

AS ELASTICIDADES SETORIAIS DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS: UMA ANÁLISE EMPIRICA NO CURTO E LONGO PRAZO

Dieison Lenon Casagrande¹
Paulo Ricardo Feistel²
Álvaro Barrantes Hidalgo³
André Filipe Zago de Azevedo⁴

Resumo

O presente estudo tem como objetivo analisar o desempenho das exportações brasileiras de produtos Básicos e Manufaturados para a Ásia e os Blocos Econômicos Nafta e União Europeia no período de 1999 a 2013. Com base na literatura tradicional de comércio exterior inferiu-se que os determinantes das exportações estão atrelados a um índice de renda dos parceiros comerciais, ao índice de preço relativo das exportações e a taxa de câmbio real. Utilizando ferramental estatístico, foram estimadas equações de curto e longo prazo para as exportações brasileiras em nível de setor. Assim, a partir de uma extensão do modelo teórico tradicional de substitutos imperfeitos, elaborado por Goldstein e Khan (1978), foi utilizado o método de cointegração de Johansen e o Modelo de Correção de Erros (ECM) para a determinação das elasticidades. Os resultados apontaram que, frente aos impactos setoriais, as elasticidades do comércio com a Ásia e o Nafta da classe de produtos básicos são mais sensíveis à renda, enquanto que a de manufaturados é mais sensível à variação da taxa de câmbio. Por outro lado, nas exportações para a União Europeia, a renda é o principal determinante da classe de manufaturados, enquanto os produtos básicos são mais sensíveis ao câmbio. Em referência às elasticidades setoriais médias, pode-se dizer que a renda é o principal determinante das exportações de produtos básicos, enquanto os manufaturados são mais sensíveis às variações dos níveis de preços. Por fim, quanto ao impacto negativo da volatilidade cambial, verificou-se ser uma dinâmica, predominantemente, de curto prazo.

Palavras-chave: Exportações Setoriais Brasileiras. Modelo de Substitutos Imperfeitos. Elasticidades.

Abstract

The study aims to analyze the performance of Brazilian exports of Primary and Industrial products to Asia and Blocs NAFTA and the EU for the period 1999-2013. Therefore, the traditional literature of foreign trade, inferred that the determinants of exports are pegged to an index of income from trading partners, the index of relative price of exports and the exchange rate and, through statistical tools, equations for short and long run for the Brazilian sector exports were estimated. Thus, from an extension of the traditional theoretical model of imperfect substitutes, prepared by Goldstein and Khan (1978), the method of Johansen cointegration and Error Correction Model (ECM) for determining the elasticities was used. The results showed that, compared to sectoral impacts, the elasticities of trade with Asia and Nafta that the class of commodities is more sensitive to income, while that of industrial goods is more sensitive to exchange rate variations. On the other hand, exports to the EU, income is the primary determinant of the class of manufactured goods, while commodities are more sensitive to exchange rates. In reference to average sectorial elasticities, it can be said that income is the main determinant of commodity exports, while industrial products are more sensitive to changes in price levels. Finally, the negative effect of exchange rate volatility, was found to be a dynamic, predominantly short term.

Key-Words: Brazilian Exports Sector. Model of Imperfect Substitutes. Elasticities.

Área 7: Economia Internacional

Classificação JEL: F 13

¹ Doutorando PIMES/UFPE e Mestre pelo PPGE&D/UFSM. E-mail: dieisonlenon@yahoo.com.br

² Professor Adjunto do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento (PPG&D) da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: prfeistel@yahoo.com.br

³ Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo. Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: abarrantes@uol.com.br

⁴ Professor do Mestrado em Economia e do Mestrado Profissional em Gestão e Negócios/ Unisinos e Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: aazevedo@unisinos.br

1. Introdução

O comportamento dos fluxos de comércio exterior pode ter inúmeras implicações sobre as economias abertas, sendo suas dinâmicas seguidas de perto pelos mercados e pelos formuladores de políticas macroeconômicas. Desse modo, o grau de inter-relacionamento do comércio com seus pares é profícuo para os formuladores de políticas que optam entre a adoção da política comercial e/ou opções de desvalorização da taxa de câmbio, a fim de lapidar a situação do comércio com o exterior.

No Brasil, desde 1999 até os dias atuais, as exportações vêm apresentando crescimento médio anual de 14,4%⁵. Dentre os principais destinos das exportações brasileiras, destacam-se a Ásia (sendo a China o principal parceiro), o MERCOSUL (com principal parceiro a Argentina), o Nafta (principal parceiro os Estados Unidos) e a União Europeia. A partir de 1999, a participação média dos referidos parceiros comerciais nas exportações brasileiras girou em torno de 76,5% - ao analisar-se pela ótica da receita - enquanto que, em *quantum*, esta participação gira em torno de 90,0%. Em particular, destaca-se a significativa redução da participação do Nafta e da União Europeia, com representatividade reduzida de 24,4% e 27,9% em 1999, para 12,8% e 19,0% em 2012, respectivamente. Do mesmo modo, a participação das exportações para o MERCOSUL caiu de 14,4% em 1999, para 11,9% em 2012. Por outro lado, a participação asiática aumentou, variando de 11,8% em 1999, para 31,1% em 2012 (MDIC/SECEX).

Ao analisar-se a composição por fator agregado da pauta de exportações brasileiras, verifica-se acentuado declínio da participação de produtos manufaturados na grade exportadora. Com representatividade em torno de 47,0% em 1999, o setor representou apenas 30,3% em 2012. Por outro lado, a participação de produtos básicos mais que dobrou nesse período, saltando de 19,3% no início da série para 40,4% ao final. Já os produtos semimanufaturados continuam com uma participação constante, em torno de 30,0%. Quanto aos produtos básicos, os principais produtos exportados são soja em grão, minério de ferro e petróleo bruto. No que se refere aos semimanufaturados, os principais são açúcar em bruto, celulose e semimanufaturados de ferro/aço. Por fim, os produtos manufaturados em destaque são automóveis de passageiros, plataforma para extração de petróleo e autopeças⁶.

Dada a dinâmica das exportações brasileiras, cabe o desafio de identificar qual a sensibilidade das exportações de produtos básicos e manufaturados em relação a mudanças em variáveis condicionantes do comércio internacional, e quais destas variáveis são mais importantes na explicação destas relações. Frente a isso, de acordo com Ferreira (1998, p.01), “as elasticidades das funções de exportação de um dado país ou região podem variar significativamente conforme o mercado a que se destinam as exportações”. Ainda, segundo Manzur (1990), uma das principais conclusões da literatura, é que as elasticidades renda e preço diferem significativamente entre os grupos de *commodities* e, de modo geral, as elasticidades renda e preço por bens manufaturados são maiores que as elasticidades por bens não manufaturados. Congruente ao exposto, a hipótese em que se encontra abarcado o presente estudo é que existem diferenças de comportamento do *quantum* exportado dos setores frente ao desempenho das variáveis macroeconômicas internacionais (relação verificada através da análise das elasticidades).

Embasado na teoria econômica tradicional sobre os determinantes do comércio internacional, procura-se identificar quais são os possíveis fatores que explicam as exportações do Brasil. Essencialmente, estes fatores estão atrelados a variável que retrata o nível de renda real externa, o preço das exportações e a taxa real de câmbio, os quais são possíveis fatores que explicam as exportações do Brasil. Assim, busca-se aprimorar o entendimento sobre como os acontecimentos externos afetam a economia brasileira e fornecer uma intuição da magnitude e velocidade desses impactos. Portanto, analisar os acontecimentos externos e seus impactos sobre a economia nacional constitui um construto importante no contexto da estratégia de política monetária do Banco Central do Brasil, em particular,

⁵ Devido, em grande parte, ao fracasso do sistema financeiro internacional a finais da última década e pela concorrência acirrada que se desenha pelos mercados que ainda apresentam crescimento econômico, o início de 2013 não foi nada promissor para o desenvolvimento do comércio externo brasileiro, sendo que a primeira metade do ano fechou com um déficit na balança comercial.

⁶ Dados: SECEX/MDIC, informações referentes a primeira metade do ano de 2013.

dada a complexidade destas interações, bem como os mecanismos pelos quais os acontecimentos externos afetam a economia brasileira.

Perante o exposto, o objetivo deste trabalho é analisar o desempenho das exportações brasileiras de produtos básicos e manufaturados, para a Ásia e os Blocos Comerciais do Nafta e União Europeia⁷, no período de janeiro de 1999 a junho de 2013, a partir da identificação, com base nos fundamentos teóricos, dos principais determinantes e estimar, através do ferramental estatístico, as elasticidades do *quantum* exportado frente aos seus determinantes⁸. Além disso, através da extensão dos modelos tradicionais de substitutos imperfeitos da teoria de comércio internacional, estimar uma função para a demanda de exportações e, por fim, através do ferramental econométrico estimar e analisar as elasticidades renda, preço e câmbio das exportações brasileiras e, através destas elasticidades, efetuar comparações com trabalhos já realizados na literatura.

Portanto, a presente abordagem consiste em uma extensão dos modelos tradicionais de substitutos imperfeitos de comércio internacional presentes na literatura, os quais apresentam o valor das exportações como uma função de um índice de preços das exportações, da renda real externa, além de outros determinantes como a taxa de câmbio real e a volatilidade cambial. Neste trabalho as inferências acerca das elasticidades de curto e longo prazo dar-se-ão através de um modelo uni equacional via Cointegração de Johansen e pela modelagem do Mecanismo de Correção de Erros.

Associada a importância das exportações como uma estratégia de crescimento de vários setores da economia, é importante verificar, setorialmente, a validade dessa integração ao mercado internacional. Bini-Smaghi (1991) argumenta que o uso de dados de comércio agregados equivale a restringir as elasticidades renda, preço e do risco cambial a ser igual em todos os setores da economia. Dada a diferente natureza dos mercados em que o comércio ocorre [principalmente entre produtos primários e bens manufaturados, ver Goldstein e Khan (1985)], o viés de especificação provocado pela agregação pode ser significativo, obscurecendo a verdadeira origem destas relações. Awokuse e Yuan (2006) apontam que as evidências empíricas existentes sobre o efeito da incerteza da taxa de câmbio sobre o comércio são, geralmente, inconclusivas e conflituosas. Os autores apontam uma deficiência dos estudos, tal qual apresentado por Bini-Smaghi (1991), isto é, grande parte dos estudos tem se centrado apenas em dados de fluxos comerciais agregados. Assim, parte dessa ambiguidade nos estudos anteriores pode ser explicada pela falta de estudos com informações desagregadas setorialmente.

