading partners	Agregado	Canada	Sim, para 5 parceiros
Moura e Silva (2005)	Is there a Brazilian J-curve?	Agregado	Brasil	Não
Marçal <i>et al.</i> (2009)	Saldos comerciais e taxa de câmbio real: uma nova análise do caso brasileiro	Agregado	Brasil	Não
Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015)	Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve	Agregado	Canada, China, Japão e EUA	Sim, para os EUA

Kyophilavong <i>et al.</i> (2013)	Does J-curve phenomenon exist in case of Laos? An ARDL approach	Agregado	Laos	Não
Bahmani-Oskooee e Brooks (1999)	Bilateral J-curve between the U.S. and her trading partners	Desagregado	EUA	Não
Bahmani-Oskooee e Ratha (2004)	The J-curve dynamics of U.S. bilateral trades	Desagregado	EUA	Não
Bahmani-Oskooee e Wang (2006)	The J Curve: China versus her trading partners	Desagregado	China	Não
Bahmani-Oskooee Goswami (2003)	A disaggregated approach to test the J-Curve phenomenon: Japan versus her major trading partners	Desagregado	Japão	Sim, para 2 parceiros
Arora <i>et al.</i> (2003)	Bilateral J-curve between India and her trading partners	Desagregado	Índia	Não
Durmaz (2015)	Industry level J-curve in Turkey	Desagregado	Turquia	Não
Scalco <i>et al.</i> (2012)	Choques na taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial agropecuária brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007	Desagregado	Brasil	Não

Fonte: Elaboração própria

Como retratados na Quadro 1, os trabalhos mais recentes e relevantes para a literatura, pode-se dizer que esta investigação tem como objetivo preencher o *gap* existente sobre o estudo na curva J na economia brasileira. Foram encontrados poucos trabalhos em que este tema foi tratado para o Brasil. Nos trabalhos existentes a análise se constituía de poucos setores ou muita das vezes apenas para determinados setores. Desse modo, este estudo utilizou a abordagem de cointegração via modelos ARDL, que será apresentada no próximo capítulo, para verificar a validade da curva J. Para isto, a investigação foi feita para cada setor comercial com representação de 1% ou mais do fluxo comercial existente na relação bilateral do Brasil com União Europeia, Estados Unidos e Mercosul.

Portanto, esta dissertação fez uma exploração dos setores mais importantes da economia brasileira e como estes são influenciadas pela hipótese da curva J. Logo, os formuladores de políticas públicas poderão analisar melhor os impactos do câmbio real sobre a balança comercial do país.

3 METODOLOGIA

Os estudos empíricos feitos sobre a hipótese da curva J podem empregar as metodologias de vetor auto regressivo (VAR) ou o ARDL (modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída). Os dois métodos verificam se ocorre cointegração entre as variáveis. Normalmente a metodologia mais utilizada é o ARDL, pois esta consegue abordar o efeito curva J sem apresentar dois problemas que o VAR pode gerar com mais frequência. Estes problemas são os seguintes: as variáveis podem apresentar diferentes ordens de integração. Por exemplo, algumas variáveis, como a taxa de câmbio real, podem ser estacionárias caso a paridade do poder de compra seja válida, enquanto a variável renda pode ser não estacionária. Isso poderia ser um problema, pois em uma abordagem de cointegração tipo Johansen baseada em VAR precisa-se que todas as variáveis tenham a mesma ordem de integração, no caso I(1). O segundo problema ocorre quando as dinâmicas de curto e longo prazo podem não ser captadas com sucesso, já que são necessários inúmeros passos para que se obtenha um modelo de correção de erros (VECM). Por outro lado, a abordagem de cointegração via modelos ARDL não apresentariam estes problemas relatados (BAHMANI-OSKOOEE; HEGERTY, 2010).

Para analisar a influência da desvalorização da taxa de câmbio sobre a balança comercial brasileira com relação aos seus parceiros comerciais, levando em conta os produtos desagregados, utilizou-se o modelo de cointegração de Pesaran *et al.* (2001), o qual permite o emprego de um mix de variáveis I(0) e I(1), ou seja, exige apenas que as variáveis presentes no modelo sejam de ordem de integração menor que dois.

Com relação ao modelo teórico para a relação entre balança comercial e câmbio, o presente estudo está baseado em Rose e Yellen (1989) e Rose (1990). Estes trabalhos forneceram uma definição a tradicional explicação da hipótese da curva J. Os autores afirmam que o modelo mais utilizado para o comércio internacional é o de substitutos imperfeitos. Entretanto, esse modelo não é utilizado por eles pois apresenta características intrínsecas indesejáveis. Com tal característica, o modelo de substitutos perfeitos é usado como *benchmark*.

Esse modelo considera o comércio entre dois países e também as seguintes funções de demanda marshalliana.

$$D_m = D_m(Y, P_m) \quad (14)$$

$$D_m^* = D_m^*(Y^*, P_m^*) \quad (15)$$

É assumido que o volume demandado pela economia doméstica de produtos importados depende positivamente da renda real nacional e negativamente do preço relativo dos bens importados. Nas equações (14) e (15) D_m e D_m^* representam a quantidade de mercadorias importadas pelo próprio país e pelo país estrangeiro. Tem-se que Y e Y^* é o nível de rendimento real interno e externo. Já P_m e P_m^* são o preço dos bens importados em moeda nacional e o preço dos importados em moeda estrangeira respectivamente.

As funções de ofertas de exportações são dadas por:

$$S_x = (P_x) \quad (16)$$

$$S_x^* = S_x^*(P_x^*) \quad (17)$$

Esse é um modelo simples que representa um mundo de perfeita competição, em que a oferta de produtos em cada país depende positivamente do preço relativo dos bens exportáveis. Nas equações (16) e (17) tem-se que S_x e S_x^* são as ofertas domésticas e estrangeiras dos bens exportáveis, respectivamente. P_x é o preço relativo do país de origem dos bens exportáveis, já P_x^* representa o preço em moeda estrangeira dos produtos exportáveis.

Pode-se expressar o preço relativo nacional das importações e o preço relativo das importações no exterior, respectivamente como:

$$P_m = E \cdot \frac{P_x^*}{P} = \left(E \cdot \frac{P^*}{P} \right) \cdot \left(\frac{P_x^*}{P^*} \right) = RE \cdot P_x^* \quad (18)$$

$$P_m^* = P_x / RE \quad (19)$$

no qual E representa a taxa de câmbio nominal, e RE é a taxa de câmbio real, definida como $RE = E \cdot P^* / P$.

Em uma situação de equilíbrio, as quantidades transacionadas e os preços relativos dos bens exportados são determinados pelas seguintes igualdades:

$$D_m = S_x^* \text{ e } D_m^* = S_x \quad (20)$$

Assim, o valor da balança comercial do país em análise em termos reais, ou seja, as produções internas, é o valor das exportações líquidas em moeda doméstica dividido por P . Esse saldo da balança será representado por TB .

$$TB = P_x \cdot D_m^* - RE \cdot P_x^* \cdot D_m \quad (21)$$

As equações de (14) a (20) podem ser resolvidas para o nível de importações e exportações nacionais e as taxas de preços relativas, P_x e P_x^* como função de Y , Y^* e RE . Desse modo, segundo Rose e Yellen (1989), TB pode ser reescrito em uma forma parcial reduzida. Em outras palavras, uma equação derivada a partir de um conjunto de equações estruturais parcialmente resolvidas:

$$TB = TB(RE, Y, Y^*) \quad (22)$$

Na equação (22) tem-se que os sinais esperados para as variáveis que a balança comercial depende são os seguintes: câmbio real teria um efeito positivo sob TB . No caso da renda interna o efeito esperado seria negativo, enquanto o da renda externa seria positivo.

Assim, o efeito de uma depreciação da taxa de câmbio real sobre a balança comercial de um país depende do sinal da derivada parcial de TB em relação a RE . Então tem-se:

$$\frac{dT B}{dRE} = D_m^* \cdot P_x \left[(1 + \varepsilon) \cdot \frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} \right] - RE \cdot D_m \cdot P_x^* \left[(1 - \eta) \cdot \frac{\varepsilon^*}{\eta + \varepsilon^*} \right] > 0 \quad (23)$$

no qual η (η^*) representam os valores absolutos da elasticidade preço-demanda, respectivamente, interno e externo. Enquanto, ε (ε^*) denotam os valores absolutos das elasticidades preço-oferta, também respectivamente, doméstico e externo.

Para Rose e Yellen (1989), a curva J pode ser definida como uma combinação de uma derivada negativa no curto prazo e uma derivada positiva no longo prazo. Um cenário típico de curva J seria começar com uma depreciação cambial que eleva os preços doméstico de bens importados, pois os preços de produtos exportados em moeda nacional são mais inelásticos. Assim a taxa de câmbio real, RE , sobe enquanto P_x e P_x^* permanecem fixos na equação (21). Ocorre apenas um pequeno impacto imediato sobre o volume de fluxo comercial, ou seja, D_m e D_m^* sofrem uma pequena alteração. Por conseguinte, o valor das exportações ($P_x \cdot D_m^*$) cresce ligeiramente, enquanto o valor das importações ($RE \cdot P_x^* D_m^*$) eleva substancialmente devido ao aumento do custo de uma quantidade inalterada dos produtos importados.

Como consequência, tem-se que a balança comercial, em termos reais, sofre uma deterioração no curto prazo. Esse fato baseia-se na pressuposição de que é grande a elasticidade da oferta de exportação e é baixa a elasticidade da demanda por importação no curto prazo.

Na medida em que o tempo passa, o aumento do preço das importações, eventualmente, diminui o volume de produtos importados. No longo prazo, o volume

exportado tende a aumentar, pois a elasticidade preço da demanda estrangeira é maior no longo prazo. Dessa maneira, embora inicialmente uma desvalorização cambial tenha um impacto negativo na balança comercial real. Esse efeito será invertido com o passar do tempo, levando à um efeito positivo, cumulativamente. Desse modo, o gráfico que ilustra a resposta da balança comercial equilibrada ao longo do tempo, tendo ocorrido uma depreciação real do câmbio, assemelha-se com a letra J.

3.1 MODELO PARA A BALANÇA COMERCIAL

Seguindo Rose e Yellen (1989), Rose (1990), Durmaz (2015) e como visto na seção anterior consegue-se identificar que renda, renda externa e taxa de câmbio real são os principais determinantes para a balança comercial de cada país. Dessa forma, a forma reduzida para a balança comercial empregada será:

$$TB = f(Y, Y^*, RE), \quad RE = E \left(\frac{P^*}{P} \right) \quad (24)$$

em que TB é a balança comercial; Y é a renda doméstica e Y^* a renda externa; RE representa a taxa de câmbio real entre os países e E é a taxa nominal do câmbio. Também em semelhança com a seção anterior, o P^* e P representam os níveis de preços externos e internos, respectivamente.

De acordo com a literatura foi adotado neste trabalho a seguinte especificação do modelo:

$$\ln TB_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{T,t} + \beta_2 \ln Y_t^* + \beta_3 \ln RE_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

As variáveis utilizadas na equação (25) estão todas em logarítmicos naturais. A variável dependente TB_i é a medida da balança comercial, definida como a razão entre exportações e importações de um determinado setor. Segundo Bahamani-Oskooee (1991), essa relação mensura a balança comercial em termos nominais e reais. A escolha para a medida de a balança comercial ser feita com a divisão de exportações pelas importações é devido a definição da taxa de câmbio real, no caso número de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira. No conceito aplicado para a validação da curva J um aumento da taxa de câmbio real reflete uma depreciação real.

Ainda na equação (25), Y_t é a renda doméstica no qual foi utilizada o índice de produção industrial do Brasil como uma *proxy* dessa variável. Quando a renda interna crescer,

as importações também irão elevar. Portanto, espera-se um sinal negativo para β_1 . Contudo, se a renda externa (Y^*) aumentar o que tende a ampliar também são as exportações. O sinal esperado para β_2 é positivo. Finalmente, RE_t representa a taxa de câmbio real do Brasil com cada parceiro comercial. Conseqüentemente, uma depreciação do Real em relação a outras moedas gera um encolhimento das importações brasileiras, ou seja, um aumento do saldo da balança comercial. Devido a isto o sinal esperado para β_3 é positivo.

Modelos como o da equação (25), o qual não existem variáveis defasadas, são considerados modelos de longo prazo. Representa a relação de longo prazo entre o nível de renda, a taxa de câmbio real e a balança comercial de um país. Assim, o modelo é o reflexo das variáveis exógenas sob a balança comercial com o passar do tempo, quando é considerado já o longo prazo.

Uma vez que a equação (25) representa uma relação de longo prazo, esta não pode ser usada para testar a existência da curva J. A curva J precisa de uma equação de curto e longo prazo.

Assim, a curva J é normalmente especificada em um formato de correção de erros que captura a velocidade do ajustamento, como segue:

$$\Delta \ln TB_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_1 \Delta \ln TB_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_2 \Delta \ln Y_{T,t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_3 \Delta \ln Y_{t-i}^* + \sum_{i=1}^n \alpha_4 \Delta \ln RE_{t-i} + \alpha_5 \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (26)$$

As variáveis da equação (26) já foram definidas anteriormente. Apenas Δ representa a mudança na variável e ε_{t-1} está um período defasado e é estimado pela equação (25). Quando existir um choque no sistema, o estimador α_5 indica a velocidade do ajustamento até ser atingido o equilíbrio. Então, como as variáveis são para o ajuste de equilíbrio no longo prazo, o sinal esperado de α_5 é negativo e significativo.

3.2 METODOLOGIA ECONOMETRICA – O MODELO ARDL

Um dos requisitos para o método de cointegração de Engle e Granger (1987), como já dito anteriormente, é que as variáveis somente serão integradas se possuírem a mesma ordem. Não obstante, pode ocorrer de variáveis não possuírem a mesma ordem. Assim, segundo Pesaran *et al.* (2001) a abordagem Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) contornaria este problema ao admitir variáveis com diferentes ordens de integração, no caso ordem de integração I(0) e I(1). Os autores resolveram a equação (25) para o erro ε e a solução foi feita com a defasagem de um período:

$$\varepsilon_{t-1} = LnTB_{t-1} - \beta_1 LnY_{t-1} - \beta_2 LnY_{t-1}^* - \beta_3 LnRE_{t-1} \quad (27)$$

Em seguida deve ser substituído o ε_{t-1} da equação (26) pelo lado esquerdo da equação (20). Em outras palavras, tem-se a combinação linear das variáveis defasadas:

$$\begin{aligned} \Delta LnTB_{i,t} = & \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_{1,i} \Delta LnTB_{t-i} + \sum_{i=0}^l \delta_2 \Delta LnY_{T,t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_3 \Delta LnY_{t-i}^* \\ & + \sum_{i=0}^n \delta_4 \Delta LnRE_{t-1} + \gamma_1 LnTB_{i,t-1} + \gamma_2 LnY_{t,t-1} \\ & + \gamma_3 LnY_{t-1}^* + \gamma_4 LnRE_{t-1} + \mu_{i,t} \quad (28) \end{aligned}$$

A especificação descrita pela a equação (28) possui algumas vantagens em relação ao modelo de Engle e Granger (1987). A primeira vantagem é que os efeitos de curto e longo prazo que todas as variáveis possuem sob a balança comercial estão estimados em apenas uma etapa, aplicando OLS na equação (28). Para o curto prazo, os efeitos são incorporados nas estimativas dos coeficientes das variáveis em primeira diferença, pelos coeficientes δ_2 , δ_3 , δ_4 . Enquanto os efeitos de longo prazo são medidos pelos coeficientes γ_2 , γ_3 , γ_4 . Estes últimos estão normalizados em γ_1 . O processo de normalização envolve que a estimativa do componente de correção de erros da equação (28) seja igual a zero. Como pode ser observado na seguinte equação:

$$\widehat{\gamma}_1 LnTB_{i,t-1} + \widehat{\gamma}_2 LnY_{t,t-1} + \widehat{\gamma}_3 LnY_{t-1}^* + \widehat{\gamma}_4 LnRE_{t-1} = 0 \quad (29)$$

Resolvendo a equação (22) para $LnTB_{i,t-1}$ obtém-se a seguinte expressão:

$$LnTB_{i,t-1} = -\frac{\widehat{\gamma}_2 LnY_{t,t-1}}{\widehat{\gamma}_1} - \frac{\widehat{\gamma}_3 LnY_{t-1}^*}{\widehat{\gamma}_1} - \frac{\widehat{\gamma}_4 LnRE_{t-1}}{\widehat{\gamma}_1} \quad (30)$$

Para avaliar a significâncias dos coeficientes de longo prazo que foram normalizados é preciso calcular os seus erros padrões e, em seguida, as estatísticas t. Assim, deve-se apontar a razão entre os erros padrões dos dois coeficientes, como mostrado na equação (30). Esses erros padrão são calculados por meio da técnica não linear dos mínimos quadrados.