Para atender aos objetivos propostos, o estudo encontra-se dividido em cinco seções, sendo a primeira esta introdução. Na segunda seção apresenta-se o marco teórico e a versão final da função de exportações a ser estimada. Em seguida, a seção três contempla os procedimentos metodológicos de estimação da função de exportações, enquanto a seção seguinte apresenta os principais resultados, juntamente com as discussões. Finalmente, a quinta e última seção destina-se à apresentação das conclusões.

2. Considerações Teóricas e Especificação do Modelo

A preocupação teórica no qual está fundamentado o presente estudo é a identificação dos determinantes das exportações e quais os impactos destes sobre as exportações setoriais. Há várias teorias para explicar o funcionamento do comércio internacional. Goldstein e Khan (1985) argumentam que uma modelagem comportamental de séries temporais que aborda os fluxos de comércio bilaterais deve contemplar, entre outros fatores, o tipo de bem que está sendo transacionado (bens homogêneos ou diferenciados), se o bem é insumo para um processo produtivo ou se é para consumo final, a estrutura institucional em que o comércio é realizado, o objetivo da modelagem - sendo ela para previsão, estimação ou teste de hipóteses - e, por fim, a disponibilidade de dados. Nesse ímpeto, segundo Leamer e Stern (1970), a abordagem empírica de funções para o comércio exterior tem se tornado mais intensa,

⁷ Identificação dos países membros de cada região, segundo a Funcex.

⁸ A análise do presente estudo centrar-se-á nos destinos e Blocos Econômicos, aqui, mencionados. A não inclusão do MERCOSUL decorre, principalmente, pela grande semelhança entre as duas economias e pela existência de acordos preferenciais de comércio dentro deste bloco comercial.

principalmente a partir de meados de 1940, período entre as guerras, quando estimativas utilizando o método dos mínimos quadrados foram realizadas.

De modo geral, conforme destacado por Zini (1988)⁹, a especificação de um modelo de comércio internacional, frequentemente encontrado na literatura, apresenta duas abordagens teóricas básicas, as quais fornecem o cenário geral para a especificação destas equações, a saber: o modelo de “país pequeno” e o modelo competitivo de dois países. No presente estudo, dentro do conjunto dos modelos competitivos de dois países, destaca-se a modelagem dos Substitutos Imperfeitos¹⁰.

A suposição básica dos modelos de substituição imperfeita, é que, nem as importações nem as exportações são substitutos perfeitos para os bens produzidos internamente ou ofertados por outros países. De modo geral, os países comercializam um mesmo tipo de bem e os preços variam de país para país, mas não há domínio de mercado. Ademais, basicamente dois argumentos sustentam esta hipótese. Um refere-se à diferença entre preços internos e estrangeiros e outro, segundo Magee (1975), fundamenta-se no argumento de que se os bens fossem substitutos perfeitos e os custos constantes ou decrescentes, haveria excesso de bens nacionais ou estrangeiros no mercado mundial. Em suma, como constantemente o mesmo bem é importável e exportável em um mesmo país, a hipótese de substitutos perfeitos pode não ser aceita.

Segundo Cavalcanti e Ribeiro (1998), “as diversas formulações teóricas testadas para os determinantes das exportações baseiam-se fortemente nas teorias do consumidor e da firma, apontando para a existência de fatores condicionantes que podem atuar tanto do lado da oferta quanto do da demanda de exportações”, ambas as dinâmicas fundamentadas na substituição imperfeita de bens produzidos dentro e fora de um país.

Através dos fundamentos microeconômicos da teoria da demanda¹¹, o consumidor maximiza a utilidade, sujeito a sua restrição orçamentária. Para tal, a função de demanda por produtos exportados e importados fornece as quantidades demandadas, partindo dos níveis de renda do país importador, do preço do bem importado e do preço dos substitutos nacionais e de outros países (LEAMER; STERN, 1970). Os autores também salientam que a demanda por importações pode ser suposta equivalente a demanda por exportações do produto ou setor analisado, para um determinado país exportador, cabendo ao pesquisador definir os objetivos do estudo.

Por fim, segundo King (1997), a maioria dos estudos empíricos sobre os fluxos de comércio exterior têm sido realizados no contexto de bens imperfeitamente substituíveis, em que as características dos referidos bens diferem conforme seu país de origem. Estas diferenças podem ser substantivas, ou meramente estéticas, mas o ponto importante é que o produto exportado é capaz de distinguir-se dos exportados e dos produtos nacionais dos demais países¹². Consequentemente, a probabilidade de haver um preço comum para o bem exportado é menor, o qual pode agora depender das fontes de oferta interna e externa.

Na sequência, serão apresentadas as especificações comumente empregadas nas análises empíricas e definido o modelo a ser utilizado para estimação da função de exportações. Segundo Dornbusch (1988) e Hooper e Marquez (1993), há dois determinantes principais da demanda por exportações de um país. O primeiro é a variável renda externa que mede a atividade econômica e o poder de compra do parceiro comercial (“efeito renda”). O segundo é o preço relativo (“efeito preço”). Como se pode observar na sequência, a taxa de câmbio real e sua volatilidade são fatores adicionais, determinantes das exportações, que são acrescentados a um modelo de demanda tradicional, como será visto através das extensões dos modelos de substitutos imperfeitos.

⁹ Zini (1988) tem se tornado uma das principais referências, na literatura nacional, na abordagem e estimação de equações de fluxos comerciais.

¹⁰ Para uma discussão mais acurada, ver Goldstein e Khan (1985).

¹¹ Fundamentado no modelo de maximização da demanda do consumidor.

¹² No caso particular do Brasil, vários autores têm estimado modelos uniequacionais para as exportações, considerando tanto fatores de oferta quanto de demanda [por exemplo, Castro e Cavalcanti (1997) e Pourchet (2003)].

2.1 A Equação de Exportações: A abordagem tradicional

Um modelo tradicional que tem fundamentado inúmeros estudos sobre comércio internacional, explorado por Goldstein e Khan (1978)¹³ considera as seguintes funções de demanda e oferta das exportações, partindo de uma situação de equilíbrio:

$$\log X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log \left(\frac{PX}{PXW} \right)_t + \alpha_2 \log YW_t \quad (1)$$

em que: X_t^d é a quantidade demandada de exportação; PX é o preço das exportações; PXW é a média ponderada dos preços dos produtos concorrentes de outros países; e YW é a média ponderada das rendas reais dos parceiros comerciais do país exportador.

A função de oferta de exportações é dada por:

$$\log X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \log \left(\frac{PX}{P} \right)_t + \beta_2 \log Y_t^* \quad (2)$$

em que: X_t^s é a quantidade ofertada de exportações; P é o índice de preços domésticos e Y_t^* é um índice de capacidade doméstica¹⁴. Normalizando a equação (2) para o índice de preços, tem-se:

$$\log PX_t = b_0 + b_1 \log X_t^s + b_2 Y_t^* + b_3 \log P_t \quad (3)$$

para o qual: $b_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_1}$; $b_1 = \frac{1}{\beta_1}$; $b_2 = -\frac{\beta_2}{\beta_1}$ e $b_3 = \frac{\beta_1}{\beta_1}$

Por outro lado, o modelo de desequilíbrio proposto pelos autores com ajustamento parcial para o *quantum* demandado é especificado da seguinte maneira:

$$\Delta \log X_t = \gamma [\log X_t^d - \log X_{t-1}] \quad (4)$$

com $0 \leq \gamma \leq 1$ e γ é o coeficiente de ajustamento e Δ é o operador de primeira diferença ($\Delta \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1}$)

Substituindo-se a equação (1) na (4) tem-se:

$$\log X_t = C_0 + C_1 \log \left(\frac{PX}{PXW} \right)_t + c_2 \log YW_t + c_3 \log X_{t-1} \quad (5)$$

onde c_1 e c_2 são interpretados, respectivamente, como a elasticidade preço e renda da demanda no curto prazo, enquanto que as relações $\left[\frac{c_1}{1-c_3} \right]$ e $\left[\frac{c_2}{1-c_3} \right]$ são interpretados como elasticidades da demanda de longo prazo. Por simetria, o uso deste mesmo mecanismo de ajustamento pode ser aplicado à oferta de exportações, a qual é especificada, tendo entre as variáveis explicativas uma defasagem da variável dependente¹⁵.

Uma extensão clássica do modelo de substitutos imperfeitos consiste na implementação de uma medida para a taxa de câmbio real ou para a volatilidade cambial. Alguns casos em que há o acréscimo da volatilidade cambial são encontrados em Asseery e Peel (1991), Vergil (2002), Gotur (1985), Chowdhury (1993), Arize (1995, 1997) e Bahmani-Oskooee (1986). Como uma extensão do modelo proposto por Goldstein e Khan (1978), em Bahmani-Oskooee (1986), a função de demanda por exportações agregadas de um país é especificada, em termos log-lineares, da seguinte forma:

$$\ln x_t^d = \alpha + b \ln YW_t + c \ln \left(\frac{PX}{PXW} \right)_t + d \ln E_t + v_t \quad (6)$$

onde: X = quantidade de exportações; YW = média ponderada do PIB real dos parceiros comerciais do país; PX = preço das exportações; PXW = média ponderada dos preços das exportações dos parceiros comerciais; e E = taxa de câmbio efetiva ponderada das exportações. b e c são as elasticidades renda e preço, respectivamente, com os sinais esperados, $b > 0$ e $c < 0$. Como E é definido como o número de unidades de moeda estrangeira por unidade de moeda local, espera-se que $d < 0$, indicando que a depreciação da moeda doméstica estimula as exportações.

¹³ Zini (1988) especificou de maneira semelhante uma equação de demanda para as exportações brasileiras.

¹⁴ Como o objetivo deste estudo é analisar a demanda por exportações, esta variável não será considerada na modelagem.

¹⁵ Goldstein e Khan (1978) ajustaram os parâmetros deste modelo através da técnica do estimador FIML (*Full-Information Maximum Likelihood*), o qual requer a completa especificação do modelo.

2.2 Modelo Proposto para a função de Exportações

Considerando a discussão acima, de maneira particular as equações (1) e (6), a especificação do modelo de exportações parte de uma função de demanda de exportações tradicional [como em Goldstein e Khan (1978), Zini (1988) e Cavalcanti e Ribeiro (1998)] com a adição de uma medida para a taxa de câmbio e para a volatilidade cambial [Bahmani-Oskooee (1986) e Arize (1995, 1997)]. Para tanto, será utilizado um modelo de substitutos imperfeitos, onde a função de demanda assume a seguinte forma geral:

$$QX = f(PR, Y^*, TC, V) \quad (7)$$

sendo expressas as relações entre o *quantum* das exportações (QX), o índice de preços relativos, sendo uma razão entre o preço das exportações do país exportador e dos preços dos bens concorrentes produzidos no resto do mundo (PR) uma medida da renda mundial (Y^*), a taxa de câmbio efetiva real (TC) e uma medida da volatilidade cambial (V).

Finalmente, sob a ótica da prática da estimação de funções de comércio exterior, com o fim de ajustar estatisticamente as relações entre os fluxos e seus determinantes através de um método econométrico, deve ser escolhida uma forma funcional particular, sendo que, segundo Leamer e Stern (1970), as mais comuns são as formas lineares e log-lineares; não obstante, não existem critérios bem definidos em que se baseie a escolha da forma funcional. Assim, especificam-se as funções de fluxos comerciais na forma *duplo-log*, para manter a elasticidade constante, já que esta é uma característica importante deste tipo de função, bem como, é o escopo do presente estudo, com a inclusão de outras variáveis, mantidas as suas devidas relações econômicas com a função especificada.

Nesse contexto, usando como base o modelo tradicional de demanda por exportações de substitutos imperfeitos, aplicado por Goldstein e Khan (1978 e 1985), com a adição de uma variável de preço intersetorial [tal qual aplicado por Bahmani-Oskooee (1986)] e a volatilidade cambial, a função de exportações pode ser especificada, no longo prazo, de acordo com a equação (7), da seguinte forma:

$$\ln X_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln PR_t + \beta_2 \ln Y_t^* + \beta_3 \ln TC_t + \beta_4 V_t + \varepsilon \quad (8)$$

onde: X_{it} = representa as exportações reais no período t ; PR_t = representa o índice de preços relativos das exportações no período t ; Y_t^* = *proxy* para a renda externa dos parceiros comerciais no período t ; TC_t = representa a taxa de câmbio real bilateral no período t ; V_t = medida da volatilidade da taxa de câmbio real.

Quanto aos resultados esperados para a equação acima especificada, infere-se que, *a priori*, o nível de exportações é esperado ser negativamente relacionado com PR_t , devido ao fato que os consumidores estrangeiros substituem o bem exportado quando o seu preço eleva-se em relação aos produtos concorrentes ($\beta_1 < 0$); um aumento no nível de renda dos parceiros comerciais impacta de forma positiva o aumento das exportações, ($\beta_2 > 0$) a menos que o crescimento da renda externa apresente um viés anticomércio (Magee, 1975).

Em um modelo de demanda por importações do resto do mundo por produtos originados no país i , uma desvalorização da taxa de câmbio real efetiva torna os produtos do país i mais baratos frente aos seus similares estrangeiros, proporcionando assim, um aumento nas quantidades demandadas, ($\beta_2 > 0$). Por fim, em uma relação de demanda no mercado internacional, a volatilidade da taxa de câmbio pode impactar negativamente a demanda por exportações do país i . Segundo Consoante Ribeiro (2006), o comércio exterior fundamenta-se fortemente na construção de relações de confiança entre ambas as partes, as quais são de longo prazo e não há motivos para trocarem-se os parceiros comerciais de período em período. A volatilidade cambial é uma medida de prevenção dos importadores para precaverem-se de possíveis alterações em seus custos, a alta volatilidade faz o importador buscar novos fornecedores com variações de preços menores. Portanto, um aumento da volatilidade pode levar a uma diminuição da demanda por exportações do país i , ou seja, ($\beta_4 < 0$).

3. Aspectos Metodológicos e Dados Utilizados

A partir do modelo geral, apresentado na equação (8), serão estimados os parâmetros de interesse - elasticidades - que possibilitam melhor compreender os fatores que interferem nos fluxos comerciais setoriais. Reescrevendo a equação (8), tem-se¹⁶:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln PR_t + \beta_2 \ln Y_t^* + \beta_3 \ln TC_t + \beta_4 V_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

A partir desta equação, são apresentadas as equações a serem estimadas no presente estudo, as quais, diferentemente da grande maioria dos estudos anteriores, apresentam um caráter de desagregação mais avançado, a saber: Ásia, Nafta e União Europeia; e as classes de produtos por fator agregado (produtos básicos e manufaturados), gerando um total de seis equações, conforme o que se segue:

$$\ln qx_{B,A,t} = \alpha_0 + \beta_{11} \ln pr_{B,A,t} + \beta_{21} \ln yext_{B,t} + \beta_{31} \ln tc_{A,t} + \beta_{41} \ln va_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\ln qx_{B,N,t} = \alpha_0 + \beta_{12} \ln pr_{B,N,t} + \beta_{22} \ln yext_{N,t} + \beta_{32} \ln tc_{N,t} + \beta_{42} \ln vn_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln qx_{B,UE,t} = \alpha_0 + \beta_{13} \ln pr_{B,UE,t} + \beta_{23} \ln yext_{UE,t} + \beta_{33} \ln tc_{UE,t} + \beta_{43} \ln vue_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln qx_{M,A,t} = \alpha_0 + \beta_{17} \ln pr_{M,A,t} + \beta_{27} \ln yext_{A,t} + \beta_{37} \ln tc_{A,t} + \beta_{47} \ln va_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln qx_{M,N,t} = \alpha_0 + \beta_{18} \ln pr_{M,N,t} + \beta_{28} \ln yext_{N,t} + \beta_{38} \ln tc_{N,t} + \beta_{48} \ln vn_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$\ln qx_{M,UE,t} = \alpha_0 + \beta_{19} \ln pr_{M,UE,t} + \beta_{29} \ln yext_{UE,t} + \beta_{39} \ln tc_{UE,t} + \beta_{49} \ln vue_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Em que: $\ln qx_{B,A,t}$, $\ln qx_{B,N,t}$ e $\ln qx_{B,UE,t}$ representam o logaritmo do índice de *quantum* das exportações brasileiras de produtos básicos para a Ásia, Nafta e União Europeia, respectivamente; $\ln qx_{M,A,t}$, $\ln qx_{M,N,t}$ e $\ln qx_{M,UE,t}$ representam o logaritmo do índice de *quantum* das exportações brasileiras de produtos manufaturados para a Ásia, Nafta e União Europeia, respectivamente; $\ln pr_{B,A,t}$, $\ln pr_{B,N,t}$ e $\ln pr_{B,UE,t}$ representam o logaritmo do índice de preços relativos das exportações brasileiras de produtos básicos para a Ásia, Nafta e União Europeia, respectivamente; $\ln pr_{M,A,t}$, $\ln pr_{M,N,t}$ e $\ln pr_{M,UE,t}$ representam o logaritmo do índice de preços relativos das exportações brasileiras de produtos manufaturados para a Ásia, Nafta e União Europeia, respectivamente; $\ln yext_{A,t}$, $\ln yext_{N,t}$ e $\ln yext_{UE,t}$ representam o logaritmo da *proxy* do índice de renda externa da Ásia, Nafta e União Europeia, respectivamente; $\ln tc_{A,t}$, $\ln tc_{N,t}$ e $\ln tc_{UE,t}$ representam o logaritmo da taxa de câmbio do Brasil com a Ásia, União Europeia e o Nafta, respectivamente; $\ln va_t$ representa a volatilidade cambial no período t ; ε_{it} é o termo de erro aleatório.

Diante do exposto, o tratamento mais adequado, quando se trabalha com séries de tempo, consiste inicialmente na investigação sobre a estacionariedade e a presença ou não de cointegração entre as séries. Verificada a ordem de integração das variáveis, parte-se para a metodologia de cointegração, que permite verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Contanto que as relações de longo prazo entre as variáveis foram estimadas, torna-se possível ajustar a dinâmica de curto prazo entre estas variáveis. A estimação da dinâmica de curto prazo entre as variáveis dar-se-á no campo dos modelos de cointegração de *Vector Error Correction Models* (VECM).

De acordo com Bueno (2008), um processo estocástico ou a série temporal é estacionário (a) se a média é igual para todo o período mesmo que a distribuição da variável aleatória vá se alterando ao longo do tempo, e se a variância é igual para todo o período de tempo e que a autocovariância não depende do tempo, mas apenas da distância temporal entre as observações. Conforme Enders (2010), se uma série é não estacionária, diz-se que ela possui ao menos uma raiz unitária. A denominação de raiz unitária decorre do fato de que o número de diferenças necessárias para tornar uma série estacionária corresponde ao número de raízes dentro do círculo unitário. Portanto, o número de diferenças necessárias para tornar uma série estacionária é denominado de ordem de integração, isto é, a série é diferenciada até atingir propriedades estatísticas invariáveis ao longo do tempo. Por exemplo, se uma série temporal é estacionária em primeira diferença, a série original não é estacionária em sua forma original, sendo denominada integrada de ordem 1, I(1).

¹⁶A abordagem desta equação é semelhante a apresentada em: Perée e Steinherr (1989), Mckenzie (1998), Asafu-Adjaye, (1999), Sauer e Bohara (2001) e Poon, Choong e Habibullah (2005).

Para avaliar a condição de estacionariedade das variáveis envolvidas, aplicam-se os tradicionais testes de estacionariedade presentes na literatura, conforme constam em Enders (2010), Hamilton (1994), Greene (2008) e Bueno (2008), ou seja, o Teste *Augmented Dickey-Fuller* - ADF (Dickey e Fuller, 1979), de PP (Phillips e Perron, 1988) e KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, 1992).

O modelo de substitutos imperfeitos aqui utilizado é especificado dentro de uma estrutura de correção de erros. Esta abordagem fornece informações sobre as relações de longo prazo, bem como da dinâmica de curto prazo. Portanto, as equações de exportações setoriais serão, individualmente, estimadas em um procedimento a “dois passos”. O primeiro passo consiste apenas na estimação dos parâmetros de longo prazo do vetor de cointegração e o segundo, consiste na medida da sensibilidade de curto prazo dos fluxos exportados em um modelo de correção de erros.

De maneira geral, a relação de cointegração requer duas condições básicas, a saber: deve existir um conjunto de variáveis de mesma ordem de integração e a combinação linear destas séries deve resultar em uma série estacionária. A literatura [Greene (2008), Bueno (2008) e Enders (2010)], geralmente, apresenta dois métodos de determinação das relações de cointegração, a saber: a abordagem de Engle e Granger (1987) e o Teste de Johansen [Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990)]. O teste de cointegração de Johansen (metodologia baseada em Vetores Auto Regressivos (VAR)) está apoiado em uma estrutura de máxima verossimilhança, enquanto a abordagem tradicional de Engle e Granger está baseada nos resíduos. Gericamente, a equação a ser estimada é a seguinte:

$$\Delta X_t = \alpha[\beta'X_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t] + \mu_2 + \delta_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

em que: X_t é o vetor de variáveis sujeitas ao teste de cointegração; β' é a matriz que contém os vetores de cointegração (relações de longo prazo); α é a matriz de coeficientes de ajustamento que determina a velocidade em que os desequilíbrios de curto prazo são remetidos ao longo prazo; Δ é o operador de primeira diferença e ε é um termo de resíduo aleatório.