A validação dos coeficientes de longo prazo ocorre quando a cointegração é estabelecida. A aplicação do teste F de significância conjunta para as variáveis defasadas da equação (28) é sugerido por Pesaran *et al.* (2001). Este fato é equivalente a testar a significância do termo de erro defasado, ε_{t-1} , presente na equação (26) sob a abordagem de

Engle e Granger (1987). Em vista disso, Pesaran *et al.* (2001) calculam novos valores críticos para o teste F. Para todas as variáveis que forem de ordem de integração I(0) os autores produzem um valor crítico com limite inferior e as variáveis que apresentarem uma ordem I(1) o valor crítico apresentado é com limite superior.

Os autores ainda argumentam que o valor crítico com limite superior pode ser utilizado em determinados modelos no qual é apresentada variáveis com ordem I(0) e I(1), essa é a segunda vantagem deste modelo. Por fim, a terceira vantagem observada neste método, segundo Panapoulou e Pittis (2004), é que essa abordagem apresenta-se melhor do que outros métodos de cointegração para pequenas amostras.

A definição tradicional para a curva J e seus primeiros testes empíricos baseou em estimativas de coeficientes de curto prazo. No entanto, como já descrito neste trabalho, Rose e Yellen (1989) forneceram um conceito alternativo para a curva J, em outras palavras, para esses autores a deterioração da balança comercial no curto prazo era combinada com a sua melhoria no longo prazo. Contudo, no longo prazo os coeficientes podem mostrar-se insignificantes também. Uma justificativa para a insignificância desses coeficientes no longo prazo pode ser que a taxa de câmbio possui efeitos assimétricos sob a balança comercial.

Alguns trabalhos recentes abordam esse efeito assimétrico do câmbio e decompõe a taxa de câmbio real em negativo e positivo, da seguinte maneira: (BAHAMANI-OSKOOEE; FARIDITAVANA, 2014; BAHAMANI-OSKOOEE; BAHAMANI, 2015; VERHEYEN, 2013; DELATTE; LOPES-VILLAVICENCIO, 2012)

$$LnR = LnRE_0 + LnRE_t^+ + LnRE_t^- \quad (31)$$

Nesse caso, $LnRE_t^+$ e $LnRE_t^-$ são os processos da soma parcial de alterações positivas e negativas no logaritmo da taxa de câmbio real. Esses processos são detalhados a seguir:

$$POS = LnRE_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta LnRE_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta LnRE_j, 0) \quad (32)$$

$$NEG = LnRE_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta LnRE_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta LnRE_j, 0) \quad (33)$$

Baseado em Shin *et al.* (2014), foi feita a substituição da variável $LnRE$ na equação (28) pelas as duas novas variáveis descrita acima (POS e NEG). O resultado é um outro modelo ARDL descrito pela seguinte equação:

$$\begin{aligned}
\Delta \text{LnTB}_{i,t} = & \beta'_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1,i}' \Delta \text{LnTB}_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_2' \Delta \text{LnY}_{T,t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_3' \Delta \text{LnY}_{t-i}^* \\
& + \sum_{i=0}^n \beta_4' \Delta \text{POS}_{t-i} + \sum_{i=0}^o \beta_5' \Delta \text{NEG}_{t-i} + \theta_1 \text{LnTB}_{i,t-1} + \theta_2 \text{LnY}_{t,t-1} \\
& + \theta_3 \text{LnY}_{t-1}^* + \theta_4 \text{POS}_{t-1} + \theta_5 \text{NEG}_{t-1} + \varphi_{i,t} \quad (34)
\end{aligned}$$

A equação (34) é denominada de modelo não linear ARDL de acordo com Shin *et al.* (2014). A não linearidade foi construída a partir das duas novas somas parciais introduzidas no modelo, POS e NEG. Os mesmos autores também demonstram que o mesmo procedimento é utilizado para estimar o modelo de Pesaran *et al.* (2001). Assim, o modelo ARDL da forma linear de Pesaran *et al.* (2001) pode ser empregado para estimar o modelo ARDL não linear.

Uma vez que a equação (34) for estimada pode-se analisar se as mudanças na taxa de câmbio têm efeitos simétricos ou assimétricos. Se as duas somas parciais carregarem o mesmo sinal no coeficiente e mesmo tamanho, os efeitos serão considerados simétricos. No entanto, caso ocorra o contrário, os efeitos serão assimétricos. No caso de um cenário que ocorra efeitos assimétricos, a deterioração do curto prazo da balança comercial combinado com um coeficiente significativo, positivo e normalizado da variável NEG é uma justificativa para a validação da curva J. Neste trabalho foi estimado o modelo ARDL linear (equação 28) e o modelo ARDL não linear (equação 34) para os principais setores da pauta do comércio do Brasil com os seus principais parceiros.

3.3 BANCO DE DADOS

Os dados utilizados neste trabalho têm a periodicidade mensal com início em janeiro de 1999 e término em outubro de 2015. Assim, são um total de 202 observações. As variáveis empregadas são a razão ente exportações e importações (para representar a balança comercial), a taxa de câmbio real, e o índice de produção industrial do Brasil e dos seus principais parceiros como uma *proxy* do PIB dos mesmos.

Os dados para exportações e importações brasileiras agregados a dois dígitos do Sistema Harmonizado – SH, foram obtidos mediante ao uso do sistema AliceWeb da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e comércio

Exterior (MDIC/Secex). De acordo com Vasconcelos (2003), a definição de indústria/setor pode se perder caso os dados utilizados forem muito agregados, o que poderia levar a uma estimação errônea dos resultados e até mesmo a uma avaliação equivocada sobre a curva J. Em contrapartida, se os dados estiverem muito desagregados pode ocorrer uma subestimação, o que também mudaria a investigação da hipótese da curva J. Portanto, foi definido o uso dos dados agregados apenas a dois dígitos do SH.

A seleção dos setores investigados neste trabalho consistiu dos levantamentos dos setores com maior representatividade para o fluxo de comércio, ou seja, os setores que apresentaram fluxo de comércio (exportações mais importações) do Brasil com cada parceiro comercial maiores que 1% do fluxo total para os últimos seis anos da amostra. Por exemplo, os vinte setores investigados para o comércio do Brasil com a União Europeia representam aproximadamente 80% do fluxo comercial (vide APÊNDICE A). Todas as tabelas com a representatividades dos setores no fluxo comercial total de cada relação bilateral do Brasil encontra-se no Apêndice deste trabalho.

Na seleção dos dados para serem utilizados neste trabalho, encontrou-se inconsistência e discrepância com os dados de comércio entre Brasil e a China. Os setores selecionados com participação de 1% ou maior no fluxo total de comércio, apresentaram valores no qual existia uma disparidade entre exportações e importações. Diversos capítulos do SH tiveram importações zeradas. Portanto não sendo possível a construção da balança comercial (exportações/importações). Devido a estes fatores, não foi considerado para este trabalho a China mesmo esta sendo uma das principais parceiras comerciais do Brasil.

Com relação a taxa de câmbio, foram construídos a partir da série nominal retirada do *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional - IFS/FMI (FMI, 2016). Este trabalho utiliza para cada parceiro comercial uma determinada taxa de câmbio. Isto posto, foi construído uma série mensal e base 2010 =100 para o câmbio do real em relação ao dólar, em relação ao euro e em relação ao peso argentino.

Para o nível de renda externa e interna, como tem-se uma periodicidade mensal foi utilizado o índice de produção industrial dos Estados Unidos, da União Europeia, da Argentina como *proxy* para a renda do MERCOSUL, e do Brasil. Esses dados foram obtidos no banco de dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico – OCDE (OCDE, 2016).

De acordo com Bahmani-Oskoe (1991), Bahmani-Oskoe e Alse (1994), Bahmani-Oskoe e Kantipong (2001), Antonucci (2003), a balança comercial dos setores analisados pode ser construída como a razão exportações/importações. Uma das explicações para este

fato é que a partir deste índice consegue-se expressar a balança comercial em logaritmo (BRADA; KUTAN; ZHOU, 1997), pois a primeira diferença das variáveis reflete a taxa de variação destas. A segunda vantagem na utilização desse índice é a sua invariância a alterações nas unidades de medida. Por fim, quando a balança comercial é representada como a diferença entre as exportações e importações é preciso utilizar um deflator para a obtenção da balança comercial real. Em vista disso, essa medida ficaria sensível ao deflator utilizado. Conseqüentemente, o índice utilizado neste trabalho resolve o problema, já que independe de um fator de deflação.

4 RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados os resultados obtidos dos modelos lineares e não lineares bem como a análise destes. As equações (28) e (34) foram estimadas para cada capítulo do sistema harmonizado selecionado do comércio entre Brasil e os parceiros comerciais. Com o objetivo de entender o processo de resposta da balança comercial dos setores mais representativos do comércio brasileiro, analisou-se as alterações destas em resposta às variações cambiais tanto em uma abordagem linear quanto não linear. Por fim, procurou-se identificar em quais setores consegue-se validar a hipótese de curva J.

A primeira relação bilateral analisada foi entre o Brasil e a União Europeia. Como primeiro passo, foi verificado da ordem de integração das variáveis do modelo empregada. Como visto na seção 2.2, segundo Pesaran *et al.* (2001) o modelo de cointegração via ARDL admite mix de variáveis $I(0)$ ou $I(1)$, porém não está especificado para variáveis $I(2)$, portanto, procurou-se verificar se as variáveis não são $I(2)$. Para tal foi efetuado os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller Generalizado (GLS), Phillip Perron (PP) e Ng-Perron (NG-PERRON) para as variáveis em nível e em primeira diferença. Os resultados dos testes para os dados em relação ao comércio do Brasil com a União Europeia encontram-se no APÊNDICE D. Diversas séries testadas confirmaram a estacionariedade em primeira diferença (como os setores 26, 27, 30, 38, 72 e 88). Algumas séries apresentaram comportamento característico de sazonalidade, como os setores: 24, 47, 84, 85. Para estes setores foram realizados o procedimento de dessazonalização⁶ e em seguida foram realizados os testes de raiz unitária GLS e NG-PERRON (APÊNDICE E).

Ainda dentro da análise de raiz unitária, observou-se a presença de quebra estrutural em algumas séries (como YBR, 02, 09, 12, 20, 29, 87 e 90, para gráficos das mesmas ver APÊNDICE J até o APÊNDICE Q) e como é sabido na literatura (Lee; Strazicich, 2003 e 2013, por exemplo) a presença de quebra estrutural nas séries comprometeram os resultados dos testes lineares de raiz unitária. Desse modo, para os casos específicos no qual não ocorreu estacionariedade, realizou-se o teste para raiz unitária com presença de quebras estruturais determinadas endogenamente baseado em Lee e Strazicich (2003 e 2013). Por conseguinte, nos APÊNDICES H e I mostra os resultados do teste de Lee e Strazicich (2003 e 2013) para as variáveis em nível. Os setores e a *proxy* de renda para o Brasil, analisados por meio deste

⁶ Dessazonalizar é excluir de um conjunto de dados temporais os efeitos das variações sazonais existentes. Esse processo foi realizado por meio do software EVIEWS 7.

teste, podem ser admitidos estacionárias mesmo na presença de uma ou duas quebras estruturais. Por fim, devem ser considerados na análise de cointegração de Pesaran *et al.* (2001) todos os setores representativos no comércio entre o Brasil e a União Europeia.

Inicialmente, a análise de cointegração baseou-se no modelo ARDL com o teste de fronteira de cointegração de Pesaran *et al.* (2001). Para tal, foi imposto o número máximo de *lags* para cada variável em primeira diferença. Foi empregado o critério de informação de Akaike (AIC) para a seleção do número ótimo de *lags*, a aplicação desse critério se justifica uma vez que o tamanho da amostra é relativamente grande, devido ao uso de um conjunto mensal das variáveis. Os resultados estão apresentados na Tabela 1 para o modelo com o câmbio linear.

Para a relação bilateral entre o Brasil e a União Europeia não foi possível estimar o modelo com o câmbio não linear (SHIN, 2014). Os setores desse comércio foram analisados somente com o câmbio Linear. Isso ocorreu devido ao fato de que a parte negativa do câmbio (RENE) não pode ser considerada estacionária em primeira diferença, ou seja, não possui uma ordem de integração $I(0)$ ou $I(1)$. Os resultados dos valores dos testes de raiz unitária encontram-se no APÊNDICE D.

A Tabela 1 mostra os capítulos do sistema harmonizado selecionados a partir do critério de maior representatividade, como discutido na seção 2.3 deste trabalho, no comércio entre Brasil e União Europeia. Neste caso, na Tabela 1 tem-se que o valor da estatística F , F_{PSS} , para a hipótese nula de não cointegração, foi maior que os valores críticos estabelecidos por Pesaran *et al.* (2001) e portanto há evidências de cointegração nos seguintes setores: 2, 23, 24, 29, 30, 47, 72, 73, 87 e 88, para todos estes setores considerando nível de significância de 5%. Já os setores 12 e 38 apresentaram evidência de cointegração com nível de significância de 10% (Tabela 1).

Para determinados setores o teste F apresentou inconclusivo devido ao valor calculado estar entre os valores críticos tabelados para $I(0)$ e $I(1)$ para o nível de significância de 5%. Para estes casos em que a definição de cointegração pelo teste de Pesaran *et al.* (2001) foi inconclusivo ou cointegram ao nível de significância de 10% (setores: 9, 12, 38, 84, 85 e 90), foi verificada a cointegração pela abordagem apresentada por Banerjee (1998). Esta última considera o sinal da variável de correção de erros (ECM) e a estatística t do mesmo. Em vista disso, o valor da estatística t do coeficiente da variável de correção de erros (ECM) deve ser comparado com o valor crítico tabelado por Banerjee (1998, p.276), considerado também o tamanho da amostra e o número de variáveis presentes no modelo. Assim, para os setores 9,

12, 84, 85 e 90 não poder ser rejeitada a hipótese de não cointegração, com exceção do capítulo 38, o qual foi significativo a 10%.

A última coluna da Tabela 1, denominada de correlação serial (pelo método de Lagrange, LM), expõe o valor apresentado pela a metodologia utilizada para o teste LM. A hipótese nula desse teste é a inexistência de correlação serial. O problema de correlação ocorre principalmente quando os dados são observados ao longo do tempo e pode ocasionar estimadores não eficientes e variâncias viesadas. Assim, quando a hipótese nula não é rejeitada, pode ser garantido a inexistência de autocorrelação serial.

Uma importante observação pode ser feita quanto ao setor 26 (Tabela 1). Este apresentou o resultado pelo critério AIC de melhor modelo o ARDL (0,10,6,2) para a análise linear. Assim, pode-se concluir que a equação estimada para este setor não é auto regressiva, pois o primeiro valor foi igual a zero. Por consequência, para este setor não foi feita a análise de cointegração do Pesaran *et al.* (2001).

Portanto, em nossa análise os setores que cointegraram foram os seguintes: 02 (Carnes e miudezas, comestíveis), pertence a Seção I – Animais vivos e produtos do reino animal; 23 (Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares; alimentos preparados para animais) e 24 (Fumo (tabaco) e seus sucedâneos manufaturados), pertencentes a Seção IV – Produtos das indústrias alimentares; bebidas líquidas alcoólicas e vinagres; fumo (tabaco) e seus sucedâneos manufaturados; 29 (Produtos químicos orgânicos), 30 (Produtos farmacêuticos) e 38 (Produtos diversos das indústrias químicas), pertencentes a Seção VI – Produtos das indústrias químicas ou das indústrias conexas; 47 (Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas)) pertence a Seção X – Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas); papel ou cartão e suas obras; 72 (Ferro fundido, ferro ou aço) e 73 (Obras de ferro fundido, ferro ou aço) pertencentes a Seção XV – Metais comuns e suas obras; 87 (Veículos e material para vias férreas ou semelhantes, e suas partes; aparelhos mecânicos (incluídos os eletromecânicos) de sinalização para vias de comunicação) e 88 (Aeronaves e aparelhos espaciais, e suas partes) e pertencem a Seção XVII – Material de transporte.