O teste de Cointegração de Johansen trabalha com as propriedades da matriz de coeficientes da relação de cointegração β (a matriz de coeficientes das variáveis defasadas). Conforme Enders (2010), a característica chave a ser observada na equação (16) é o *rank* da matriz β , o qual é igual ao número de vetores cointegrantes independentes.

Portanto, como proposto por Johansen (1988, 1992), para a análise das raízes características, são aplicadas as estatísticas de máximo autovalor ($\lambda_{\text{traço}}$) e a estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}$), já que na prática, podem ser obtidas apenas as estimativas de β' e suas raízes características. Conforme Enders (2010, p. 391), estes dois testes estatísticos testam o número de raízes características diferentes da unidade¹⁷.

A estatística $\lambda_{\text{traço}}$ testa a hipótese nula de que o número de distintos vetores de cointegração é menor ou igual a r contra uma alternativa geral. A estatística $\lambda_{\text{máx}}$ testa a hipótese nula de que o número de distintos vetores de cointegração é r contra uma alternativa geral de $r+1$. Os valores críticos destas estimativas são obtidos usando a abordagem de Monte Carlo¹⁸.

As relações de longo prazo serão estimadas por máxima verossimilhança através da cointegração de Johansen e a dinâmica de curto prazo será obtida pela reparametrização da equação sob a forma de um mecanismo de correção de erros. O modelo de curto prazo será reestimado para a possível exclusão de coeficientes não significativos¹⁹. Um resultado importante da análise de cointegração é o Teorema da Representação de Granger²⁰. Segundo o Teorema, se um conjunto de variáveis for integrado de ordem $I(1)$, então, existe uma representação autêntica de correção de erros dos dados. Sendo, dessa forma, as variáveis cointegradas, utiliza-se o Teorema para a construção de um modelo de correção de erros (VEC). Esta relação entre a cointegração e o modelo de correção de erros é entendida como a formalização do Teorema da Representação de Granger.

¹⁷ Descritos por: $\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ e $\lambda_{\text{máx}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{i+1})$, onde: $\hat{\lambda}_i$ = valor estimado das raízes características obtido da matriz β' estimada; e T = número de observações.

¹⁸ Os pacotes estatísticos utilizados para as estimações já nos fornecem as estatísticas críticas, bastando-nos somente comparar as estatísticas calculadas com seus valores críticos.

¹⁹ Para mais, ver Bueno (2008) e Enders (2010).

²⁰ Ver Hamilton (1994, p 582).

Especificamente, após a estimação das relações de longo prazo, as relações de curto prazo são estimadas usando a abordagem de correção de erros, tal qual representado na equação (16), a saber, os coeficientes Y_i . No presente estudo, assume-se que existe causalidade entre as variáveis explicativas e as dependentes, tal qual apresentado nas equações (10) a (15), relação que está associada à natureza do comércio exterior²¹.

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos e construídos com periodicidade mensal para o período de janeiro de 1999 a junho de 2013, resultando em um total de 174 observações. A variável dependente de cada um dos modelos estimados corresponde ao logaritmo neperiano do índice de *quantum* das exportações (X), que se baseia na metodologia utilizada pela Funcex para o cálculo dos índices agregados²². Os dados utilizados pela Funcex provêm da Secretaria de Comércio Exterior (Secex/MDIC), com valores em unidades FOB (*Free On Board*) correntes. O índice de preços relativos é dado pela relação (P_x/P_w) , onde P_x representa o preço das exportações brasileiras e P_w o preço dos competidores no mercado internacional. As séries que representam o preço das exportações, separadas por fator agregado, foram elaboradas conforme metodologia proposta por Guimarães et al (1997) e este nível de preços pode ser considerado como intrasetorial (RIBEIRO, 2006). Como *proxy* do índice de preços dos concorrentes estrangeiros de produtos básicos utiliza-se o índice de preços das *commodities*, extraídos do *International Financial Statistics* (IFS) e de produtos manufaturados, o índice de preços das importações de insumos e materiais industriais dos Estados Unidos, disponível na base de dados do *Bureau of labor Statistics*.

A variável que representa a renda externa derivou-se da participação de cada parceiro comercial nas exportações brasileiras (mensurado para o ano corrente de 2012), sendo em seguida feita a ponderação desta participação nas importações totais mundiais de cada parceiro comercial. Portanto, para a variável renda externa, foi utilizado como *proxy* o valor total das importações dos principais parceiros comerciais, tal qual Castro e Cavalcanti (1997), obtida junto ao sistema de dados das Nações Unidas, UNCOMTRADE e *International Financial Statistics* (IFS)²³. Para a Taxa de Câmbio Real, que é considerado um índice de preços intrasetorial - Ribeiro (2006), no caso da Ásia, considera-se a média ponderada das taxas de câmbio do Real com o *Iuan* da China e o *Iene* Japonês, ponderação que é realizada através da participação de ambas as economias nas exportações brasileiras. Para a Taxa de Câmbio Real com a União Europeia, considera-se a relação do Real com o Euro; e a Taxa de Câmbio Real com o Nafta é a Taxa de Câmbio Real da moeda brasileira com o Dólar dos Estados Unidos. Por fim, constrói-se uma medida da volatilidade variável no tempo, que possibilita captar movimentos gerais das flutuações na Taxa de Câmbio Real, a qual é construída pela média móvel de desvios-padrão do logaritmo das séries da Taxa de Câmbio Real²⁴.

Portanto, o modelo a ser estimado é dado pela equação (16), em que X_t contém todas as variáveis expressas em cada uma das equações de (10) a (15). Assim, estima-se, individualmente cada um desses modelos, da forma como apresentado na equação (16). Sintetizando, a sequência para a análise da demanda das exportações desagregadas por fator agregado e por destinos geográficos dá-se pela análise da estacionariedade, análise de Cointegração e pela estimação das elasticidades de curto e longo prazo.

²¹ Esta suposição baseia-se em Bueno (2008, p.222) em que “O conceito de causalidade de Granger não deve ser usado para testar relações econômicas, mas tão somente para melhorar a previsão”. No entanto, no presente estudo, não se fará uso destas estatísticas.

²² Segundo a Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), os principais produtos exportados segundo classes de produtos totalizam 414 produtos, sendo estes divididos em seis classes: Básicos (68); Semimanufaturados (36); Manufaturados (305); Transações especiais (2); Consumo a bordo (2); Reexportação (1). A metodologia adotada pela Funcex é baseada em Guimarães et al (1997).

²³ As variáveis correspondentes às exportações e a renda externa foram dessazonalizadas pelo “Método de Ajustamento Sazonal Mensal X-12”, ferramenta disponível no *Eviews 7.0*.

²⁴ A volatilidade cambial é dada pela seguinte equação, em que: TC_t é a taxa de câmbio real e m é a ordem da média móvel $V_{it} = [(1/m) \cdot \sum_{i=1}^m \ln \left[\frac{TC_t}{TC_{t+i-1}} \right] - \ln \left[\frac{TC_t}{TC_{t+i-2}} \right]]^2$, onde, $m=12$, dado que os dados são mensais,

4. Resultados e Discussões

Nesta seção são apresentados os testes de raiz unitária para todas as séries integrantes dos modelos de demanda por exportações, bem como, os resultados das elasticidades estimadas para as relações de curto e longo prazo, traçando-se um cenário comparativo interclasses de fator agregado e inter-regionais, além do comparativo com as inferências já presentes na literatura.

Através dos testes de estacionariedade de ADF, PP e KPSS, infere-se que todas as variáveis podem ser consideradas como integradas de ordem um, isto é, I(1). Os critérios de análise dos testes de estacionariedade para as séries temporais expostas na Tabela 1 seguem o exemplo da série *lnqxba_sa*. Inicialmente, verificou-se a estatística para os testes ADF e PP, que são, respectivamente, -1,1845 e -2,5755, ambas inferiores a estatística crítica ao nível de 5% (-2,8782), portanto, não se rejeita a hipótese nula (em nível, a série possui raiz unitária). Com referência ao teste de KPSS, a estatística calculada de 1,6278 é superior à crítica (0,463), ao nível de significância de 5%, apontando para a não aceitação da hipótese nula, portanto, a série *lnqxba_sa*, em nível, possui raiz unitária. Verificada a não estacionariedade da série em nível, efetuou-se a mesma análise para a série em primeira diferença, e chega-se à conclusão que a série *lnqxba_sa* possui ordem de integração um, ou seja, é estacionária em primeira diferença.

Tabela 1 – Resultados para os Testes de Raiz Unitária.

Séries em Nível	Séries em Primeira diferença (Δ)			I()			
	ADF	PP	KPSS				
<i>lnqxba_sa</i>	-1,1845 (6)	-2,5755 (19)	1,6278 (10)*	-9,8818 (5)*	-35,0801 (14)*	0,1983 (14)	I(1)
<i>lnqxbn_sa</i>	-1,8164 (4)	-4,7587 (4)	2,8402 (4)*	-11,4823 (3)*	-	0,0295 (4)	I(1)
<i>lnqxbue_sa</i>	-2,9284 (2)	-4,9298 (4)	0,8025 (4)*	-10,6623 (3)*	-	0,1499 (4)	I(1)
<i>lnqxma_sa</i>	-2,0384 (4)	-6,2904 (7)	0,7904 (10)*	-9,5394 (4)*	-	0,0923 (10)	I(1)
<i>lnqxm_n_sa</i>	-1,9337 (2)	-2,9051 (3)	0,4577 (10)***	-17,4712 (1)*	-25,7025 (10)*	0,3431 (10)	I(1)
<i>lnqxmue_sa</i>	-2,7870 (2)	-3,9395 (6)	0,9978 (10)*	-12,2185 (2)*	-	0,4290 (10)	I(1)
<i>lnprba</i>	-2,7668 (12)	-5,8222 (3)	0,3162 (8)*	-5,2737 (11)*	-	0,0959 (10)	I(1)
<i>lnprbn</i>	-3,8302 (1)	-6,1924 (8)	0,2904 (9)*	-21,9705 (0)*	-	0,0227 (4)	I(1)
<i>lnprbue</i>	-3,3553 (1)	-3,5512 (1)	0,3148 (10)*	-17,0634 (0)*	-	0,0624 (10)	I(1)
<i>lnprma</i>	-2,0243 (12)	-8,57742 (5)	0,2237 (4)*	-18,8872 (0)*	-	0,0206 (4)	I(1)
<i>lnprmn</i>	-3,1717 (4)	-5,1365 (5)	0,1613 (9)**	-18,0080 (0)*	-	0,0427 (14)	I(1)
<i>lnprmue</i>	-3,8046 (1)	-4,5777 (4)	0,2707 (9)*	-18,2071 (0)*	-	0,0482 (10)	I(1)
<i>lnyexta_sa</i>	-0,5610 (1)	-0,6001 (4)	1,6542 (10)*	-5,6935 (5)**	-21,0406 (0)*	0,0351 (5)	I(1)
<i>lnyextn_sa</i>	-1,2950 (3)	-1,4783 (7)	1,5400 (10)*	-6,4370 (2)*	-18,9935 (4)*	0,1257 (8)	I(1)
<i>lnyextue_sa</i>	-1,3841 (3)	-1,7141 (4)	1,4463 (10)*	-6,3470 (2)*	-18,6128 (7)*	0,0704 (3)	I(1)
<i>lntca</i>	-2,1409 (1)	-1,8091 (3)	1,0416 (10)*	-9,9101 (0)*	-10,0596 (2)*	0,0863 (3)	I(1)
<i>lntcn</i>	-1,3105 (1)	-1,1317 (5)	1,2718 (10)*	-10,6712 (0)*	-10,7427 (2)*	0,1613 (4)	I(1)
<i>lntcue</i>	-1,6939 (1)	-1,4880 (2)	0,7432 (10)*	-11,1509 (0)*	-11,1934 (1)*	0,1176 (1)	I(1)
<i>lnva</i>	-2,6904 (1)	-2,3602 (6)	0,5079 (10)**	-9,8563 (0)*	-9,8613 (3)*	0,0681 (5)	I(1)
<i>lnvn</i>	-1,9392 (0)	-2,3584 (5)	0,4021 (10)***	-11,2011 (0)*	-11,2845 (3)*	0,0437 (5)	I(1)
<i>lnvue</i>	-2,8890 (2)	-2,2926 (6)	0,8154 (10)*	-6,6767 (1)*	-11,0655 (5)*	0,0420 (6)	I(1)

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

Notas: As séries *lnprba*, *lnprbn*, *lnprbue*, *lnprma*, *lnprmn* e *lnprmue* foram estimadas com constante e com tendência, todas as demais, somente com o termo de constante. Os valores entre parênteses representam o número de defasagens de cada variável, as quais, no teste ADF, foram selecionadas automaticamente pelos Critérios de Informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC); no teste PP, foram selecionados, automaticamente, por Newey-West Bandwidth e no teste KPSS, pelo critério de Bandwidth e as auto covariâncias padronizadas pelo núcleo Bartlett. Valores Críticos: ADF e PP, com constante e sem tendência: 1%: -3,4685; 5%: -2,8782; 10%:-2,5757; com constante e com tendência: 1%: -4,0122; 5%:-3,4361; 10%-3,1421; KPSS, com constante e sem tendência: 1%: 0,739; 5%: 0,463; 10%: 0,347; com constante e com tendência: 1% 0,216; 5%: 0,146; 10%: 0,119. Fonte: Elaborada pelos autores.

No entanto, analisando de modo geral todas as séries, nem sempre os resultados dos testes foram os mesmos para uma mesma série. A divergência de resultados mais frequente foi encontrada nos testes de ADF e PP. Quando verificada esta incompatibilidade de resultados, partiu-se para a análise dos resultados do teste de KPSS, por apresentar um poder mais elevado que os demais (Bueno, 2008), os quais foram utilizados para definir a “situação final” das séries.

Verificada a ordem de integração das variáveis, através dos testes acima especificados, parte-se para a análise da relação de cointegração. As Tabelas 2 e 3, a seguir, reportam os testes de Cointegração de Johansen para os seis casos a serem analisados²⁵.

Tabela 2 – Teste de Cointegração - Classe de Produtos Básicos.

Ásia (Equação 4.1)*									
H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{máx.}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
r = 0	r > 0	88.99	68.52	76.07	r = 0	r = 1	44.08	33.46	38.77
r ≤ 1	r > 1	44.91	47.21	54.46	r = 1	r = 2	27.40	27.07	32.24
r ≤ 2	r > 2	17.51	29.68	35.65	r = 2	r = 3	11.73	20.97	25.52
Nafta (Equação 4.2)**									
H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{máx.}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
r = 0	r > 0	84.36	59.46	66.52	r = 0	r = 1	55.99	30.04	35.17
r ≤ 1	r > 1	28.37	39.89	45.58	r = 1	r = 2	14.79	23.80	28.82
r ≤ 2	r > 2	13.57	24.31	29.75	r = 2	r = 3	7.72	17.89	22.99
União Europeia (Equação 4.3)*									
H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{máx.}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
r = 0	r > 0	86.49	68.52	76.07	r = 0	r = 1	46.84	33.46	38.77
r ≤ 1	r > 1	39.64	47.21	54.46	r = 1	r = 2	20.71	27.07	32.24
r ≤ 2	r > 2	18.94	29.68	35.65	r = 2	r = 3	11.65	20.97	25.52

* Com termo de tendência linear; ** Sem o termo de tendência linear. H₀ = Hipótese Nula; H₁ = Hipótese Alternativa; Fonte: Elaborada pelos autores.

Inicialmente, na Tabela 2, estão reportadas as estatísticas $\lambda_{\text{traço}}$ e $\lambda_{\text{máx}}$ para a classe de produtos básicos com destino à Ásia, Nafta e à União Europeia, respectivamente. A estatística $\lambda_{\text{máx}}$ testa a existência de r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r+1$ vetores, enquanto a estatística $\lambda_{\text{traço}}$ testa a existência de mais que r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de, no mínimo, $r+1$ vetores. Portanto, os resultados tanto da estatística do teste traço, quanto da estatística do máximo autovalor para as três equações sugerem a rejeição da hipótese de não cointegração, ou seja, ($r = 0$) ao nível de significância de 5%. Em seguida, de maneira análoga a anterior, não se rejeita a hipótese nula da existência de um vetor de cointegração, ao nível de significância de 5%²⁶. Então, conclui-se que existe uma relação de cointegração entre a demanda por produtos básicos da Ásia, do Nafta e da União Europeia e seus determinantes. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias (em nível), sua combinação linear é estacionária.

Por fim, corroborando as conclusões frente às demais classes de produtos, nas exportações de manufaturados não é diferente. Isto é, verifica-se a ocorrência de, ao menos, um vetor de cointegração entre as séries ao nível de 5%²⁷, apontando uma relação de longo prazo entre as mesmas. Portanto, a presença do vetor de cointegração indica que qualquer desvio da relação entre a demanda por exportações de manufaturado - e dos demais setores - e seus determinantes, são temporários.

²⁵ A ordem de defasagem utilizada, bem como os resultados para o Testes de Cointegração foram estimados pelo *Stata 10.1*.

²⁶ Para o caso da equação de exportações para a Ásia, a hipótese de um vetor de cointegração, na estatística traço, não é rejeitada ao nível de significância de 1%.

²⁷ Para as exportações de manufaturados para a Ásia, não se rejeita a hipótese nula da estatística traço de $r \leq 1$ ao nível de 1%.

Tabela 3 – Teste de Cointegração - Classe de Produtos Manufaturados.

Ásia (Equação 4.7)**									
H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{máx}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
r = 0	r > 0	69.65	59.46	66.52	r = 0	r = 1	27.92	30.04	35.17
r ≤ 1	r > 1	41.72	39.89	45.58	r = 1	r = 2	22.34	23.80	28.82
r ≤ 2	r > 2	19.39	24.31	29.75	r = 2	r = 3	14.44	17.89	22.99
Nafta (Equação 4.8)**									
H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{máx}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
r = 0	r > 0	60.07	59.46	66.52	r = 0	r = 1	32.20	30.04	35.17
r ≤ 1	r > 1	27.87	39.89	45.58	r = 1	r = 2	11.10	23.80	28.82
r ≤ 2	r > 2	16.77	24.31	29.75	r = 2	r = 3	10.14	17.89	22.99
União Europeia (Equação 4.9)**									
H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	H ₀	H ₁	Estatística $\lambda_{\text{máx}}$	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
r = 0	r > 0	57.89	59.46	66.52	r = 0	r = 1	33.55	30.04	35.17
r ≤ 1	r > 1	24.34	39.89	45.58	r = 1	r = 2	12.10	23.80	28.82
r ≤ 2	r > 2	12.24	24.31	29.75	r = 2	r = 3	7.66	17.89	22.99

** Sem o termo de tendência linear. H₀ = Hipótese Nula; H₁ = Hipótese Alternativa; Fonte: Elaborada pelos autores.

Em suma, os resultados de ambos os testes apresentados nas Tabelas 2 e 3, indicam a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a demanda por exportações setoriais com destino à Ásia, ao Nafta e à União Europeia, e seus determinantes. Para examinar os aspectos relacionados à natureza das relações de longo prazo nos dados, parte-se para a normalização da relação de cointegração para o primeiro vetor, ou seja, o *quantum* das exportações setoriais.

4.1 Elasticidades das Exportações de Produtos Básicos

As discussões desta subseção iniciam-se sobre as elasticidades de curto e longo prazo das exportações de produtos básicos, as quais estão apresentadas na Tabela 4. Observando as elasticidades da demanda por exportações de produtos básicos, verifica-se que, dentre os três destinos selecionados, o *quantum* exportado é mais sensível a seus determinantes nas exportações para a Ásia, fato principal a explicar a Ásia como o principal destino das exportações de produtos básicos do Brasil. O motivo principal da elevação da participação asiática dá-se pela alta elasticidade renda (1,28), impulsionado pelo aumento do nível de renda e do consumo. Portanto, dado o comportamento elástico do *quantum* exportado frente aos movimentos do nível de renda asiático, uma elevação de 10,0% no poder aquisitivo provoca uma elevação de 12,8% no *quantum* exportado, enquanto esta mesma elevação nos índices de preços relativos e da taxa de câmbio acarretam, respectivamente, um decréscimo de 8,5% e uma elevação de 8,3% no *quantum* exportado. Cabe ainda mencionar a magnitude, em módulo, quase idêntica das elasticidades preços relativos (-0,85) e da taxa de câmbio (0,83), indicando que, por exemplo, os efeitos de uma depreciação cambial seriam praticamente anulados pelos efeitos negativos do índice de preços.