Tabela 1- Teste de Cointegração de Pesaran et al. (2001) com o câmbio linear – Brasil e União Europeia

Cap. SH	ARDL	F_{PSS}	ECM	Cointegração	Correlação serial (LM)
2	(12,0,0,1)	7,0061**	-	Sim	10,6812 [0,220]
9	(7,1,5,0)	3,3085	-2,0353	Não	14,5117 [0,269]
12	(12,10,1,3)	3,9202*	-2,5278	Não	8,1355 [0,420]
20	(4,1,6,10)	3,2518	-	Não	10,1848 [0,600]
23	(4,0,11,5)	4,3831**	-	Sim	9,4259 [0,666]
24	(2,6,0,0)	16,4210**	-	Sim	6,6844 [0,571]
26	(0,10,6,2)	-	-	-	11,7406 [0,467]
27	(12,0,0,1)	2,2583	-	Não	17,5799 [0,025]
29	(11,1,10,3)	7,6550**	-	Sim	12,2462 [0,426]
30	(3,0,0,0)	6,1016**	-	Sim	14,1253 [0,293]
38	(10,1,11,10)	4,1183*	-3,6244*	Sim	14,4923 [0,270]
39	(4,1,7,2)	3,2495	-	Não	12,5621 [0,402]
47	(4,1,0,2)	7,6581**	-	Sim	17,2143 [0,142]
72	(2,1,1,0)	5,0358**	-	Sim	9,2264 [0,683]
73	(6,0,0,0)	5,6692**	-	Sim	7,2353 [0,842]
84	(7,0,0,2)	3,4716	-2,9833	Não	9,6735 [0,645]
85	(3,4,0,0)	3,9896	-3,32b58	Não	17,1913 [0,143]
87	(6,10,12,2)	5,9177**	-	Sim	16,9897 [0,150]
88	(4,0,1,0)	9,3179**	-	Sim	8,5676 [0,739]
90	(6,0,3,1)	3,3353	-2,8704	Não	9,8349 [0,630]

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valor crítico do ECM para 5% de nível de significância é de -3,77 de acordo com Banerjee *et al.* (1998, p.276).

Apresentados os resultados sobre a cointegração, a próxima etapa consistiu da análise de relação de curto e longo prazo entre os setores que apresentaram cointegração e a taxa de câmbio linear. Esses resultados são reportados nas Tabela 2. Essa tabela possui três partes, na primeira parte estão os coeficientes de curto prazo para a taxa de câmbio linear (Tabela 2). A segunda parte mostra os valores dos coeficientes de longo prazo. E por último, tem-se as estatísticas relevantes das regressões. É esperado para a validação da curva J, no modelo de câmbio linear, que os coeficientes de curto prazo para a variável taxa de câmbio tenham o sinal negativo e seja significativa e no longo prazo o sinal positivamente significativo.

Pode-se observar na Tabela 2 que somente em alguns setores o coeficiente de curto prazo mostra-se significativo em alguma defasagem. Para os setores 2, 87 e 88 o sinal do coeficiente de curto prazo além de significativo também é negativo (Tabela 2). Assim, dentre esses três setores foi feita a análise dos coeficientes de longo prazo. Os setores 2 e 87 não apresentaram coeficientes estatisticamente significativos enquanto, o setor 88 apresentou coeficiente estatisticamente significativo e com sinal negativo (TABELA 2).

Portanto, para o modelo com o câmbio linear tem-se três casos em que a taxa de câmbio real impacta negativamente a balança comercial no curto prazo, mas no longo prazo não possui uma influência significativa. Assim, para o período de tempo em análise a curva J não pode ser validada para nenhum dos setores analisados no fluxo de comércio entre Brasil e União Europeia (TABELA 2).

Finalmente, foi analisada a estabilidade no curto prazo das equações estimadas. Para este fim foi aplicado os testes CUSUM e CUSUMSQ⁷. Estes testes são realizados por meio da soma cumulativa dos resíduos e da soma cumulativa dos resíduos ao quadrado, respectivamente. Para que seja considerada estável o modelo, a linha representativa da relação de suas variáveis deve ficar dentro do nível de significância de 5% (no gráfico esse nível de significância é representado por duas linhas retas). De acordo com a Tabela 2, o teste CUSUM só não se apresentou estável para um setor analisado (cap. 87) e o CUSUMSQ para cinco, são eles os capítulos 2, 24, 30, 47, e 88

A próxima relação comercial investigada neste trabalho foi a do Brasil com os Estados Unidos. Para tal, tem-se na Tabela do APÊNDICE C, o fluxo comercial dessa relação dividido em 99 capítulos do SH entre os anos de 2010 e 2015. Desse modo, consegue-se separar apenas os setores com 1% e/ou mais representatividade nesse fluxo de comércio. De posse

⁷ De acordo com Ferreira (1994), como os testes CUSUM e CUSUMSQ utilizam resíduos recursivos, o que requer o uso de variáveis não estocásticas. Entretanto, essa condição não é aplicada quando existe a inclusão da variável depende defasada. Devido a este fato, estes testes foram aplicados como um instrumento informal para o diagnóstico de estabilidade.

desses setores representativos, a próxima etapa foi a verificação da estacionariedade das séries. Para tal, foram feitos os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Dickey-Fuller Generalizado (GLS), Phillip Perron (PP) e Ng-Perron (NG-PERRON) para as variáveis em nível e em primeira diferença (os resultados destes testes encontram-se no APÊNDICE F). Como todos os setores comerciais, o câmbio e as *proxys* para o PIB dos países mostraram-se estacionários em $I(0)$ ou $I(1)$, os testes de cointegração do Pesaran *et al.* (2001) e do Shin (2014) podem ser realizados para a continuidade da apuração da validação da curva J.

Os testes de cointegração foram feitos da forma já explicada anteriormente e as Tabelas 3 e 4 contém as mesmas características da tabela já apresentadas para a relação Brasil com a União Europeia (Tabela 1).

Dessa maneira, no modelo linear do Pesaran *et al.* (2001) o F calculado para cada regressão foi significativo a 5% para os seguintes setores: 28, 29, 40, 47, 72, 73, 84, 90. Ao nível de significância de 10% tem-se apenas os setores 27 e 88. Para o modelo de câmbio assimétrico ou não linear, de Shin *et al.* (2014), apresenta os seguintes setores que cointegração com significância de 5%: 27, 28, 29, 40, 68, 72, 73, 84, 88. Pode ser observado que a quantidade de setores que cointegram nesses dois modelos é similar ao modelo linear. Portanto, para essa etapa da investigação, não pode ser afirmado que aconteceu alguma vantagem em utilizar o modelo não linear para a relação de comércio entre o Brasil e os Estados Unidos.

Tabela 2- Resultados para o modelo com câmbio linear – Brasil e União Europeia

CLAS.	Setores	2	23	24	29	30	38	47	72	73	87	88
	ARDL	(12,0,0,1)	(4,0,11,5)	(2,6,0,0)	(11,1,10,3)	(3,0,0,0)	(10,1,11,10)	(4,1,0,2)	(2,1,1,0)	(6,0,0,0)	(6,10,12,2)	(4,0,1,0)
C. P.	dLNRE	-2,67** [0,038]	-0,37 [0,569]	-0,47 [0,583]	-0,52 [0,313]	-0,04 [0,808]	1,24 [0,136]	-1,14 [0,191]	0,20 [0,191]	0,69** [0,003]	0,342 [0,503]	-1,97*** [0,001]
	dLNRE(t- 1)		1,03 [0,134]		-0,44 [0,413]		-1,30 [0,129]	1,76** [0,041]			-1,22** [0,018]	
	dLNRE(t- 2)		0,98 [0,154]		1,12** [0,037]		1,79** [0,038]					
	dLNRE(t- 3)		-0,32 [0,638]				0,51 [0,550]					
	dLNRE(t- 4)		1,84** [0,007]				0,10 [0,897]					
	dLNRE(t- 5)						-0,08 [0,914]					
	dLNRE(t- 6)						2,61** [0,002]					
	dLNRE(t- 7)						-0,29 [0,720]					
	dLNRE(t- 8)						0,14 [0,857]					
	dLNRE(t- 9)						1,82** [0,024]					
L. P.	Constante	75,78* [0,071]	14,02** [0,006]	-22,91 [0,068]	-7,36*** [0,000]	-33,24*** [0,000]	11,34** [0,018]	21,21*** [0,000]	3,71 [0,534]	-16,49** [0,005]	323,76 [0,692]	6,37 [0,374]
	LNRE	1,96 [0,305]	-0,12 [0,770]	-0,59 [0,584]	0,29** [0,044]	-0,10 [0,807]	-0,61 [0,135]	0,14 [0,625]	0,70 [0,177]	1,72*** [0,001]	-31,07 [0,733]	-2,65*** [0,000]

EST.	F stat.	20,73	7,49	18,38	9,61	17,92	5,76	19,41	18,29	9,80	8,89	20,80
		[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
	R2	0,64	0,48	0,50	0,59	0,37	0,54	0,46	0,33	0,32	0,63	0,44
	Erro Padrão	0,68	0,31	1,99	0,24	0,44	0,38	0,44	0,35	0,48	0,23	1,10
	CUSUM	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Não Est.
CUSUMSQ	Não Est.	Est.	Não Est.	Est.	Não Est.	Est.	Não Est.	Est.	Não Est.	Est.	Est.	Não Est.

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 3- Teste de Cointegração de Pesaran et al. (2001) com o câmbio linear – Brasil e Estados Unidos

Cap. SH	ARDL	F_{PSS}	ECM	Cointegração	Correlação serial (LM)
9	(10,0,0,0)	1,2662	-	Não	10,5747 [0,566]
27	(5,2,3,4)	3,7083	-3,5144*	Sim	8,0842 [0,779]
28	(5,9,0,0)	7,6319**	-	Sim	8,8632 [0,715]
29	(2,0,1,2)	9,6397**	-	Sim	4,4696 [0,973]
30	(9,0,0,0)	2,2737	-	Não	8,2479 [0,410]
38	(12,0,1,0)	1,5311	-	Não	17,7047 [0,125]
40	(2,5,0,11)	11,8402**	-	Sim	11,2862 [0,505]
47	(2,2,0,1)	19,2653**	-	Sim	9,7817 [0,635]
68	(12,0,0,0)	3,4029	-1,3063	Não	12,7634 [0,386]
72	(1,0,4,0)	21,8861**	-	Sim	13,3919 [0,341]
73	(3,0,9,8)	16,1674**	-	Sim	9,311 [0,676]
84	(12,0,5,5)	31,0506**	-	Sim	40,7419 [0,000]
85	(3,2,2,0)	3,2474	-3,2782	Não	11,7651 [0,465]
87	(12,2,1,3)	1,8349	-	Não	12,0485 [0,442]
88	(6,0,2,0)	3,4083	-3,7814*	Sim	11,1203 [0,519]
90	(4,4,5,3)	6,4714**	-	Sim	4,7541 [0,966]

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valor crítico do ECM para 5% de nível de significância é de -3,99 de acordo com Banerjee *et al.* (1998, p.276).

Tabela 4- Teste Cointegração não linear de Shin (2014) – Brasil e Estados Unidos

Cap. SH	ARDL	F _{PSS}	ECM	Cointegração	Correlação serial (LM)
9	(10,0,0,12,10)	2,4645	-	Não	2,9396 [0,568]
27	(2,0,4,8,0)	8,44**	-	Sim	9,0487 [0,699]
28	(5,8,0,0,2)	5,6517**	-	Sim	9,4859 [0,661]
29	(2,0,1,4,1)	8,3498**	-	Sim	7,2295 [0,842]
30	(9,0,0,6,0)	2,2764	-	Não	12,0723 [0,440]
38	(12,0,0,0,0)	2,6534	-	Não	14,4498 [0,153]
40	(2,5,0,8,11)	5,5998**	-	Sim	12,0652 [0,440]
47	(0,0,9,9,0)	-	-	-	-
68	(12,4,0,1,0)	5,4451**	-	Sim	7,6425 [0,812]
72	(1,0,4,6,0)	12,7806**	-	Sim	8,9027 [0,711]
73	(3,0,9,0,6)	6,7694**	-	Sim	5,4552 [0,941]
84	(12,0,5,5,2)	9,3848**	-	Sim	42,3281 [0,000]
85	(12,7,0,9,11)	1,6257	-	Não	6,5408 [0,886]
87	(12,1,1,3,0)	3,4487	-2,8929	Não	8,3654 [0,399]
88	(6,0,2,0,0)	2,9842	-3,9962**	Sim	14,0266 [0,299]
90	(0,11,12,2,0)	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valor crítico do ECM para 5% de nível de significância é de -3,99 de acordo com Banerjee *et al.* (1998, p.276).

Uma ressalva desse ser feita sobre o comércio entre Brasil e os Estados Unidos do capítulo 84 (Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes) do SH. Esse setor denominado como “Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes” apresentou correlação serial em sua série utilizada neste trabalho. Portanto, não poderá ser considerado nas análises feitas com os

resultados dos modelos linear e não linear para a validação da curva J, mesmo tendo apresentado a cointegração necessária para tal.

Para validar a curva J nos setores representativos na relação do Brasil com os Estados Unidos tem-se que avaliar as mesmas características já mencionadas anteriormente para as Tabelas 5 e 6, modelo linear e não linear respectivamente. Assim, a Tabela 5 apresenta os resultados dos coeficientes da regressão para cada setor que foi considerado cointegrado pelo modelo de Pesaran *et al.* (2001). A partir desses resultados, pode-se validar a curva J para dois setores, 40 e 73. O setor 40 é o de “Borracha e suas obras”, e no curto prazo apresentou um coeficiente significativo a 5% e negativo no décimo *lag* de defasagem. Quanto a análise de longo prazo, obtém-se um coeficiente positivo e significativo a 10%. Para o setor 73 é denominado de “Obras de ferro fundido, ferro ou aço”. Este teve um coeficiente negativo e significativo a 5% no quinto *lag* e significativo a 10% nas defasagens para o terceiro e sétimo *lags*, enquanto no longo prazo apresentou o coeficiente positivo e significativo a 5%. (TABELA 5).

De acordo com Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015), as variáveis taxa de câmbio positiva (REPO), que indicam a depreciação cambial, e negativa (RENE), apreciação, terão efeitos assimétricos de curto prazo desde que a parte positiva e a negativa do câmbio (REPO e RENE, respectivamente) tenham coeficientes com sinal positivo e estatisticamente significativos. Esse efeito assimétrico é ainda mais nítido no longo prazo quando a parte negativa da taxa de câmbio apresenta o sinal negativo e estatisticamente significativo ao passo que, o REPO não apresentará tal comportamento. A implicação disso é que a depreciação do Real brasileiro irá prejudicar a balança comercial no longo prazo, e uma apreciação não teria efeitos de longo prazo.

A Tabela 6 apresenta os resultados para setores que cointegraram na abordagem não linear do câmbio para os setores representativos na relação bilateral do Brasil com o país Norte Americano. Os resultados encontrados foram diferentes daqueles esperados, pois apenas com a parte do câmbio negativa consegue-se validar a curva J para um capítulo do SH. O setor de número 27, denominado de “Combustíveis minerais, óleos minerais e produtos da sua destilação; matérias betuminosas; ceras minerais” valida a curva J a um nível de significância de 10%. A parte do câmbio positiva não apresentou resultados que pudessem validar a curva J em nenhum setor comercial.