Por outro lado, no que se refere às elasticidades da demanda asiática no curto prazo, não se percebe o mesmo impacto do nível de renda, sendo, agora, inelástico (0,11), enquanto a taxa de câmbio apresenta uma relação elástica com o *quantum* exportado (1,05), sendo este o principal determinante das exportações de produtos básicos para a Ásia, dado o impacto praticamente nulo dos preços relativos (-0,03). Outro aspecto que merece destaque nas exportações para a Ásia é o comportamento de aversão, frente à variabilidade da taxa de câmbio no curto prazo, por parte dos demandantes, enquanto que, no longo prazo não se verifica essa relação.

Tabela 4 – Elasticidades das exportações brasileiras de Produtos Básicos.

Setores/Elasticidades	Preços Relativos	Renda Externa	Taxa de Câmbio	Volatilidade Cambial	
Elasticidades de Longo Prazo					
Básicos - Ásia	-0.8494 (-5.97)	1.2850 (13.76)	0.8324 (2.85)	0.1971 (1.94)	
Básicos - Nafta	-0.2631 (-3.56)	1.1817 (20.26)	0.1853 (3.44)	0.1491 (2.86)	
Básicos - UE	-0.4914 (-6.33)	0.2122 (2.69)	0.5526 (6.97)	-0.1455 (-3.37)	
Elasticidades de Curto Prazo					ECT ₋₁
Básicos - Ásia	-0.0350	0.1143	1.0499	-0.3200	-0.05
Básicos - Nafta	-0.1380	0.3488	0.0776	-0.2525	-0.65
Básicos - UE	-0.0334	0.1613	0.2331	-0.0029	-0.31

Fonte Elaborada pelos autores. OBS: Razões *t* entre parênteses. ECT₋₁: Termo de Correção de Erros.

No que se refere ao *quantum* exportado para o Nafta, do mesmo modo que nas exportações para a Ásia, verifica-se o comportamento elástico das exportações ao nível de renda no longo prazo, no qual uma variação de 10,0% do nível de renda acarreta uma variação de 11,8% no *quantum* exportado. Já, no curto prazo, percebe-se a menor sensibilidade das exportações ao nível de renda do demandante (0,35). Quanto ao impacto do índice de preços, tanto no curto quanto no longo prazo, o efeito é inelástico, -0,26 e -0,14, respectivamente, com o impacto de curto prazo sendo mais intenso nas exportações para o Nafta do que para a Ásia. Dinâmica oposta à verificada nas exportações para a Ásia é observada na relação da taxa de câmbio com as exportações para o Nafta, cuja relação está mais de acordo com o esperado teoricamente, ou seja, percebe-se, no longo prazo, o impacto mais elevado da taxa de câmbio sobre as exportações (0,19), face a elasticidade de 0,08 no curto prazo. Por fim, quanto ao impacto da volatilidade cambial, verifica-se a mesma dinâmica que nas exportações para a Ásia, isto é, no curto prazo os demandantes são avessos à variabilidade dos preços (-0,25), enquanto que, no longo prazo, não o são.

Finalmente, no que se refere à análise das elasticidades de curto e longo prazo das exportações para a União Europeia, verifica-se o impacto negativo do índice de preços relativos e da volatilidade cambial, e a relação positiva da renda externa e da taxa de câmbio sobre o *quantum* exportado de produtos básicos. Sobre estas relações, é possível constatar a menor sensibilidade no curto prazo do que no longo prazo. Tanto nos coeficientes de longo prazo quanto nos de curto prazo, verifica-se a presença de relações inelásticas entre as exportações e seus determinantes. Diferentemente das exportações para a Ásia e o Nafta, o *quantum* exportado para a União Europeia, no longo prazo, é impactado, predominantemente, pelo comportamento dos índices de preços, sendo que uma variação de 10,0% nos preços relativos e na taxa de câmbio, suscitam uma variação de -4,9% e 5,5% nas exportações, respectivamente. O caráter substancialmente baixo de determinismo do nível de renda sobre a demanda por exportações (elasticidade de 0,21) pode estar associado à perda do poder de compra e, conseqüentemente, redução do consumo da economia europeia no início da última década. Nas elasticidades de curto prazo, novamente, aponta-se a elasticidade mais elevada das exportações a variações no câmbio (0,23), face às elasticidades renda (0,16) e preço da demanda (-0,03). Por fim, quanto ao impacto da instabilidade cambial, ambos os efeitos são negativos, mostrando a aversão europeia, no curto e no longo prazo, às variações cambiais.

Na sequência, a título de comparação com alguns resultados empíricos presentes na literatura (Tabela 5) dada a inexistência de estudos avaliando as elasticidades para os destinos selecionados, é efetuada uma pequena transformação nos resultados encontrados - são tomadas as médias das elasticidades de cada destino, dentro de um mesmo setor. Esta comparação está restrita as variáveis que são comuns às formulações, estando ciente das diferentes formas de medidas utilizadas. Como nas relações de comércio internacional, por natureza, as relações de curto prazo são instáveis, este exercício dar-se-á somente no âmbito das elasticidades de longo prazo.

Tabela 5 - Comparativo com resultados anteriores - Produtos Básicos.

Autores/Elasticidades	Preços Relativos	Renda Externa	Taxa de Câmbio	de Volatilidade Cambial
Castro e Cavalcanti (1997)	-	0,27	0,91	-
Paiva (2003)	-	1,80	0,64	-0,16
Ribeiro (2006)	-	1,70	0,53	0,04
Meyer (2008)	-0,57	0,77	-	-
Souza e Luporini (2011)	-	2,90	-	-
Estudo Atual	-0,53	0,89	0,52	0,07

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme as elasticidades de alguns estudos apresentados na Tabela 5 pode-se dizer que, independente dos métodos utilizados, existe certa convergência dos resultados, principalmente no que se refere às elasticidades preço, renda e taxa de câmbio. Perante a elasticidade preço da demanda, verifica-se que o resultado aqui encontrado para as exportações de produtos básicos situa-se muito próximo ao encontrado por Meyer (2008). Situação semelhante constata-se na elasticidade à taxa de câmbio, com resultados, embora inferiores, próximos aos de Paiva (2003) e Ribeiro (2006).

Por outro lado, a presente estimativa para a elasticidade renda da demanda de produtos básicos parece estar sendo subestimada quando confrontada com os estudos de Paiva (2003), Ribeiro (2006) e Souza e Luporini (2011). Mas, ao confrontar-se com os estudos de Castro e Cavalcanti (1997) e Meyer (2008), a presente estimativa é superior. No que se refere ao impacto da volatilidade cambial frente aos resultados da literatura brasileira, não se pode tirar quaisquer conclusões definitivas acerca de seu impacto²⁸.

4.2 Elasticidades das Exportações de Produtos Manufaturados

Os resultados para a classe de produtos manufaturados são apresentados na Tabela 6. Diferentemente das exportações de produtos básicos, na qual a renda era o principal determinante das exportações, o *quantum* exportado de manufaturados para a Ásia e o Nafta é extremamente mais sensível ao comportamento dos preços intrassetoriais e intersetoriais no longo prazo. Frente ao índice de preços intrassetoriais, o *quantum* exportado para a Ásia apresenta elasticidade de -1,57 e, de 1,93 frente aos preços intersetoriais. Ou seja, dada uma variação de 10,0% nos preços relativos ou na taxa de câmbio, a resposta das exportações é altamente elástica, reportando uma variação de -15,7% e 19,3%, respectivamente. Ao contrário, a elasticidade renda das exportações é inelástica (0,63), e relativamente baixa se comparada às elasticidades preços relativos e taxa de câmbio.

Ainda, conforme a tabela anterior, a volatilidade cambial, além de relacionar-se positivamente com as exportações, tem efeito praticamente nulo. Dentre as elasticidades de curto prazo, cabe destacar sua magnitude abruptamente inferior à aquelas de longo prazo - com exceção da volatilidade cambial, em face à qual as exportações reagem mais no curto prazo (0,13) que no longo prazo (0,01). Aqui, tanto no caso da elasticidade preços relativos das exportações para a Ásia, quanto para o Nafta, os resultados parecem incongruentes com a teoria, isto é, a elasticidade preço relativo da demanda é positiva, 0,40 e 0,23, respectivamente²⁹. Com relação à elasticidade da taxa de câmbio, há um impacto relativamente baixo no curto prazo (0,23). Por fim, a elasticidade renda de curto prazo da demanda asiática por manufaturados, apesar de ser menor que no longo prazo, é superior a verificada para a classe de produtos básicos 0,11.

²⁸ Em uma leitura mais cuidadosa de estudos para outros países, também se verifica este efeito dúbio da volatilidade sobre o *quantum* exportado, porém, em estudos como os de Chowdhury (1993), Arize (1995), Asafu-Adjaye (1999), Sauer e Bonara (2001) e Cheung e Sengupta (2013), verifica-se o impacto negativo da volatilidade sobre os volumes exportados.

²⁹ Os casos em que o coeficiente do índice de preços relativos relaciona-se positivamente com o *quantum* exportado podem estar relacionados à ocorrência de índices de preços mais elevados para os competidores no mercado internacional, que o próprio preço das exportações brasileiras, tornando assim as exportações brasileiras mais baratas que a de seus concorrentes.

Tabela 6- Elasticidades das exportações brasileiras de Produtos Manufaturados.

Setores/Elasticidades	Preços Relativos	Renda Externa	Taxa de Câmbio	Volatilidade Cambial	
Elasticidades de Longo Prazo					
Manufaturados - Ásia	-1.5690 (-5.40)	0.6251 (5.96)	1.9336 (7.79)	0.0096 (0.06)	
Manufaturados - Nafta	-1.7133 (-7.25)	0.2506 (2.81)	2.1692 (10.00)	-0.4013 (-4.16)	
Manufaturados - UE	-0.2599 (-3.09)	0.6872 (6.94)	0.5074 (6.00)	-0.1070 (-1.39)	
Elasticidades de Curto Prazo					ECT ₋₁
Manufaturados - Ásia	0.4034	0.3139	0.2276	0.1273	-0.11
Manufaturados - Nafta	0.2304	0.4088	0.0421	-0.0033	-0.09
Manufaturados - UE	-0.0540	0.0355	-0.1053	-0.0023	-0.13

Fonte: Elaborada pelos autores. OBS: Razões t entre parênteses. ECT₋₁: Termo de Correção de Erros.