Tabela 5- Resultados para o modelo com câmbio linear – Brasil e Estados Unidos

CLAS.	Setores	27	28	29	40	47	72	73	88	90
	ARDL	(5,2,3,4)	(5,9,0,0)	(2,0,1,2)	(2,5,0,11)	(2,2,0,1)	(1,0,4,0)	(3,0,9,8)	(6,0,2,0)	(4,4,5,3)
C. P.	dLNRE	0,052 [0,973]	-0,05 [0,748]	0,33 [0,599]	-0,24 [0,546]	-1,28 [0,138]	0,46* [0,074]	-0,24 [0,744]	0,93* [0,062]	-0,03 [0,912]
	dLNRE(t- 1)	-2,12 [0,193]		-1,50** [0,017]	-0,54 [0,194]			-0,98 [0,205]		-0,33 [0,362]
	dLNRE(t- 2)	4,80** [0,005]			-0,70 [0,104]			1,53* [0,052]		0,83** [0,022]
	dLNRE(t- 3)	-2,98* [0,069]			0,05 [0,902]			-1,35* [0,090]		
	dLNRE(t- 4)				-0,64 [0,131]			0,66 [0,400]		
	dLNRE(t- 5)				0,39 [0,347]			-1,77** [0,024]		
	dLNRE(t- 6)				0,20 [0,614]			0,93 [0,230]		
	dLNRE(t- 7)				-0,15 [0,712]			-1,44* [0,054]		
	dLNRE(t- 8)				-0,48 [0,248]					
	dLNRE(t- 9)				-0,66 [0,104]					
	dLNRE(t- 10)				-0,86** [0,030]					
L. P.	Constante	3,36 [0,870]	-8,27* [0,086]	3,70 [0,462]	6,54** [0,045]	-14,41** [0,001]	-9,36 [0,178]	-28,15** [0,000]	-12,90 [0,264]	6,92** [0,043]
	LNRE	0,86 [0,526]	-0,09 [0,748]	-0,45 [0,152]	0,35* [0,097]	-0,06 [0,817]	0,80* [0,062]	2,27** [0,000]	2,00** [0,010]	0,17 [0,408]

EST.	F stat.	8,74 [0,000]	13,83 [0,000]	26,58 [0,000]	7,23 [0,000]	38,89 [0,000]	14,24 [0,000]	10,52 [0,000]	18,89 [0,000]	10,26 [0,000]
	R2	0,41	0,56	0,46	0,45	0,56	0,35	0,57	0,51	0,49
	Erro Padrão	0,73	0,31	0,30	0,18	0,44	0,45	0,34	0,62	0,16
	CUSUM	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.
	CUSUMSQ	Est.	Est.	Est.	Est.	Não Est.	Est.	Est.	Est.	Est.

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 6- Resultados para o modelo com câmbio não linear – Brasil e Estados Unidos

CLAS.	Setores	27	28	29	40	68	72	73	88
	ARDL	(2,0,4,8,0)	(5,8,0,02)	(2,0,1,4,1)	(2,5,0,8,11)	(12,4,0,1,0)	(1,0,4,6,0)	(3,0,9,0,6)	(6,0,2,0,0)
C. P.	dRENE	-1,03 [0,260]	-0,02 [0,769]	-0,27 [0,514]	-0,10 [0,688]	-0,39 [0,214]	-0,31 [0,564]	0,38** [0,000]	0,34** [0,040]
	dRENE(t- 1)	-0,66 [0,452]		-1,08** [0,003]	-0,97** [0,000]		0,21 [0,688]		
	dRENE(t- 2)	2,96** [0,001]		0,46 [0,205]	0,02 [0,928]		-0,02 [0,965]		
	dRENE(t- 3)	-1,13 [0,191]		-0,65* [0,064]	0,10 [0,697]		1,27** [0,014]		
	dRENE(t- 4)	-1,13 [0,189]			-0,79** [0,002]		-0,91* [0,078]		

	dRENE(t- 5)	0,24 [0,777]			-0,09 [0,679]		1,05** [0,039]		
	dRENE(t- 6)	-1,66* [0,055]			0,26 [0,278]				
	dRENE(t- 7)	-1,62 [0,280]			-0,58** [0,013]				
	dREPO	0,15 [0,280]	-0,31 [0,358]	0,39 [0,251]	0,03 [0,886]	0,15** [0,004]	0,18** [0,039]	-0,01 [0,961]	0,30* [0,052]
	dREPO(t- 1)		0,69* [0,061]		0,54** [0,024]			-0,77* [0,059]	
	dREPO(t- 2)				-0,35 [0,162]			0,74* [0,080]	
	dREPO(t- 3)				-0,13 [0,592]			-0,56 [0,183]	
	dREPO(t- 4)				0,30 [0,225]			-0,37 [0,382]	
	dREPO(t- 5)				0,22 [0,368]			-0,84** [0,039]	
	dREPO(t- 6)				-0,06 [0,811]				
	dREPO(t- 7)				-0,03 [0,895]				
	dREPO(t- 8)				-0,42* [0,065]				
	dREPO(t- 9)				-0,31 [0,178]				
	dREPO(t- 10)				-0,50** [0,029]				
L.P.	Constante	-33,98*	-9,84	3,12	7,55	-5,71	-8,91	-20,58*	-18,61

	RENE	[0,056] 0,61** [0,036]	[0,266] -0,04 [0,775]	[0,626] -0,27** [0,038]	[0,221] -0,02 [0,842]	[0,624] 0,18 [0,440]	[0,393] 0,344** [0,043]	[0,095] 1,00** [0,000]	[0,207] 0,72** [0,007]
	REPO	0,31 [0,261]	-0,05 [0,695]	-0,26** [0,038]	-0,02 [0,841]	0,58** [0,044]	0,344** [0,032]	1,03** [0,000]	0,63** [0,011]
Est.	F stat.	8,35 [0,000]	12,89 [0,000]	18,76 [0,000]	5,99 [0,000]	7,65 [0,000]	6,96 [0,000]	8,41 [0,000]	17,16 [0,000]
	R2	0,44	0,56	0,48	0,50	0,46	0,34	0,50	0,51
	Erro Padrão	0,72	0,31	0,30	0,17	0,26	0,44	0,33	0,62
	CUSUM	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.
	CUSUMSQ	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A última relação bilateral investigada foi entre o Brasil e o Mercosul. Para tal, foi utilizado como *proxy* da taxa de câmbio e da renda do Mercosul a taxa de câmbio entre o Real e o Peso argentino e a taxa de produção industrial da Argentina, respectivamente. Os mesmos processos descritos anteriormente também foram realizados para essa relação bilateral de comércio. Os setores que representam 1% ou mais do comércio entre Brasil e Mercosul, entre os anos de 2010 e 2015, encontram-se no APÊNDICE B. Depois desses setores selecionados, foram realizados os testes de raiz unitária e todas as variáveis que foram utilizadas apresentaram-se estacionárias com uma ordem de cointegração menor que I(2), resultados encontram-se no APÊNDICE G.

Feito isso, foi realizado o teste de cointegração de Pesaran *et al.*(2001) e Shin (2014) para o câmbio linear e não linear, respectivamente. Foram detectados seis setores que se cointegravam no modelo linear e oito setores para o modelo não linear. Dentre esses, quatro setores estão em comum nos dois modelos, são eles: 27, 29, 38, 72. (TABELAS 7 e 8)

Tabela 7- Teste de Cointegração linear de Pesaran et al. (2001) – Brasil e MERCOSUL

Cap. SH	ARDL	F _{PSS}	ECM	Cointegração	Correlação serial (LM)
10	(12,11,5,9)	4,7697**	-	Sim	14,3986
					[0,276]
11	(6,1,0,1)	3,3497	-3,5951*	Sim	9,9538
					[0,620]
27	(3,8,0,6)	7,3623**	-	Sim	4,6385
					[0,969]
29	(12,2,0,9)	8,4702**	-	Sim	13,9474
					[0,304]
38	(6,2,0,9)	5,3632**	-	Sim	11,8861
					[0,455]
39	(12,0,0,3)	4,2351*	-4,1654**	Sim	13,2378
					[0,352]
40	(6,0,0,3)	3,2213	-	Não	8,3032
					[0,761]
48	(6,2,0,0)	1,305	-	Não	9,577
					[0,653]
72	(7,2,0,0)	4,7288	-	Sim	13,3338
					[0,345]
84	(12,0,0,9)	2,6109	-	Não	14,9468
					[0,244]
87	(12,2,0,3)	1,5477	-	Não	16,2772
					[0,179]

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 8- Teste Cointegração não linear de Shin (2014) – Brasil e MERCOSUL

Cap. SH	ARDL	F _{PSS}	ECM	Cointegração	Correlação serial (LM)
10	(11,11,5,9,9)	3,069	-2,5784	Não	7,1558
					[0,847]
11	(6,0,0,0,1)	2,8047	-	Não	12,3206
					[0,420]
27	(3,9,1,6,10)	6,6931**	-	Sim	12,0025
					[0,445]
29	(12,2,1,9,10)	6,2643**	-	Sim	14,2562
					[0,285]
38	(6,6,4,3,10)	6,1725**	-	Sim	18,4176
					[0,104]
39	(12,0,0,4,10)	5,8818**	-	Sim	1,4281
					[0,490]
40	(6,2,0,3,11)	2,7898	-	Não	11,4604
					[0,490]
48	(12,8,1,3,10)	4,8651**	-	Sim	13,2138
					[0,354]
72	(7,2,0,0,1)	4,2036**	-	Sim	11,6945
					[0,471]
84	(12,0,0,10,10)	6,0436**	-	Sim	7,6397
					[0,106]
87	(12,2,0,3,10)	5,3992**	-	Sim	11,3814
					[0,497]

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No modelo linear, para dois setores ocorreu a validação da curva J. Os setores 10 e 38 (Cereais e Produtos diversos das indústrias químicas, respectivamente), apresentaram sinal negativo e significativo no curto prazo enquanto no longo prazo o sinal significativo foi positivo. Em outras palavras, a influência do câmbio nesses dois setores pode ser representada por uma curva no formato de J. Significa que uma desvalorização cambial da moeda brasileira em relação ao peso argentino, primeiro causa um déficit na balança comercial desses setores para depois melhora-la. (TABELA 9)

No modelo não linear, o setor 10 apresentou-se inconclusivo sobre a cointegração e foi preciso analisar o valor do ECM utilizando a abordagem de Banerjee (1998, p. 276). Desse modo, foi concluído que este setor comercial não cointegra. Já a investigação sobre a curva J, este modelo apresentou também apenas dois setores onde está pode ser provada. São os setores 48 e 87 (Papel e cartão; obras de pasta de celulose, de papel ou de cartão e Veículos

automóveis, tratores, ciclos e outrosveículos terrestres, suas partes e acessórios, repectivamente), quando considerado a parte negativa do câmbio em questão. (TABELA 10)

Tabela 9- Resultados para o modelo com câmbio linear – Brasil e MERCOSUL

CLAS.	Setores	10	11	27	29	38	72
	ARDL	(12,11,5,9)	(6,1,0,1)	(3,8,0,6)	(12,2,0,9)	(6,2,0,9)	(7,2,0,0)
C. P.	dLNRE	-1,87* [0,058]	0,95 [0,227]	-1,95* [0,069]	-0,64 [0,270]	0,55 [0,407]	-0,08 [0,536]
	dLNRE(t- 1)	0,87 [0,407]		2,36** [0,033]	0,57 [0,345]	-0,03 [0,956]	
	dLNRE(t- 2)	-3,75*** [0,000]		-1,72 [0,123]	-2,03*** [0,001]	-2,62*** [0,000]	
	dLNRE(t- 3)	-0,98 [0,349]		2,47** [0,029]	0,34 [0,573]	0,40 [0,568]	
	dLNRE(t- 4)	-1,02 [0,322]		-2,51** [0,027]	0,11 [0,847]	-0,20 [0,767]	
	dLNRE(t- 5)	-0,36 [0,722]		2,91** [0,009]	0,91 [0,129]	0,23 [0,736]	
	dLNRE(t- 6)	-0,83 [0,413]			-0,24 [0,682]	-1,52** [0,032]	
	dLNRE(t- 7)	0,23 [0,822]			-0,72 [0,226]	-0,16 [0,821]	
	dLNRE(t- 8)	-4,51*** [0,000]			-2,00*** [0,001]	-2,03** [0,004]	
L. P.	Constante	-34,68** [0,015]	18,55** [0,015]	-17,99* [0,066]	-6,82** [0,002]	-8,65 [0,137]	-6,46 [0,372]
	LNRE	1,03* [0,078]	-0,39 [0,218]	-1,56*** [0,001]	-0,13 [0,189]	0,83** [0,004]	-0,18 [0,543]
EST.	F stat.	7,89 [0,000]	24,46 [0,000]	10,84 [0,000]	17,44 [0,000]	13,27 [0,000]	20,00 [0,000]
	R2	0,66	0,55	0,53	0,71	0,58	0,55
	Erro Padrão	0,93	0,87	1,12	0,58	0,70	0,71929
	CUSUM	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.
	CUSUMSQ	Est.	Não Est.	Est.	Est.	Não Est.	Não Est.

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 10- Resultados para o modelo com câmbio não linear – Brasil e MERCOSUL

CLAS.	Setores	27	29	38	39	48	72	84	87
	ARDL	(3,9,1,6,10)	(12,2,1,9,10)	(6,6,4,3,10)	(12,0,0,4,10)	(12,8,1,3,10)	(7,2,0,0,1)	(12,0,0,10,10)	(12,2,0,3,10)
C. P.	dRENE	-2,82 [0,100]	-0,52 [0,586]	0,93 [0,357]	0,72 [0,451]	1,57** [0,097]	-0,22 [0,421]	1,46* [0,090]	1,60 [0,114]
	dRENE(t- 1)	3,02* [0,090]	0,37 [0,705]	0,24 [0,818]	0,18 [0,850]	0,14 [0,876]		1,08 [0,218]	0,79 [0,453]
	dRENE(t- 2)	-5,07** [0,005]	-3,75*** [0,000]	-3,77** [0,001]	-2,45** [0,015]	-2,66** [0,006]		-1,58* [0,074]	-2,18** [0,039]
	dRENE(t- 3)	4,09** [0,023]	0,58 [0,554]		1,49 [0,129]			0,77 [0,381]	
	dRENE(t- 4)	-4,67** [0,010]	0,28 [0,768]					0,07 [0,930]	
	dRENE(t- 5)	4,65** [0,009]	1,65* [0,090]					1,90** [0,029]	
	dRENE(t- 6)		0,73 [0,457]					0,93 [0,286]	
	dRENE(t- 7)		-0,90 [0,347]					0,44 [0,607]	
	dRENE(t- 8)		-2,53** [0,008]					-2,42** [0,006]	
	dRENE(t- 9)							1,75** [0,046]	
	dREPO	3,72 [0,333]	0,70 [0,426]	0,65 [0,771]	0,72 [0,719]	1,20 [0,553]	-3,27 [0,120]	-0,82 [0,639]	-1,34 [0,541]
	dREPO(t- 1)	-2,04 [0,623]	1,01 [0,641]	1,85 [0,450]	-0,03 [0,987]	2,07 [0,348]		0,27 [0,889]	-0,10 [0,966]
	dREPO(t- 2)	4,33 [0,315]	-2,14 [0,348]	-5,37** [0,034]	-5,65** [0,012]	-4,08** [0,070]		-4,38** [0,027]	-5,07** [0,037]
	dREPO(t- 3)	-0,23	-2,41	2,94	0,94	-0,36		-0,73	0,15

		[0,956]	[0,280]	[0,252]	[0,674]	[0,871]		[0,709]	[0,950]
	dREPO(t- 4)	-7,10*	-3,82*	-2,15	-3,10	-2,63		-2,62	-4,42*
		[0,094]	[0,088]	[0,403]	[0,168]	[0,240]		[0,183]	[0,070]
	dREPO(t- 5)	8,46**	-0,15	2,27	1,76	2,01		1,58	2,76
		[0,044]	[0,945]	[0,363]	[0,430]	[0,360]		[0,416]	[0,249]
	dREPO(t- 6)	-15,41***	-4,99**	-12,62***	-9,72***	-10,36***		-8,43***	-11,14***
		[0,000]	[0,024]	[0,000]	[0,000]	[0,000]		[0,000]	[0,000]
	dREPO(t- 7)	0,79	-2,58	-1,80	1,58	-0,296		0,65	-0,66
		[0,858]	[0,263]	[0,492]	[0,504]	[0,899]		[0,753]	[0,798]
	dREPO(t- 8)	-7,64*	-2,79	-3,53	-2,57	-5,53**		-4,89**	-5,27**
		[0,082]	[0,228]	[0,185]	[0,290]	[0,021]		[0,022]	[0,048]
	dREPO(t- 9)	-8,00*	-3,42	-7,50**	-4,77	-7,10**		-6,84***	-5,27**
		[0,061]	[0,130]	[0,003]	[0,041]	[0,002]		[0,001]	[0,043]
L.P.	Constante	5,13	1,60	12,55	8,49	37,49**	-6,46	4,70	20,33*
		[0,711]	[0,713]	[0,145]	[0,188]	[0,003]	[0,399]	[0,476]	[0,082]
	RENE	-0,77	0,18	0,83	0,44	1,74*	-0,43	0,31	1,42*
		[0,446]	[0,613]	[0,106]	[0,323]	[0,097]	[0,421]	[0,569]	[0,072]
	REPO	0,65	0,68	1,12	1,14	4,07**	-0,68	1,02	3,61**
		[0,701]	[0,275]	[0,218]	[0,156]	[0,039]	[0,441]	[0,286]	[0,016]
Est.	F stat.	8,17	12,99	11,03	11,69	12,94	18,72	14,98	16,38
		[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
	R2	0,60	0,74	0,67	0,67	0,74	0,56	0,77	0,74
	Erro Padrão	1,0	0,58	0,62	0,60	0,57	0,71	0,52	0,65
	CUSUM	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.	Est.
	CUSUMSQ	Est.	Est.	Est.	Não Est.	Est.	Não Est.	Est.	Não Est.

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Quando um país desvaloriza sua moeda ou permite que isso ocorra, o esperado pelos agentes são efeitos favoráveis na balança comercial do mesmo. No entanto, como vimos neste trabalho, muitas vezes por causa do atraso no ajustamento essa balança comercial pode deteriorar-se para depois melhorar. Esse padrão de comportamento da balança comercial ao longo do tempo é conhecido como curva J. Portanto, com a introdução da hipótese da curva J os pesquisadores tentam distinguir efeitos de curto prazo da depreciação cambial sobre o comércio entre países e o equilíbrio no longo prazo do mesmo.

Em virtude dos fatos mencionados, o presente trabalho teve como objetivo a validação da curva J para dados desagregados de importações e exportações brasileiras. Inicialmente, foram separados 99 capítulos, do Sistema Harmonizado (SH), usando periodicidade mensal de Janeiro 1999 a Outubro de 2015. Para cada capítulo foi identificadas as exportações e importações brasileira daqueles produtos. A obtenção da balança comercial de cada setor foi realizada dividindo exportações por importações. Como resultado, foram selecionados para a investigação proposta neste trabalho os setores que representaram 1% ou mais no fluxo comercial a um nível bilateral entre Brasil e os seus principais parceiros comerciais entre os anos de 2010 e 2015. Esses parceiros comerciais são a União Europeia, os Estados Unidos e o Mercosul. A China, mesmo sendo uma importante parceira comercial para o Brasil, não foi considerado neste trabalho devido ao fato de os dados referente a esta não serem confiáveis. Com isso, a principal contribuição deste trabalho para a literatura é uma das primeiras tentativas em realizar o efeito curva J ao nível desagregado setorialmente para o Brasil e seus principais parceiros comerciais.

Neste estudo aplicou a metodologia ARDL (modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída) desenvolvida por Pesaran *et al.* (2001). Para saber se a introdução da não linearidade na taxa de câmbio mudaria ou não o processo de ajuste investigado da curva J, também foi utilizado a metodologia NARDL de Shin (2014). A vantagem de usar o ARDL é a possibilidade de um teste simultâneo para o curto e o longo prazo da influência de uma depreciação do câmbio nacional no saldo da balança comercial de cada setor. Dessa maneira, com o uso deste teste conseguimos observar a ocorrência ou não do novo conceito de curva J. Em outras palavras, se existe para a economia brasileira a combinação de uma deterioração no curto prazo com uma melhora no longo prazo para a balança comercial. Era esperado que a análise dos dados desagregados e com o câmbio não linear pudessem explicar melhor os efeitos cambiais significativos sobre as importações e exportações brasileiras.

Um dos principais resultados encontrados é que nenhum padrão específico de comportamento foi observado. Cada relação bilateral brasileira apresentou-se de uma maneira em resposta ao câmbio linear e não linear. Primeiro, para a o comércio entre o Brasil e a União Europeia não conseguimos comparar os dois modelos, pois o modelo não linear não foi possível ser feito. Isso ocorreu devido a não estacionariedade da parte negativa do câmbio quando o mesmo foi considerado em sua forma não linear. Entretanto, nos outros dois casos investigados a utilização de uma taxa de câmbio assimétrica não se mostrou superior em termos de setores cointegrados quando comparado aos modelos com câmbio linear. Por exemplo, a relação Brasil com o Mercosul o número de setores para os quais a curva J foi validada foram exatamente o mesmo para o modelo com câmbio linear e o não linear. O resultado apenas revelou setores diferentes com a presença da curva J.

Os resultados empíricos encontrados neste trabalho revelam um fraco apoio para a hipótese de curva J em uma abordagem ARDL e mostra que estes resultados são coerentes e consistentes com a literatura anterior. Por conseguinte, apesar de se ter trabalhado com uma análise que emprega um nível de desagregação maior para os setores e uma abordagem não linear para a taxa de câmbio, este estudo corrobora que a utilização de uma política cambial para alcançar um superávit da balança comercial não é eficaz para a economia brasileira no período em questão.

Portanto, uma pesquisa futura pode ser concentrada em testar os efeitos simétricos e assimétricos e o processo de ajustamento para o Brasil usando o fluxo de comércio desagregado com relação aos países como Alemanha (dentre outros), que possui um relacionamento mais intenso com o país do que o bloco europeu todo. Os produtos poderiam ser divididos em três classes, manufaturados, semimanufaturados e commodities, para que com isso a comparação entre agregado e desagregado seja testada junto com a não linearidade da taxa de câmbio.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANTONUCCI, D. Effects of Exchange Rate Changes on the Italian Trade Balance: The J-curve. **Centro studi Confindustria**, n.39, 2003.
- ARORA, S.; BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G. Bilateral J-curve between India and her trading partners. **Applied Economics**, v.35. n.9, p. 1037-1042, 2003.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. Is there a long-run relation between the trade balance and the real effective exchange rate of LDCs? **Economics letters**, v. 36, n. 4, p. 403-407, 1991.
- 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. 453-464, 1994.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; BAHAMANI S. Nonlinear ARDL approach and the demand for money in Iran. **Economics Bulletin**, v. 35, n. 1, p. 381-391, 2015.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; BROOKS, T. J. Bilateral J-curve between the U.S. and her trading partners. . **Review of World Economics**, v.135, n. 1, p. 156-165, 1999.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; ECONOMIDOU, C.; GOSWAMI, G. G. Bilateral J-curve between the UK vis-à-vis her major trading partners. **Applied Economics**, v. 38, n. 8, p. 879-888, 2006.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; FARIDITAVANA, H. Do exchange rate changes have symmetric effect on the S-curve? **Economics Bulletin**, v. 34, n. 1, p. 164-173, 2014.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; FARIDITAVANA, H. Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. **Journal of Economic Studies**, v. 42, n. 3, p. 519-530, 2015.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G. A disaggregated approach to test the J-Curve phenomenon: Japan versus her major trading partners. **Journal of Economics and Finance**, v.27. n1, p. 102-113, 2003.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G.; KUMAR TALUKDAR, B. The bilateral J-curve: Australia versus her 23 trading partners. **Australian Economic Papers**, v. 44, n. 2, p. 110-120, 2005.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G.; TALUKDAR, B. K. The bilateral J-curve: Canada versus her 20 trading partners. **International Review of Applied Economics**, v. 22, n. 1, p. 93-104, 2008.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HEGERTY, S. W. The J-and S-curves: a survey of the recent literature. **Journal of Economic Studies**, v. 37, n. 6, p. 580-596, 2010.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; KANTIPONG, T. Bilateral J-Curve between Thailand and her trading partners. **Journal of Economic Development**, n.6, p. 107-117, 2001.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; RATHA, A. The J-Curve dynamics of U.S. bilateral trades. **Journal of Economics and Finance**, v.28. n1, p. 32-38, 2004.

- BAHMANI-OSKOOEE, M.; RATHA, A. The bilateral J-curve: Sweden Versus her 17 Major trading partners. **International Journal of Applied Economics**, v. 4, n. 1, p. 1-13, 2007.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; WANG, Y. The J curve: China versus her trading partners. **Bulletin of Economic Research**, v. 58, n. 4, p. 323-343, 2006.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of Time Series Analysis**, v. 19, p. 195-211, 1998.
- BRADA, J. C.; KUTAN, A. M.; ZHOU, S. The exchange rate and the balance of trade: the Turkish experience. **The Journal of Development Studies**, v. 33, n. 5, p. 675-692, 1997.
- CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil:(1997/1998). **Texto para Discussão IPEA no. 698**, 2000.
- CARVALHO, A.; PARENTE, M. A. Estimação de Equações de Demanda de Importações por Categorias de Uso para o Brasil (1978/1996). **Texto para Discussão IPEA no. 698**, 1999.
- CASTAÑEDA, R. M. La curva J, ¿un fenómeno general? **Análisis Económico**, v. 24, n. 56, p. 37, 2009.
- CLEMENTS, M. P.; FRANSES, P. H.; SWANSON, N. R. Forecasting economic and financial time-series with non-linear models. **International Journal of Forecasting**, v. 20, n. 2, p. 169-183, 2004.
- DELATTE, A.L.; LÓPEZ-VILLAVICENCIO, A. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. **Journal of Macroeconomics**, v. 34, n. 3, p. 833-844, 2012.
- DIXIT, A. Hysteresis and the duration of the J-curve. **Japan and the World Economy**, v. 6, n. 2, p. 105-115, 1994.
- DORNBUSCH, R. Exchange rates and fiscal policy in a popular model of international trade. **American Economic Review**, p.859-871, 1975.
- DURMAZ, N. Industry level J-curve in Turkey. **Journal of Economic Studies**, v. 42, n. 4, p. 689-706, 2015.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.
- FERREIRA, A. H. B.; Testes de estabilidade para a função demanda de importações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 48, n. 3, p. 355-370, 1994.
- FMI. Fundo Monetário Internacional (2016) Maio, 2016. Disponível em: www.imf.org
- GERLACH, S. Intertemporal speculation, devaluation, and the 'J-curve'. **Journal of International Economics**, v. 27, n. 3, p. 335-345, 1989.
- GOLDSTEIN, M.; KHAN M. S. Income and Price Effects in Foreign Trade. **Handbook of international economics**, v. 2, p. 1041-1105, 1985.

- KYOPHILAVONG, P.; SHAHBAZ, M.; UDDIN, G. S. Does J-curve phenomenon exist in case of Laos? An ARDL approach. **Economic Modelling**, v. 35, p. 833-839, 2013.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, p. 1082-1089, 2003.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with one structural break. **Economics Bulletin**, v. 33, n. 4, p. 2483-2492, 2013.
- LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. Current account and exchange rates: a new look at the evidence. **NBER Working Paper Series**, n. 8361, 2001.
- MAGEE, S. P. Currency contracts, pass-through, and devaluation. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1973, n. 1, p. 303-325, 1973.
- MARÇAL, E. F.; MONTEIRO, W. O.; NISHIJIMA, M. Saldo comerciais e taxa de câmbio real: uma nova análise do caso brasileiro. **Economia**, v. 11, p. 1-20, 2009.
- MOURA, G.; DA SILVA, S. Is There a Brazilian J- Curve? **Economics Bulletin**, v. 6, n. 10, p. 1-17, 2005.
- OCDE. Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (2016) Maio, (2016). Disponível em: www.oecd.org
- PANOPOULOU, E.; PITTIS, N. A comparison of autoregressive distributed lag and dynamic OLS cointegration estimators in the case of a serially correlated cointegration error. **The Econometrics Journal**, v. 7, n. 2, p. 585-617, 2004.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Economics**, vol. 16, p. 289-326, 2001
- ROSE, A. K. Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries. **Economics Letters**, v. 34, n. 3, p. 271-275, 1990.
- ROSE, A. K.; YELLEN, J.L. Is there a J-curve? **Journal of Monetary Economics** Vol. 24, n. 1, p. 53-68, 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. 50, n. 4, p. 595-610, 2012.
- SHIN, Y.; YU, B.; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: **Festschrift in Honor of Peter Schmidt**. Springer New York, p. 281-314, 2014.
- TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 3, p. 415-426, 2005.
- VASCONCELOS, R. F. C.: O Comércio Brasil-Mercosul na Década de 90: Uma Análise pela Ótica do Comércio Intra-Industria. **Revista Brasileira de Economia, RBE/FGV**, v. 57, n. 1, 2003.
- VERHEYEN, F. Interest rate pass-through in the emu: new evidence using nonlinear ARDL framework. **Economics Bulletin**, vol. 33, n. 1, p. 729-739, 2013.

ANEXO

ANEXO A- Nomenclatura do Sistema Harmonizado

Capítulos	Nome
1	Animais vivos
2	Carnes e miudezas, comestíveis
3	Peixes e crustáceos, moluscos e outros invertebrados aquáticos
4	Leite e laticínios; ovos de aves; mel natural; produtos comestíveis de origem animal, não especificados nem compreendidos noutros Capítulos
5	Outros produtos de origem animal, não especificados nem compreendidos noutros Capítulos
6	Plantas vivas e produtos de floricultura
7	Produtos hortícolas, plantas, raízes e tubérculos, comestíveis
8	Frutas; cascas de frutos cítricos e de melões
9	Café, chá, mate e especiarias
10	Cereais
11	Produtos da indústria de moagem; malte; amidos e féculas; inulina; glúten de trigo
12	Sementes e frutos oleaginosos; grãos, sementes e frutos diversos; plantas industriais ou medicinais; palhas e forragens
13	Gomas, resinas e outros sucos e extratos vegetais
14	Matérias para entrançar e outros produtos de origem vegetal, não especificados nem compreendidos noutros Capítulos
15	Gorduras e óleos animais ou vegetais; produtos da sua dissociação; gorduras alimentares elaboradas; ceras de origem animal ou vegetal
16	Preparações de carne, de peixes ou de crustáceos, de moluscos ou de outros invertebrados aquáticos
17	Açúcares e produtos de confeitaria
18	Cacau e suas preparações
19	Preparações à base de cereais, farinhas, amidos, féculas ou leite; produtos de pastelaria
20	Preparações de produtos hortícolas, de frutas ou de outras partes de plantas
21	Preparações alimentícias diversas.
22	Bebidas, líquidos alcoólicos e vinagres
23	Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares; alimentos preparados para animais
24	Tabaco e seus sucedâneos manufacturados
25	Sal; enxofre; terras e pedras; gesso, cal e cimento
26	Minérios, escórias e cinzas
27	Combustíveis minerais, óleos minerais e produtos da sua destilação; matérias betuminosas; ceras minerais
28	Produtos químicos inorgânicos; compostos inorgânicos ou orgânicos de metais preciosos, de elementos radioativos, de metais das terras raras ou de isótopos
29	Produtos químicos orgânicos
30	Produtos farmacêuticos
31	Aduos (fertilizantes).
32	Extratos tanantes e tintoriais; taninos e seus derivados; pigmentos e outras matérias corantes; tintas e vernizes; mástiques; tintas de escrever
33	Óleos essenciais e resinóides; produtos de perfumaria ou de toucador preparados e preparações cosméticas
34	Sabões, agentes orgânicos de superfície, preparações para lavagem, preparações lubrificantes, ceras artificiais, ceras preparadas, produtos de conservação e limpeza, velas e artigos semelhantes, massas ou pastas para modelar, "ceras para dentistas" e composições para dentistas à base de gesso
35	Matérias albuminóides; produtos à base de amidos ou de féculas modificados; colas; enzimas