Na análise das elasticidades de longo prazo das exportações para o Nafta, verifica-se a elevada dependência do *quantum* exportado dos níveis de preços (preços relativos e da taxa de câmbio), enquanto no curto prazo, a elasticidade renda da demanda sobressai-se. Portanto, vista as elasticidades de longo prazo do comércio com o Nafta, pode-se apontar que uma variação de 10,0% nos preços relativos e na taxa de câmbio fomentam variações de -17,1% e 21,7% no *quantum* exportado, respectivamente. Com menor intensidade, verifica-se a relação negativa, como proposto teoricamente, da volatilidade cambial com a demanda por exportações, com elasticidade de -0,40 e, ainda mais inelástica é a relação da demanda com a renda, 0,25. Quanto às relações de curto prazo, da mesma forma que para a elasticidade preço da demanda de curto prazo para a Ásia, a relação é positiva (0,23). Tendo em vista o forte impacto da taxa de câmbio a longo prazo, a situação de curto prazo é diferente, com uma elasticidade de 0,04, infere-se que é a partir de certa defasagem temporal que a taxa de câmbio passa a impactar o comportamento do comércio. Nesta dinâmica de curto prazo, ocorre uma inversão do papel dos determinantes e, do mesmo modo que nas exportações de básicos para o Nafta, a elasticidade renda de curto prazo por manufaturados é mais elevada (0,41), refletindo o impacto contemporâneo principal dos níveis de renda.

Ademais, ao analisar-se e comparar com a classe de produtos básicos, a classe de produtos manufaturados mostra-se mais sensível a variações nos indicadores de competitividade - preços relativos e taxa de câmbio, bem como a dinâmica de curto prazo das exportações de manufaturados é consideravelmente menos sensível ao comportamento de seus determinantes.

Por fim, apesar da instabilidade financeira vivida pela União Europeia nos últimos anos, no longo prazo, a variável renda continua sendo o principal determinante das exportações e com coeficiente mais elevado que nas exportações para a Ásia e o Nafta (0,69). Quanto às elasticidades preço e da taxa de câmbio, a dinâmica verificada para a Ásia e o Nafta não se faz presente nas exportações para a União Europeia, isto é, as elevadas elasticidades não são verificadas. Com isso, variações de 10,0% no nível de preço e na taxa de câmbio, dadas as suas inelasticidades, provocam variações de -2,5% e 5,1% no *quantum* exportado, respectivamente. Com relação ao coeficiente da volatilidade cambial, tanto no curto quanto no longo prazo, fica clara a aversão dos importadores europeus às oscilações cambiais, ou seja, são avessos quanto às incertezas relacionadas aos custos de suas importações, mesmo que, no curto prazo, este impacto seja praticamente nulo (-0,002). Além da volatilidade cambial, na dinâmica de curto prazo das exportações de manufaturados para a União Europeia, detecta-se a baixa elasticidade das exportações também frente ao índice de preços relativos (-0,05) e ao nível de renda (0,04). Por fim, diferentemente do verificado na relação de longo prazo e nas demais classes de produtos no curto prazo, o coeficiente associado à elasticidade câmbio das exportações é negativo (-0,11), resultado contrario a intuição teórica.

Cabe ainda mencionar que, frente aos resultados encontrados para a elasticidade das exportações à taxa de câmbio, esperava-se encontrar magnitudes menores para estes coeficientes dada a constante apreciação cambial enfrentada no período e a constante ascensão dos volumes exportados. Portanto, como teoricamente a classe de produtos manufaturados é a mais sensível a uma taxa de câmbio favorável e,

dada as altas elasticidades, como não se tem verificado, principalmente nos últimos anos, um câmbio favorável, este pode ser um fator explicativo para a redução da participação de manufaturados nas exportações totais do Brasil.

Em um cenário comparativo com as demais estimativas presentes na literatura pode-se inferir sobre a robustez dos resultados aqui encontrados - vide Tabela 7. Ao analisar as Tabelas 5 e 7, pode-se dizer que, dado o número de estudos realizados, os pesquisadores³⁰ desta área têm depreendido mais suas atenções no setor de manufaturados. Novamente, a elasticidade preço da demanda encontra-se relativamente próxima a encontrada por Meyer (2008). Do ponto de vista da elasticidade renda, todos os estudos elencados apresentam o coeficiente com o sinal esperado (positivo), no entanto, dentre os estudos, este é o que apresenta a menor elasticidade renda (0,52), sendo que as estimativas mais próximas são as de Aguirre, Ferreira e Notini (2003) e Pourchet (2003), 0,57 e 0,70, respectivamente.

Tabela 7 – Comparativo com resultados anteriores - Produtos Manufaturados.

Autores/Elasticidades	Preços Relativos	Renda Externa	Taxa de Câmbio	de Volatilidade Cambial
Amazonas e Barros (1995)	-	1,07	-	-
Castro e Cavalcanti (1997)	-	2,00	1,73	-
Pourchet (2003)	-	0,70	0,50	-
Paiva (2003)	-	1,40	0,44	-0,26
Aguirre, Ferreira e Notini (2003)	-	0,57	0,45	-0,77
Ribeiro (2006)	-	1,32	-0,02	0.00
Meyer (2008)	-0,91	1,33	-	
Souza e Luporini (2011)	-	2,67	-	
Estudo Atual	-1,18	0,52	1,54	-0,17

Fonte: Elaborada pelo autor.

As demais elasticidades renda estimadas, como por exemplo Amazonas e Barros (1995), Paiva (2003) e Ribeiro (2006), encontram-se superiores a unidade. Ao contrário, no que se refere à elasticidade das exportações face à taxa de câmbio, aquela aqui encontrada é superior à maioria dos estudos apresentados na Tabela 5, ficando próxima a estimativa de Castro e Cavalcanti (1997), a saber, 1,73. Todas as demais elasticidades câmbio apresentadas são inelásticas. Finalmente, quanto à relação do *quantum* exportado de manufaturados com a volatilidade cambial, tal qual Paiva (2003) e Aguirre, Ferreira e Notini (2003), a relação estimada é negativa, enquanto o impacto da volatilidade estimado por Ribeiro (2006) é nulo.

Para finalizar o presente estudo, cabe repetir a interrogação deixada no início do estudo: as elasticidades setoriais podem ser consideradas distintas? Portanto, ante ao exposto, acredita-se que se possui suporte suficiente para afirmar que sim, as elasticidades renda, preço e câmbio, para os setores analisados dadas as suas magnitudes, podem ser consideradas distintas, sendo mais abrupta esta diferença nas elasticidades preço, entre as classes de produtos básicos e manufaturados e, sendo os produtos manufaturados mais sensíveis a variações nos preços; na elasticidade renda, a classe de básicos é mais sensível frente as demais³¹; diante das elasticidades da taxa de câmbio apresentadas, o *quantum* exportado de manufaturados tem comportamento elástico, enquanto que na classe de básicos o comportamento é inelástico; e, dada a baixa elasticidade câmbio dos produtos básicos comparados relativamente a classe de manufaturados, infere-se que os demandantes destas classes não são sensíveis às variações cambiais, o que evidencia a crescente participação dos produtos básicos na pauta exportadora, mesmo sem a existência de um câmbio favorável.

³⁰ Novamente, dentre os pesquisadores listados nas Tabelas 5.12, 5.14 e 5.16.

³¹ Nesse contexto, em um ambiente em que não são percebidas mudanças bruscas dos preços relativos e da taxa de câmbio, segundo Oreiro, Lemos e Da Silva (2007), o crescimento das exportações de um país ou região, no longo prazo, é determinado pelo produto entre a elasticidade renda das exportações e a taxa de crescimento da renda do resto do mundo. Ainda, a elasticidade renda dos produtos exportados capta a influência de fatores extra preço, como o conteúdo tecnológico, grau de diferenciação dos produtos exportados frente aos concorrentes e o valor adicionado a esses produtos.

5. Conclusões

A contribuição deste estudo dá-se na caracterização do comércio Brasil - Ásia, Nafta e União Europeia, uma análise sob a ótica do mercado de bens básicos e manufaturados através de suas elasticidades. A análise da demanda por exportações desagregadas, tanto por destinos geográficos, quanto por classes de produtos, permite verificar certas particularidades da demanda local, em particular, contrariando estudos que apontam a renda como o determinante principal das exportações - quando analisada no agregado - este trabalho ao desagregar a análise do mercado de bens, esta evidência não se torna tão explícita - estando mais localizada em setores particulares, demonstrando um certo viés dos estudos.

Para o comportamento das exportações após o período de mudança cambial, julga-se o modelo tradicional de substitutos imperfeitos como incompleto para expressar os determinantes do comportamento das exportações nesse período recente, pois carece pela não inclusão de variáveis como a taxa de câmbio (embora tenha se verificado considerável evolução das exportações, mesmo após a apreciação cambial nos últimos anos). Por isso, procura-se agregar, além da taxa de câmbio, a sua volatilidade como determinantes dos fluxos de comércio. No entanto, de modo geral, a hipótese de estudo, fundamentada nos modelos tradicionais de substituição imperfeita é sustentada, ou seja, o *quantum* exportado é uma função negativa dos índices de preços, e positiva dos índices de renda.

Em referência ao objetivo proposto, a equação de demanda, estimada através da modelagem de correção de erros, apresentou-se com resultados satisfatórios, em especial as estimativas das elasticidades de longo prazo, em oposição aos perceptíveis comportamentos de instabilidade nas relações contemporâneas. De acordo com as elasticidades encontradas, estas sugerem que a parcela de 74,0% das exportações para a Ásia - a qual consiste de bens básicos - são mais elásticas à renda do que aos demais determinantes, enquanto que as exportações de manufaturados respondem mais sensivelmente às variações cambiais. Do mesmo modo, das exportações totais para o Nafta, os 27,0% de produtos básicos são, comparativamente, mais sensíveis à elasticidade renda, por conseguinte, os 54,0% de manufaturas são altamente elásticos ao câmbio. Com um padrão destoante das regiões anteriormente referidas, a representatividade de 50,0% dos produtos básicos no total exportado para a União Europeia são mais sensíveis à taxa de câmbio, enquanto que os 36,0% de exportações de manufaturados, são mais suscetíveis ao comportamento do nível de renda.

As diferenças de magnitudes verificadas entre as elasticidades, vista os diferentes destinos das exportações, podem ser coerentes com a existência de diferenças no padrão de comércio entre o Brasil e as diferentes áreas de comércio. As exportações brasileiras para a Ásia e a União Europeia são fortemente orientadas na direção dos produtos básicos, enquanto que as exportações para o Nafta o são para os produtos manufaturados. Consequentemente, uma maior elasticidade preço de longo prazo das exportações de manufaturados para a Ásia e o Nafta indica que o comércio via a competição por preços é importante quando o comércio é realizado com estas áreas.