36	Pólvoras e explosivos; artigos de pirotecnia; fósforos; ligas pirofóricas; matérias inflamáveis
37	Produtos para fotografia e cinematografia
38	Produtos diversos das indústrias químicas.
39	Plásticos e suas obras
40	Borracha e suas obras
41	Peles, exceto as peles com pelo, e couros
42	Obras de couro; artigos de correeiro ou de seleiro; artigos de viagem, bolsas e artefatos semelhantes; obras de tripa
43	Peles com pelo e suas obras; peles com pelo artificiais
44	Madeira, carvão vegetal e obras de madeira
45	Cortiça e suas obras
46	Obras de espartaria ou de cestaria
47	Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; papel ou cartão para reciclar (desperdícios e aparas)
48	Papel e cartão; obras de pasta de celulose, de papel ou de cartão
49	Livros, jornais, gravuras e outros produtos das indústrias gráficas; textos manuscritos ou datilografados, planos e plantas
50	Seda
51	Lã, pelos finos ou grosseiros; fios e tecidos de crina
52	Algodão
53	Outras fibras têxteis vegetais; fios de papel e tecidos de fios de papel
54	Filamentos sintéticos ou artificiais; lâminas e formas semelhantes de matérias têxteis sintéticas ou artificiais
55	Fibras sintéticas ou artificiais, descontínuas.
56	Pastas (<i>ouates</i>), feltros e falsos tecidos; fios especiais; cordéis, cordas e cabos; artigos de cordoaria
57	Tapetes e outros revestimentos para pisos (pavimentos), de matérias têxteis
58	Tecidos especiais; tecidos tufados; rendas; tapeçarias; passamanarias; bordados
59	Tecidos impregnados, revestidos, recobertos ou estratificados; artigos para usos técnicos de matérias têxteis
60	Tecidos de malha
61	Vestuário e seus acessórios, de malha
62	Vestuário e seus acessórios, exceto de malha
63	Outros artefatos têxteis confeccionados; sortidos; artefatos de matérias têxteis, calçados, chapéus e artefatos de uso semelhante, usados; trapos
64	Calçados, polainas e artefatos semelhantes; suas partes
65	Chapéus e artefatos de uso semelhante, e suas partes
66	Guarda-chuvas, sombrinhas, guarda-sóis, bengalas, bengalas-assentos, chicotes, pingalins, e suas partes
67	Penas e penugem preparadas e suas obras; flores artificiais; obras de cabelo
68	Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, mica ou de matérias semelhantes
69	Produtos cerâmicos
70	Vidro e suas obras
71	Pérolas naturais ou cultivadas, pedras preciosas ou semipreciosas e semelhantes, metais preciosos, metais folheados ou chapeados de metais preciosos (plaquê), e suas obras; bijuterias; moedas
72	Ferro fundido, ferro e aço
73	Obras de ferro fundido, ferro ou aço
74	Cobre e suas obras
75	Níquel e suas obras
76	Alumínio e suas obras

77	<i>(Reservado para uma eventual utilização futura no Sistema Harmonizado)</i>
78	Chumbo e suas obras
79	Zinco e suas obras
80	Estanho e suas obras
81	Outros metais comuns; ceramais (<i>cermets</i>); obras dessas matérias
82	Ferramentas, artefatos de cutelaria e talheres, e suas partes, de metais comuns
83	Obras diversas de metais comuns
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes
85	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e acessórios
86	Veículos e material para vias férreas ou semelhantes, e suas partes; aparelhos mecânicos (incluindo os eletromecânicos) de sinalização para vias de comunicação
87	Veículos automóveis, tratores, ciclos e outros veículos terrestres, suas partes e acessórios
88	Aeronaves e aparelhos espaciais, e suas partes.
89	Embarcações e estruturas flutuantes
90	Instrumentos e aparelhos de óptica, de fotografia, de cinematografia, de medida, de controle ou de precisão; instrumentos e aparelhos médico-cirúrgicos; suas partes e acessórios
91	Artigos de relojoaria
92	Instrumentos musicais; suas partes e acessórios
93	Armas e munições; suas partes e acessórios
94	Móveis; mobiliário médico-cirúrgico; colchões, almofadas e semelhantes; aparelhos de iluminação não especificados nem compreendidos noutros Capítulos; anúncios, cartazes ou tabuletas e placas indicadoras, luminosos e artigos semelhantes; construções pré-fabricadas
95	Brinquedos, jogos, artigos para divertimento ou para esporte; suas partes e acessórios
96	Obras diversas
97	Objetos de arte, de coleção e antiguidades
98	<i>(Reservado para usos especiais pelas Partes Contratantes)</i>
99	Transações especiais

Fonte: MDIC/SECEX

APÊNDICE

APÊNDICE A- Porcentagem de cada setor no fluxo comercial(X+M) em US\$FOB entre Brasil e União Europeia (em bilhões de dólares americanos)

Cap. SH	2010		2011		2012		2013		2014		2015	
	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total
2	1,24	1,5%	1,54	1,54%	1,35	1,39%	1,37	1,39%	1,41	1,59%	1,16	1,65%
9	2,96	3,6%	4,40	4,41%	3,24	3,35%	2,56	2,60%	3,52	3,97%	3,09	4,38%
12	2,38	2,89%	2,82	2,83%	3,01	3,11%	2,84	2,88%	3,22	3,63%	2,25	3,19%
20	1,38	1,67%	1,74	1,75%	1,78	1,84%	1,75	1,78%	1,52	1,71%	1,44	2,05%
23	3,55	4,30%	4,19	4,21%	4,86	5,02%	4,82	4,90%	4,71	5,30%	3,48	4,93%
24	1,24	1,50%	1,12	1,12%	1,21	1,25%	1,28	1,30%	0,96	1,08%	0,84	1,19%
26	6,55	7,95%	9,24	9,27%	6,68	6,90%	7,57	7,69%	5,64	6,35%	3,57	5,06%
27	4,49	5,44%	5,68	5,70%	7,98	8,25%	6,06	6,15%	5,62	6,33%	3,12	4,42%
29	3,58	4,34%	3,82	3,83%	3,85	3,98%	3,90	3,96%	3,70	4,17%	3,29	4,67%
30	3,46	4,19%	4,07	4,09%	4,22	4,36%	4,49	4,55%	4,39	4,95%	3,69	5,23%
38	1,33	1,62%	1,70	1,71%	1,73	1,78%	1,93	1,96%	2,15	2,42%	1,77	2,51%
39	2,23	2,71%	2,75	2,76%	2,68	2,77%	2,76	2,81%	2,63	2,96%	2,36	3,34%
47	2,26	2,74%	2,30	2,30%	2,18	2,25%	2,11	2,14%	2,12	2,39%	2,17	3,08%
72	2,08	2,52%	3,29	3,30%	2,63	2,71%	1,90	1,93%	2,44	2,75%	2,35	3,33%
73	1,45	1,76%	1,43	1,43%	1,68	1,74%	2,01	2,04%	1,93	2,17%	1,36	1,93%
84	11,34	13,75%	14,24	14,29%	13,65	14,10%	14,16	14,37%	12,43	14,01%	9,53	13,50%
85	3,91	4,74%	4,80	4,82%	4,55	4,69%	4,70	4,77%	4,19	4,72%	3,40	4,83%
87	4,76	5,77%	5,65	5,67%	4,67	4,82%	5,71	5,80%	4,79	5,40%	3,17	4,49%
88	2,46	2,98%	2,16	2,17%	2,90	2,99%	2,43	2,47%	1,70	1,92%	1,27	1,81%
90	2,02	2,45%	2,31	2,32%	2,32	2,40%	2,58	2,61%	2,35	2,64%	1,85	2,63%

TOTAL (1até99)	82,47	100%	99,62	100%	96,81	100%	98,52	100%	88,76	100%	70,59	100%
	26 setores representam 85%		23 setores representam 84%		24 setores representam 85%		24 setores representam 24%		23 setores representam 84%		25 setores representam 84%	

Fonte: Elaborado pela própria autora através do website Aliceweb (MDIC/SECEX).

APÊNDICE B- Porcentagem de cada setor no fluxo comercial (X+M) em US\$FOB entre Brasil e MERCOSUL (em bilhões de dólares americanos)

Cap. SH	2010		2011		2012		2013		2014		2015	
	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total
10	1,83	4,67%	2,35	4,98%	2,37	5,65%	1,86	4,24%	1,44	3,82%	1,45	4,80%
11	0,60	1,53%	0,74	1,57%	0,71	1,69%	0,56	1,29%	0,63	1,67%	0,46	1,52%
26	0,96	2,45%	1,42	3,00%	0,82	1,97%	0,97	2,21%	1,01	2,69%	0,40	1,32%
27	2,50	6,37%	3,49	7,39%	2,80	6,67%	2,22	5,06%	2,61	6,93%	1,76	5,82%
29	0,57	1,47%	0,66	1,41%	0,63	1,50%	0,62	1,41%	0,55	1,46%	0,35	1,18%
38	0,75	1,93%	0,80	1,69%	0,78	1,86%	0,78	1,78%	0,79	2,10%	0,72	2,40%
39	1,98	5,05%	2,25	4,78%	2,05	4,87%	2,07	4,71%	2,11	5,61%	1,68	5,53%
40	0,93	2,38%	1,15	2,45%	0,96	2,30%	1,03	2,35%	0,87	2,31%	0,67	2,21%
48	0,62	1,58%	0,71	1,50%	0,59	1,40%	0,61	1,40%	0,60	1,60%	0,60	1,99%
72	1,05	2,67%	1,17	2,48%	1,17	2,79%	0,93	2,13%	0,69	1,83%	0,67	2,21%
84	3,10	7,91%	3,73	7,90%	2,88	6,86%	3,22	7,33%	2,70	7,16%	2,17	7,14%
87	13,11	33,43%	15,84	33,54%	14,85	35,31%	17,78	40,45%	12,64	33,53%	10,15	33,40%
TOTAL (1 até 99)	39,22	100%	47,22	100%	42,05	100%	43,95	100%	37,69	100%	30,38	100%
	15 setores representam 79%		15 setores representam 79%		17 setores representam 81%		15 setores representam 79%		17 setores representam 80%		18 setores representam 80%	

Fonte: Elaborado pela própria autora através do website Aliceweb (MDIC/SECEX).

APÊNDICE C- Porcentagem de cada setor no fluxo comercial (X+M) em US\$FOB entre Brasil e os Estados Unidos (em bilhões de dólares americanos)

Cap. SH	2010		2011		2012		2013		2014		2015	
	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total	Fluxo Comercial	% do Total
9	1,11	2,41%	1,89	3,17%	1,13	1,92%	0,98	1,62%	1,31	2,12%	1,31	2,60%
27	8,83	19,07%	12,69	21,23%	12,06	20,41%	10,39	17,13%	11,01	17,75%	6,13	12,12%
28	0,87	1,88%	1,15	1,93%	1,17	1,99%	1,13	1,86%	1,09	1,76%	1,04	2,06%
29	2,69	5,81%	2,97	4,96%	2,90	4,92%	3,23	5,32%	3,09	4,98%	2,40	4,75%
30	1,35	2,91%	1,37	2,30%	1,34	2,28%	1,48	2,44%	1,56	2,52%	1,38	2,73%
38	0,93	2,02%	1,20	2,01%	1,24	2,11%	1,66	2,74%	1,63	2,63%	1,36	2,70%
40	1,11	2,39%	1,33	2,23%	1,23	2,09%	1,06	1,76%	0,97	1,57%	0,81	1,60%
47	1,02	2,20%	1,11	1,86%	1,07	1,82%	1,17	1,94%	1,10	1,78%	1,12	2,23%
68	0,62	1,34%	0,66	1,11%	0,71	1,21%	0,92	1,52%	0,93	1,50%	0,91	1,81%
72	1,70	3,67%	3,57	5,97%	3,74	6,34%	3,27	5,39%	3,95	6,37%	3,07	6,08%
73	0,64	1,38%	0,76	1,27%	0,77	1,31%	0,92	1,52%	1,02	1,65%	0,78	1,55%
84	7,89	17,03%	9,49	15,87%	9,44	15,99%	9,92	16,35%	10,37	16,71%	9,16	18,12%
85	2,48	5,35%	2,92	4,90%	3,38	5,73%	3,65	6,01%	3,25	5,24%	2,38	4,71%
87	1,27	2,74%	1,44	2,41%	1,43	2,43%	1,44	2,38%	1,33	2,15%	1,20	2,38%
88	1,61	3,47%	2,08	3,48%	2,25	3,81%	2,42	3,98%	3,20	5,16%	3,73	7,38%
TOTAL (1 até 99)	46,35	100%	59,77	100%	59,06	100%	60,67	100%	62,04	100%	50,55	100%
	18 setores representam 82%		19 setores representam 85%		20 setores representam 87%		21 setores representam 87%		21 setores representam 86%		19 setores representam 85%	

Fonte: Elaborado pela própria autora através do website Aliceweb (MDIC/SECEX).

APÊNDICE D- Teste de raiz unitária, ADF, DF-GLS, PP e NG-PERRON para relação comercial Brasil e União Europeia

Série	Em Nível							Em Primeira diferença						
	ADF	DF-GLS	PP	MZa	MZt	MSB	MPT	ADF	DF-GLS	PP	MZa	MZt	MSB	MPT
LNS02	-2,92	-0,37	-9,79**	-0,24	-0,20	0,82	133,61	-28,93**	-1,86	-82,27**	-0,20	-0,30	1,46	392,74
LNS09	-0,73	-0,97	-8,57**	-2,41	-0,92	0,38	309,63	-23,89**	-2,00	-64,92**	-0,21	-0,31	1,48	402,14
LNS12	-7,12**	-0,45	-5,95**	0,09	0,09	1,02	210,16	-14,79**	-0,51	-28,77**	0,57	1,21	2,12	910,55
LNS20	-2,35	-1,76	-8,64**	-5,47	-1,64	0,30	16,62	-20,29**	-1,47	-20,29**	-0,05	-0,08	1,53	440,56
LNS23	-1,57	-1,41	-8,70**	-2,39	-1,08	0,45	37,73	-21,02**	-2,11	-81,78**	-0,10	-0,18	1,82	614,39
LNS24	-2,31	-2,00	-11,14**	-0,90	-0,60	0,66	84,10	-22,54**	-0,75	-64,03**	-0,08	-0,20	2,46	1104,05
LNS26	-2,60	-2,59	-13,69**	-100,42**	-7,08**	0,07**	0,91	-22,77**	-1,74	-82,36**	-130,67**	-8,08**	0,06**	0,69
LNS27	-1,71	-0,44	-9,00**	-31,87**	-3,95**	0,12**	3,07**	-22,23**	-1,62	-131,43**	-84,22**	-6,48**	0,07**	1,10**
LNS29	-1,40	-0,78	-10,85**	-10,51	-2,09	0,19	9,60	-25,00**	-1,75	-84,90**	-0,36	-0,41	1,13	234,18
LNS30	-1,879	-1,93	-10,33**	-28,68**	-3,78**	0,13**	3,20**	-22,76**	-22,68**	-47,46**	-143,47**	-8,46**	0,05**	0,64**
LNS38	-2,33	-2,17	-7,72**	-67,71**	-5,80**	0,08**	1,42**	-19,64**	-1,29	-33,80**	-91,14**	-6,72**	0,07**	1,09**
LNS39	-3,59**	-2,47	-7,53**	-15,85*	-2,76*	0,17*	6,04*	-20,50**	-1,43	-36,44**	-0,67	-0,53	0,79	116,48
LNS47	-3,79**	1,20	-10,19**	-4,63	-1,43	0,30	19,07	-24,29**	-2,36	-37,35**	0,01	0,03	1,66	518212
LNS72	-2,62	-2,73*	-8,29**	-30,50**	-3,81**	0,12**	3,50**	-24,72**	-1,36	-39,12**	-83,65**	-6,46**	0,07**	1,09**
LNS73	-3,04	-2,64*	-7,50**	-31,01**	-3,92**	0,12**	3,01**	-21,56**	-0,55	-28,22**	-12,10	-2,20	0,18*	8,87
LNS84	-1,64	-1,32	-6,37**	-1,89	-0,94	0,49	45,85	-22,62**	-1,11	-38,74**	-0,08	-0,16	2,08	797,38
LNS85	-2,22**	-1,03	-6,23**	-4,05	-1,38	0,34	22,05	-26,22**	-1,68	-53,22**	-1,11	-0,66	0,60	68,69
LNS87	-1,61	-1,42	-3,45**	-4,69	-1,53	0,32	19,38	-25,16**	-1,32	-31,35**	-0,15	-0,18	1,18	265,96
LNS88	-2,40	-2,10	-10,42**	-27,89**	-3,73**	0,13**	3,27**	-20,92**	-1,91	-124,20**	-170,12**	-9,21**	0,05**	0,54**
LNS90	-1,83	-1,57	-11,17**	-3,63	-1,34	0,37	25,02	-23,26**	-1,93	-55,64**	-0,01	-0,01	1,19	272,26
LNRYBR	-0,96	-0,93	-0,91	-3,55	-0,92	0,25	19,77	-9,21**	-2,08	-14,74**	-3,31	-1,25	0,37	26,93
LNRYUE	-0,72	-1,28	-1,54	-29,38**	-3,63**	0,12**	4,22**	-2,14	-2,02	-17,52**	-0,58	-0,53	0,92	154716
LNRE	-1,87	-1,88*	-1,68	-5,92	-1,69*	0,28	4,21*	-5,51**	-1,07	-12,20**	0,40	0,77	1,90	204,94
REPO	-0,84	1,89	-0,72	1,48	2,18	1,47	158,00	-5,05**	-1,91*	-10,56**	-3,45	-1,31	0,38	7,09
RENE	-0,88	-1,00	-1,39	-3,29	-1,02	0,31	22,91	-6,04**	-2,18	-11,72**	-3,08	-1,22	0,39	29,17

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Os valores que apresentam *, ** e *** denotam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com o nível de significância de 10% , 5% e 1% respectivamente.

APÊNDICE E- Teste de raiz unitária, DF-GLS e Ng-Perron, relação comercial Brasil e União Europeia para os setores que foram dessazonalizados

SETORES	Em Nível					Em Primeira Diferença				
	DF-GLS	MZa	MZt	MSB	MPT	DF-GLS	MZa	MZt	MSB	MPT
LNS02	-0,61	-0,48	-0,48	0,99	49,21	-0,03	0,44	1,80	4,01	898
LNS09	-0,763	-1,56	-0,58	0,37	10,70	-0,52	-0,02	0,04	1,60	134,9
LN12	-1,532	-3,05	-1,21	0,39	29,39	-2,18	-0,43	-0,45	1,05	202,9
LNS20	-1,588	-4,82	-1,54	0,32	18,85	-1,76	-0,33	-0,32	0,99	186,5
LNS23	-1,753	-5,83	-1,68	0,28	15,58	-22,62**	-80,63**	-6,34**	0,07**	1,13**
LNS24	-1,036	-0,95	-0,60	0,62	21,13	-1,74*	-0,10	-0,22	2,22	242,89
LNS29	-0,346	-0,42	-0,38	0,89	41,75	0,04	0,60	2,44	4,03	942,61
LNS47	-1,17	-2,35	-0,98	0,41	34,34	-2,84*	-0,09	-0,13	1,31	326,48
LNS84	-0,71	-0,82	-0,61	0,74	28,02	-2,12**	1,09	1,39	1,27	111,03
LNS85	-0,57	-0,61	-0,42	0,69	26,54	-2,48**	-0,47	-0,34	0,71	28,86
LNS87	-0,94	-2,81	-1,02	0,36	8,26	-1,53	-0,36	-0,39	1,10	60,45
LNS90	-1,80	-4,28	-1,41	0,32	20,79	-1,73	0,23	0,32	1,37	372,21
LNBYBR	-0,827	-3,05	-0,81	0,26	21,08	-2,21	-4,49	-1,47	0,32	20,10
LNRE	-1,85*	-5,17	-1,59	0,30	4,78	-0,68	-0,49	1,05	2,12	258,30
RENE	-0,81	-2,45	-0,84	0,34	27,54	-3,02**	-9,91	-2,21	0,22	9,22

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Os valores que apresentam *, ** e *** denotam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

APÊNDICE F- Teste de raiz unitária, ADF, DF-GLS, PP e NG-PERRON para relação comercial Brasil e Estados Unidos

Série	Em Nível							Em Primeira diferença						
	ADF	DF-GLS	PP	MZa	MZt	MSB	MPT	ADF	DF-GLS	PP	MZa	MZt	MSB	MPT
LNS09	-1,79	-1,49	-9,79**	-4,58	-1,51	0,32**	5,34**	-19,68**	-0,68	-83,23**	0,45	1,23	2,70**	413,29**
LNS27	-4,34**	-1,89	-8,22**	-6,45	-1,73	0,26**	14,13**	-22,20**	-2,49	-103,67**	-0,77	-0,62	0,80**	116,95**
LNS28	-3,43**	-1,04	-11,86**	-1,17	-0,67	0,57**	17,61**	-25,81**	-0,09	-82,28**	0,06	0,22	3,24**	534,46**
LNS29	-3,14**	-2,30**	-11,22**	-7,76*	-1,86*	0,23**	3,56**	-26,51**	-2,01**	-59,40**	1,23	1,37	1,11**	88,91**
LNS30	-1,81	1,09	-5,46	0,58	1,08	1,84**	201,05**	-23,37**	-0,05	-54,21**	0,41	2,89**	6,91**	2625,91**
LNS38	-3,24*	-1,11	-10,08**	-1,42	-0,81	0,57**	60,72**	-23,86**	-1,37	-42,35**	0,01	0,02	1,74**	568,48**
LNS40	-4,25**	-4,29**	-7,10	-31,31**	-3,92**	0,12	3,11	-21,67**	-2,19	-22,08**	-0,39	-0,32	0,80**	124,39**
LNS47	-4,28**	-4,07**	-15,20**	-22,75**	-3,36**	0,14	4,04	-28,90**	-1,52	-237,48**	-0,05	-0,09	1,64**	502,14**
LNS68	-0,73	0,67	-5,87**	0,68	0,89	1,30**	106,79**	-22,95**	-0,52	-33,77**	0,42	0,86	2,00**	228,75**
LNS72	-2,14	-2,09**	-4,72**	-8,07*	-2,00**	0,24**	3,06**	-19,56**	-0,14	-28,70**	-0,13	-0,25	1,82**	163,22**
LNS73	-4,73**	-2,70*	-7,40**	-14,10	-2,65*	0,18*	6,49**	-22,31**	-2,57	-23,10**	-0,26	-0,30	1,14**	242,48**
LNS84	-3,85**	-3,07**	-4,06**	-20,00**	-3,11**	0,15	1,38	-17,05**	0,56	-16,90**	0,25	0,87	3,44**	629,34**
LNS85	-2,56	-1,11	-4,13**	-2,44	-1,03	0,42**	9,64**	-23,29**	-1,14	-33,80**	0,42	0,51	1,21**	88,344**
LNS87	-0,63	-0,25	-2,12	-0,67	-0,51	0,76**	30,07**	-24,40**	-0,98	-34,72**	0,15	0,23	1,51**	124,20**
LNS88	-1,09	-1,07	-6,04**	-1,38	-0,63	0,45**	13,24**	-25,28**	-0,38	-41,42**	-0,04	-0,13	2,88**	409,22**
LNS90	-1,54	-1,18	-2,33	-2,18	-1,04	0,47**	11,15**	-23,49**	-0,29	-39,06**	0,02	0,04	1,59**	131,90**
LNYBR	-0,96	-0,93	-0,91	-3,55	-0,92	0,25	19,77	-9,21**	-2,08	-14,74**	-3,31	-1,25	0,37	26,93
LNYUSA	-2,87	-2,77*	-2,18	-23,65**	-3,43**	0,14	3,86	-3,24*	-3,00**	-12,51**	-12,31	-2,48	0,20**	7,40**
LNRE	-1,48	-1,49	-1,27	-3,37	-1,24	0,36**	7,22**	-5,31**	-0,56	-11,40**	-3,76	-1,23	0,32**	22,39**
REPO	-1,53	1,65*	1,41	1,28	1,73*	1,35**	129,52**	-2,27	-1,52	-9,13**	-4,13	-1,43	0,34**	5,92**
RENE	-1,78	1,19	-2,42	0,91	1,37	1,49**	144,48**	-4,18**	-4,07**	-10,86**	-22,99**	-3,39**	0,14	1,06

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Os valores que apresentam *, ** e *** denotam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

APÊNDICE G- Teste de raiz unitária, ADF, DF-GLS, PP e NG-PERRON para relação comercial Brasil e MERCOSUL

Série	Em Nível							Em Primeira diferença						
	ADF	DF-GLS	PP	MZa	MZt	MSB	MPT	ADF	DF-GLS	PP	MZa	MZt	MSB	MPT
LNS10	-2,45	-1,90	-8,67***	-84,05***	-6,45***	0,07	1,20	-18,13***	-2,27	-47,16***	-0,03	-0,04	1,31***	329,27***
LNS11	-1,55	-1,10	-11,46***	-1,18	-0,70	0,59***	18,62***	-24,18***	-0,54	-83,10***	1,18	3,16***	2,66***	472,09***
LNS27	-2,33	1,70	-12,02***	-2,17	-0,94	0,43***	36,98***	-24,74***	-1,87	-91,91***	0,11	0,24	2,05***	802,40***
LNS29	-3,83**	-3,54***	-14,59***	-6,98	-1,79	0,25***	13,14***	-24,05***	-0,89	-75,46***	0,27	0,66	2,36***	1081,18***
LNS38	-3,27***	-3,17***	-11,14***	-9,58**	-2,09**	0,21***	2,91***	-22,82***	-0,12	-62,21***	0,08	0,20	2,46***	311,28***
LNS39	-3,02**	-1,81*	-11,64***	-4,04	-1,41	0,34**	6,07***	-23,69***	-23,61***	-67,58***	-77,51***	-6,22***	0,08	0,31
LNS40	-2,67*	-2,14**	-13,39***	-3,51	-1,32	0,37**	6,96**	-23,78***	-23,83***	-75,08***	-1,18	-0,76	0,64**	20,71**
LNS48	-2,04	-2,18	-12,70***	-3,24	-1,19	0,36**	26,36**	-24,64***	-1,60	-73,12***	-0,05	-0,13	2,55**	1191,20**
LNS72	-2,38	-1,97	-10,99***	-3,95	-1,37	0,34***	22,63***	-22,82***	-1,77	-63,13***	-0,20	-0,31	1,55***	439,81***
LNS84	-1,97	-1,86*	-12,88***	-3,06	-1,22*	0,40***	7,99***	-24,42***	-24,39***	-68,00***	-75,10***	-6,12***	0,08	0,33
LNS87	-1,98	-1,78*	-12,82***	-3,02	-1,21	0,40***	8,07***	-24,82***	-0,50	-64,53***	0,01	0,05	3,13***	490,45***
LNYBR	-0,96	-0,93	-0,91	-3,55	-0,92	0,25	19,77	-9,21**	-2,08	-14,74**	-3,31	-1,25	0,37	26,93
LNYARG	-1,57	-1,71	-4,37***	-9,59	-2,16	0,22***	9,61***	-14,98***	-1,65	-24,06***	-0,29	-0,37	1,27***	297,33***
LNRE	-3,36*	-3,29**	-3,40*	-19,94**	-3,15**	0,15**	4,57**	-6,49***	-1,45	-11,14***	-16,92*	-2,89*	0,17*	5,46**
REPO	-2,07	-1,91	-1,76	-7,93	-1,91	0,24	11,71	-4,58***	-2,45	-9,09***	-81,04***	-6,35***	0,07	1,15***
RENE	-2,56	-2,32	-2,54	-10,85	-2,32	0,21	8,40	-6,22***	-6,23***	-10,25***	-89,59***	-6,69***	0,07***	1,01***

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Os valores que apresentam *, ** e *** denotam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

APÊNDICE H- Teste de raiz unitária de Lee-Strazicich para as séries que apresentaram quebra estrutural no comércio entre Brasil e União Europeia (tipo BREAK)

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras	
		Lags	Estatística t	Lags	Estatística t
LNYBR	BREAK	9	-4,2400*	9	-5,2043*
LNS02	BREAK	10	-4,2829*	10	-9,0586***
LNS09	BREAK	11	-3,6127	1	-6,6255***
LNS12	BREAK	11	-5,0923**	11	-6,4958***
LNS20	BREAK	12	-4,7573**	5	-5,6506*
LNS29	BREAK	11	-4,4197*	10	-7,0753***
LNS87	BREAK	10	-3,5286	12	-5,6088*
LNS90	BREAK	11	-3,7888	0	-9,7589***

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Os valores que apresentam *, ** e *** denotam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Nota: Os valores críticos para uma quebra na tendência e no nível, modelo C, estão reportados em Lee e Strazicich (2013, Tabela 1) e para duas quebras, também modelo C, em Lee e Strazicich (2003, Tabela 2).

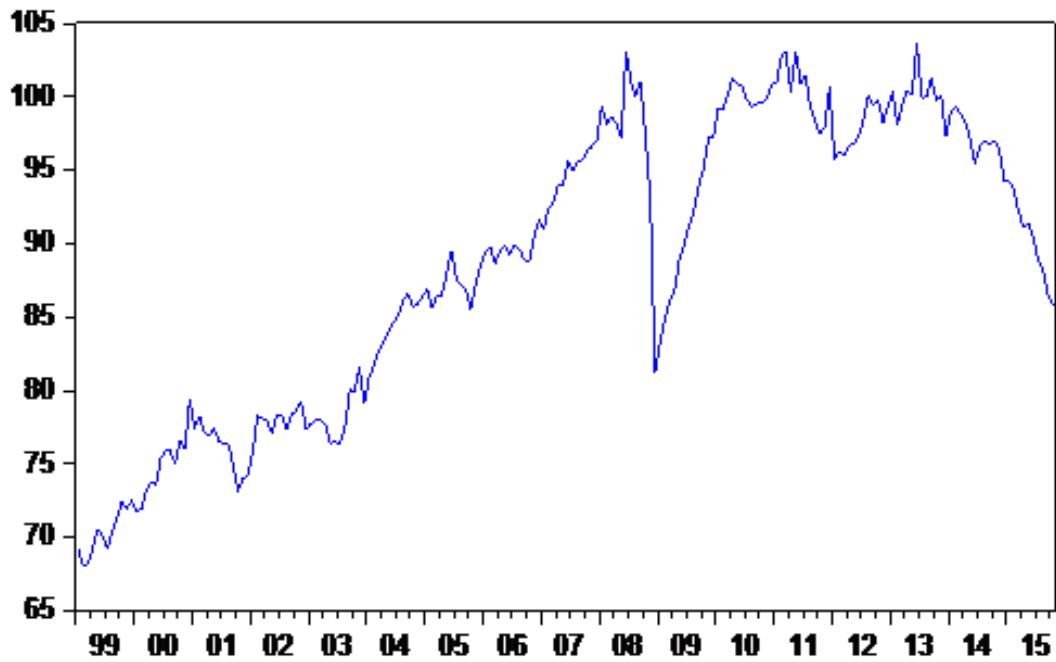
APÊNDICE I- Teste de raiz unitária de Lee-Strazicich para as séries que apresentaram quebra estrutural no comércio entre Brasil e União Europeia (tipo CRASH)

Variável	Tipo	Uma Quebra		Duas Quebras	
		Lags	Estatística t	Lags	Estatística t
LNS02	CRASH	11	-1,5470	10	2,6833
LNS09	CRASH	9	-2,6236	1	-5,4102*
LNS12	CRASH	11	-0,996	11	-1,3927
LNS20	CRASH	3	-2,0763	3	-2,3924
LNS29	CRASH	10	-3,3514	10	-4,0873
LNS87	CRASH	11	-1,96	12	-2,9064
LNS90	CRASH	11	-2,1219	4	-2,4100

Fonte: Elaborado pela própria autora através dos cálculos do trabalho. Os valores que apresentam *, ** e *** denotam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

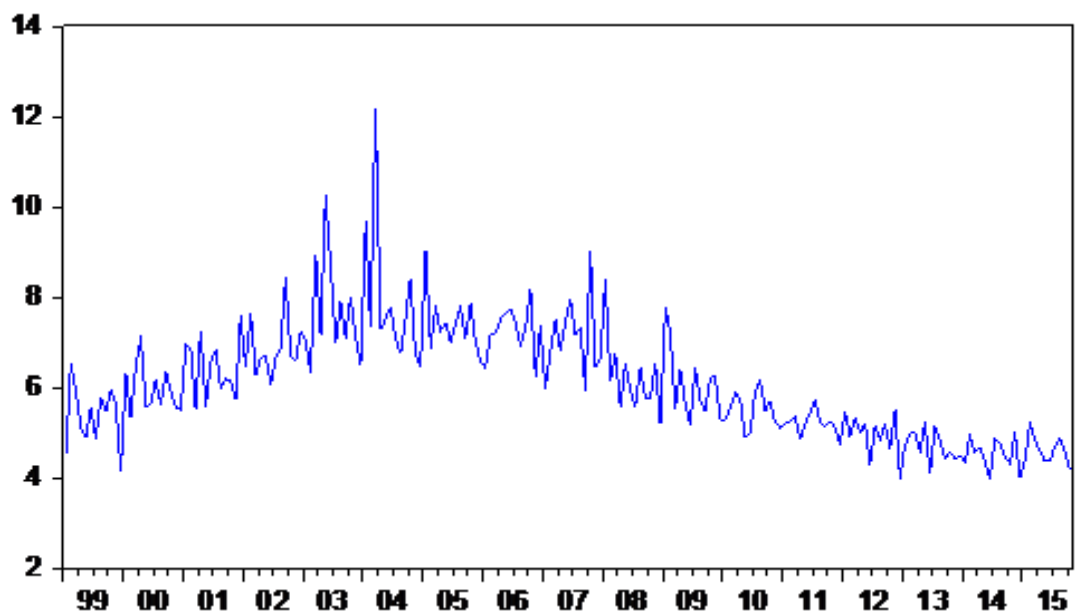
Nota: Os valores críticos para uma quebra na tendência e no nível, modelo C, estão reportados em Lee e Strazicich (2013, Tabela 1) e para duas quebras, também modelo C, em Lee e Strazicich (2003, Tabela 2).