Como implicações da magnitude destas elasticidades para os setores exportadores do Brasil, pode-se dizer que, do mesmo modo que em estudos anteriores, a classe de produtos básicos, de maior representatividade na pauta exportadora, continua a ser altamente dependente do nível de renda dos parceiros comerciais - muito influenciado pela situação econômica do país importador. As exportações para Ásia têm sido muito influenciadas pelo bom momento de suas economias, vivenciados na última década. O *quantum* exportado de produtos básicos mostra-se altamente elástico à renda, quando destinado à Ásia e ao Nafta, pois a pauta demandada por estas regiões é fortemente concentrada em poucos produtos, que, fundamentalmente, alimentam as indústrias daquelas regiões. Diante dos produtos manufaturados, pode-se dizer que a separação entre os preços intra e intersetoriais desempenham aspectos importantes sobre o *quantum* exportado. A primeira dinâmica (intrasetorial), denotada pelos preços relativos, mostra que os demandantes, principalmente da Ásia e do Nafta, são altamente seletivos entre importar ou não do Brasil. Frente a dinâmica intersetorial (denotada pela taxa de câmbio real efetiva), pode-se dizer que estas economias apresentam uma demanda elástica a importar manufaturados do Brasil. Portanto, principalmente nas exportações com destino a Ásia e ao Nafta, os produtos manufaturados

brasileiros são dependentes de aspectos competitivos, o que se reflete na pauta exportadora, que é composta por vários produtos, não apresentando a concentração em um - ou poucos - bens.

Conforme o exposto, frente às elasticidades médias para cada classe de produto agregado, pode-se inferir que a renda externa é o determinante principal na classe de produtos em que o Brasil apresenta os maiores volumes de exportações - classe de produtos básicos. Assim, o setor em que o Brasil intuitivamente apresenta vantagens no comércio é que apresenta elasticidade renda mais elevada. Com relação às elasticidades preço médio da demanda, pode-se verificar que essas tendem a ser mais elevadas para a classe de produtos manufaturados do que para os produtos básicos, que acaba por implicar que a demanda por exportações de manufaturados é mais sensível a variações de preços que os produtos básicos. Os coeficientes estimados da relação da taxa de câmbio com as exportações implicam que a estratégia de desvalorização, como forma de promover as exportações, é efetiva em todos os casos. Assim, nesses casos, a depreciação da moeda nacional conduz a um aumento das exportações. No entanto, através do aqui exposto, esperava-se encontrar magnitudes menores para estes coeficientes dada a constante apreciação cambial enfrentada no período e elevação dos volumes exportados³².

Por fim, este trabalho abre uma série de janelas para estudos futuros. Uma extensão relevante desta pesquisa seria considerar a hipótese de constância ou instabilidade dos parâmetros estimados, dado o comportamento das exportações a partir de 2008, em que, pode-se apontar este período como o de início de uma tendência diferente sobre o comportamento das exportações, e que, *a posteriori*, continuariam a persistir na dinâmica do comércio externo brasileiro. Portanto, em estudos futuros, pode-se testar a presença de quebras estruturais, possibilitando a verificação de elasticidades de longo prazo, variáveis no tempo [ver Azevedo e Portugal (1998) e Barbosa (2006)].

6. Referências Bibliográficas

- AGUIRRE, A.; FERREIRA, A.; NOTINI, H. The impact of exchange rate volatility on Brazilian manufactured exports. **Económica**, v. 53, n. 1-2, p. 3-19, 2003.
- ALICEWEB. **Sistema Alice**. Disponível em: < <http://http://aliceweb2.mdic.gov.br> >. Acesso em 2013.
- AMAZONAS, A.; BARROS, A. R. Manufacturing Exports from Brazil: Determinants and Consequences. **Datamétrica Consultoria Econômica/WorkingPapers**, n. 11, p. 28, 1995.
- ARIZE, A. C. The effects of exchange-rate volatility on US exports: an empirical investigation. **Southern Economic Journal**, v. 62, n. 01, p. 34-43, 1995.
- _____. Conditional exchange-rate volatility and the volume of foreign trade: evidence from seven industrialized countries. **Southern Economic Journal**, v. 64, n.01, p. 235-254, 1997.
- ASAFU-ADJAYE, J. Exchange rate variability and export growth in Fiji. **Asia Pacific School of Economics and Management**, Australian National University, Working Paper v. 99, n. 04. 1999.
- ASSEERY, A.; PEEL, D. A. The effects of exchange rate volatility on exports: some new estimates. **Economics Letters**, v. 37, n. 02, p. 173-177, 1991.
- AWOKUSE, T. O.; YUAN, Y. The impact of exchange rate volatility on US poultry exports. **Agribusiness**, v. 22, n. 2, p. 233-245, 2006.
- AZEVEDO, A. F. Z. de; PORTUGAL, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v. 8, n. 1, p.37-63, 1998.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. Determinants of international trade flows: the case of developing countries. **Journal of Development Economics**, v. 20, n. 1, p. 107-123, 1986.

³² Os resultados aqui encontrados para os coeficientes das elasticidades renda e preços para os diferentes setores vão ao encontro da tese defendida por Bresser Pereira segundo a qual os produtos manufaturados são mais dependentes da taxa de câmbio, comparados aos básicos. Desse modo, com o câmbio desfavorável, a classe de manufaturados tende a perder espaço na pauta exportadora, contribuindo para o processo de desindustrialização.

BARBOSA, F. H. Uma análise das elasticidades de bens e serviços não fatores, sua estabilidade e o ajuste externo brasileiro pós-1999. 2006. 276 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

BINI-SMAGHI, L. Exchange rate variability and trade: why is it so difficult to find any empirical relationship? **Applied Economics**, v. 23, n. 5, p. 927-936, 1991.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2ª ed. Cengage Learning: São Paulo, 2011

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil - 1955/95. IPEA, **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 469, 1997.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. As Exportações Brasileiras no Período 1977/1996: desempenho e determinantes. IPEA, **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 545, 52 p., 1998.

CHEUNG, Y. W.; SENGUPTA, R. Impact of exchange rate movements on exports: An analysis of Indian non-financial sector firms. **Bank of Finland, Discussion Paper**, n. 10. 2013.

CHOWDHURY, A. R. Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 75, n. 4, p. 700-706, 1993.

DICKEY, D.; FULLER, W.A. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n. 366a, p.427-431. 1979.

DORNBUSCH, R. **Exchange Rates and Inflation**. MIT Press, Cambridge. 1988, 477 p.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3ª Ed. Wiley Series in Probability and Statistics, 2010.

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

FERREIRA, A. H. B. Funções de exportação do Brasil: estimativas para os principais mercados. **Nova Economia**. Belo Horizonte, v.8, n.1, p.65-86, 07/1998.

FUNCEX. Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior. **Base de Dados**. Disponível em: <<http://www.funcef.org.br/>>. Acesso em: 11 Jun. 2013.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. The Supply and Demand for Exports: a simultaneous approach. **The Review of Economics and Statistics**, v. 60, p. 257-286, 1978.

_____. Income and price effects in foreign trade. **Handbook of International Economics**, Amsterdam: Elsevier Science Publisher B.V., vol.2, p.1041-1105, 1985.

GOTUR, P. Effects of Exchange Rate Volatility on Trade: Some Further Evidence. **Staff Papers/International Monetary Fund**, p. 475-512, 1985.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6th. Ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008. 1216 p.

GUIMARÃES, E. A.; FALCÃO, C.; POURCHET, H.; PINHEIRO, A. C.; MARKWALD, R. A. Índices de preço e *quantum* das exportações brasileiras. **Texto para Discussão/Funcef**, n. 121, 1997.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. 2nd Ed. New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799 p.

HOOPER, P.; JOHNSON, K.; MARQUEZ, J. Trade Elasticities for the G-7 Countries. **Princeton Studies in International Economics**, n. 87, 2000.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, n. 2, p.231-254, 1988.

_____. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. **Journal of Econometrics**, v. 52, n. 3, p. 389-402, 1992.

KING, A. From Demand Equation to Two Regimes: The Theoretical Development of Export Models. **Bulletin of Economic Research**, v. 49, n. 2, p. 81-125, 1997.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the alternative of a Unit Root: How sure are we that Economic Time Series have a Unit Root? **Journal of Econometrics**, v.54, n. 1, p. 159-178, 1992.

LEAMER, E. E.; STERN, R. M. **Quantitative international economics**. Chicago: Aldine Publ. 1970.

MAGEE, S. P. Prices, Income and foreign trade: a survey of recent economic studies. In: KENEN, P. B. (Ed.), **International Trade and Finance: Frontiers for Research**. Cambridge 1975, pp. 175-252.

MANZUR, M. **Key Issues in Exchange Rate Economics**. University of Western Australia, Department of Economics, 1990.

MCKENZIE, M. D. The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 8, n. 1, p. 21-38, 1998.

MDIC/SECEX. **Ministério do Desenvolvimento da Indústria e Comércio Exterior**. Secretaria de Comércio Exterior (Secex). *Banco de Dados*, 2013. Disponível em: < <http://www.mdic.gov.br/>>. Acesso em 10 mar. 2013.

MEYER, T. R. **Taxa de Câmbio e Exportações Brasileiras: Uma avaliação do período recente**. 2008. 92 f. Dissertação de Mestrado – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

RIBEIRO, L. S. L. **Dois ensaios sobre a balança comercial**. 2006. 148 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. 2006.

PAIVA, C. Trade elasticities and market expectations in Brazil. **International Monetary Fund, IMF Institute**, WP/03/140, 2003.

PERÉE, E.; STEINHERR, A. Exchange rate uncertainty and foreign trade. **European Economic Review**, v. 33, n. 6, p. 1241-1264, 1989.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, v.75, n. 2, p. 335-346, 1988.

POON, W. C.; CHOONG, C. K.; HABIBULLAH, M. S. Exchange Rate Volatility and Exports for Selected East Asian Countries: Evidence from Error Correction Model. **ASEAN Economic Bulletin**, v. 22, n. 02, p. 144-159, 2005.

POURCHET, H. **Estimação de equações de exportação por setores: uma investigação do impacto do câmbio**. 2003. 139 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

SAUER, C.; BOHARA, A. Exchange Rate Volatility and Exports: Regional differences between Developing and Industrialized Countries. **Review of International Economics**, v. 9, n. 01, p. 133-152, 2001.

SOUZA, F. E. P.; LUPORINI, V. **Câmbio ou Preços: O que mais tem afetado as exportações brasileiras?** Disponível em: <www.ie.ufrj.br/images/conjuntura/Cambio_ou_precos.pdf>. Acesso em: 31 out. 2013.

UNCOMTRADE. **United Nations Commodity Trade System**. Base de dados. Disponível em: <<http://comtrade.un.org>>. Acesso em 2013.

VERGIL, H. Exchange rate volatility in Turkey and its effect on trade flows. **Journal of Economic and Social Research**, v. 4, n. 1, p. 83-99, 2002.

ZINI, A. A. Funções de Exportação e de Importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, 1988.