APÊNDICE J- Gráfico da produção industrial Brasileira



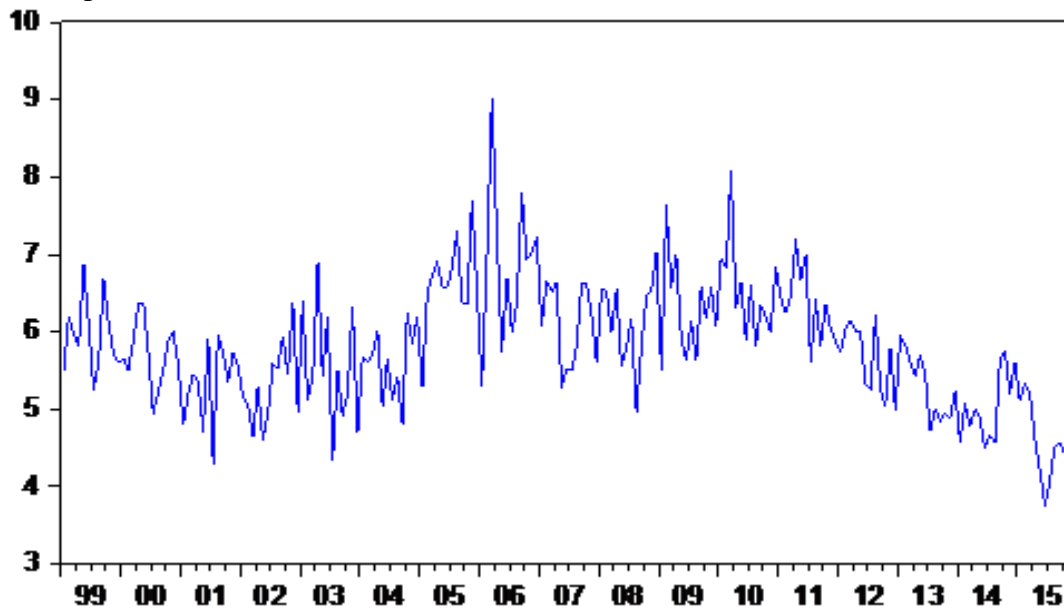
Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.

APÊNDICE K- Gráfico da série histórica do capítulo 02 da relação comercial Brasil e União Europeia



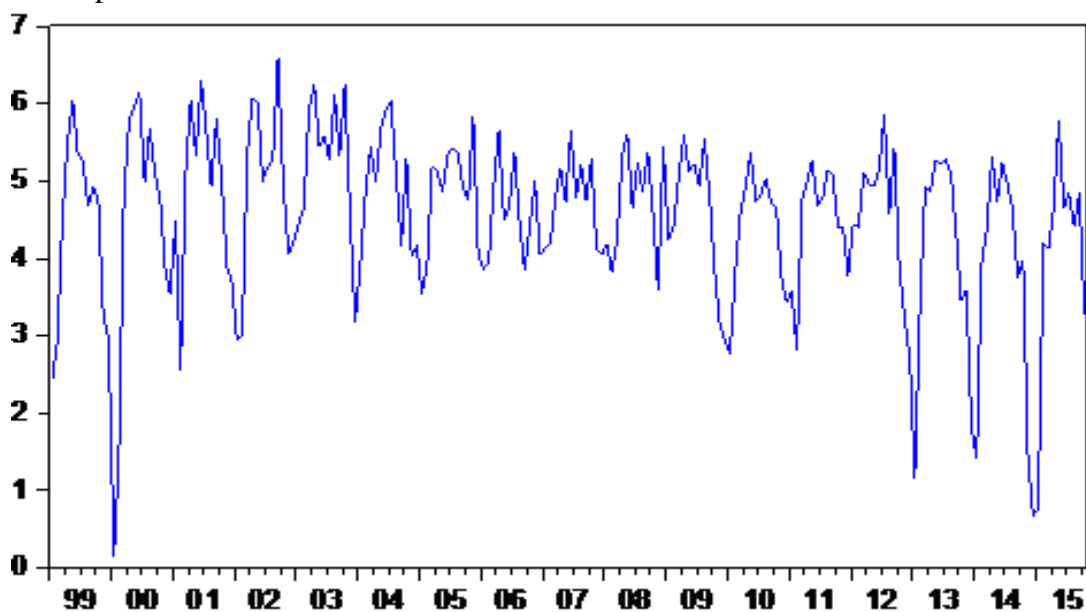
Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.

APÊNDICE L- Gráfico da série histórica do capítulo 09 da relação comercial Brasil e União Europeia



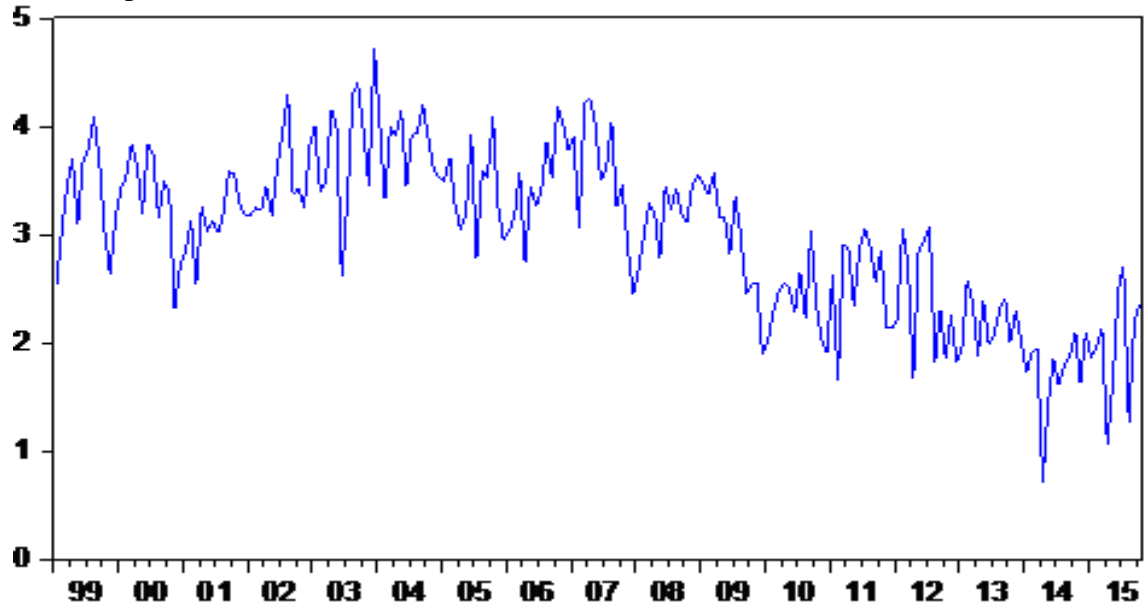
Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.

APÊNDICE M- Gráfico da série histórica do capítulo 12 da relação comercial Brasil e União Europeia



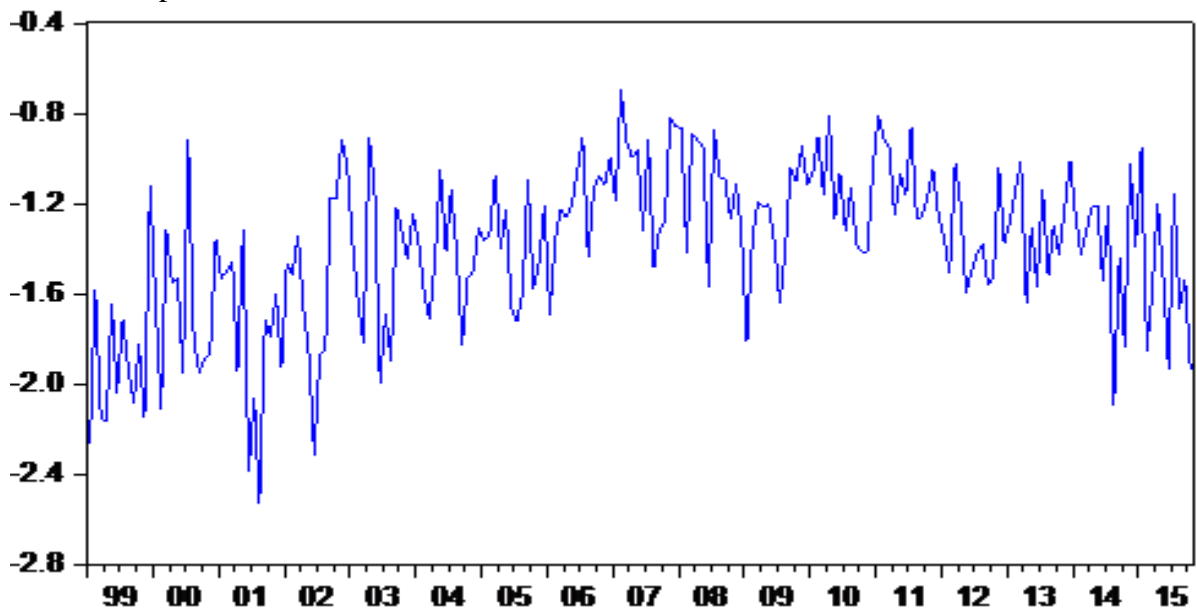
Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.

APÊNDICE N- Gráfico da série histórica do capítulo 20 da relação comercial Brasil e União Europeia



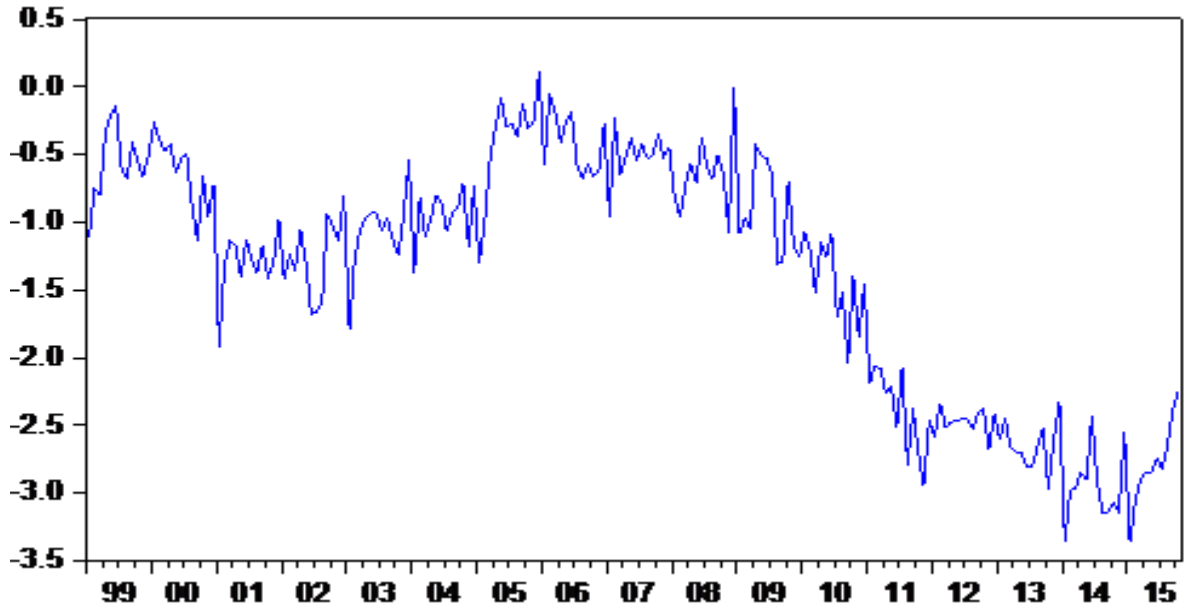
Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.

APÊNDICE O- Gráfico da série histórica do capítulo 29 da relação comercial Brasil e União Europeia



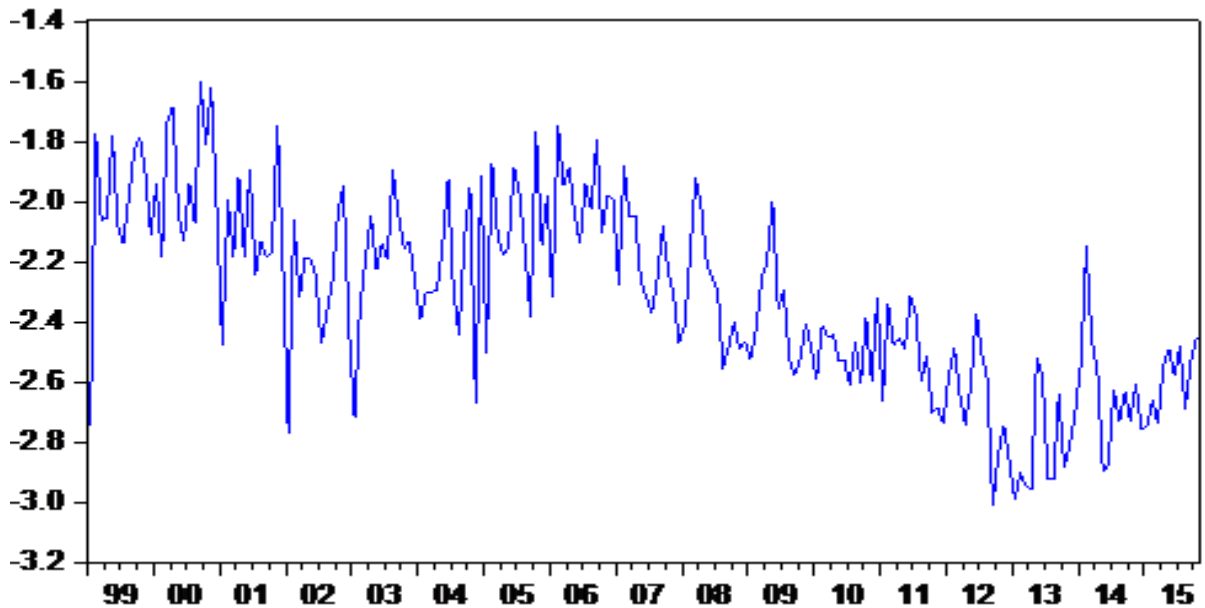
Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.

APÊNDICE P- Gráfico da série histórica do capítulo 87 da relação comercial Brasil e União Europeia



Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.

APÊNDICE Q- Gráfico da série histórica do capítulo 90 da relação comercial Brasil e União Europeia



Fonte: Elaborado pela própria autora através do auxílio do software Eviews 7.