

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA

Alejandro da Rocha Souto Padrón

**Estimando Novas Funções de Exportação para o Brasil  
(1990-2014)**

RIO DE JANEIRO

2016

Alejandro da Rocha Souto Padrón

**Estimando Novas Funções de Exportação para o Brasil  
(1990-2014)**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientadora: Prof. Dra. Viviane Luporini

Coorientador: Dr. Cláudio Hamilton M. dos Santos

RIO DE JANEIRO

2016

P124 Padrón, Alejandro da Rocha Souto.  
Estimando novas funções de exportação para o Brasil (1990-2014) / Alejandro da Rocha Souto. – 2016.  
86 f. ; 31 cm.

Orientadora: Viviane Luporini  
Coorientador: Cláudio Hamilton Matos dos Santos  
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2016.  
Referências: f. 84-86.

1. Exportação. 2. Commodities. 3. Elasticidade – Renda. 4. Elasticidade de preço.  
I. Luporini, Viviane, orient. II. Santos, Cláudio Hamilton Matos dos, coorient. III. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. IV. Título.

CDD 382.6

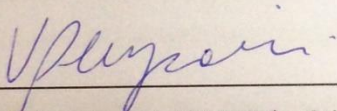
FOLHA DE APROVAÇÃO

Alejandro da Rocha Souto Padrón

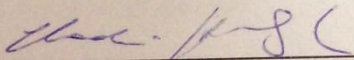
**Estimando Novas Funções de Exportação para o Brasil  
(1990-2014)**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

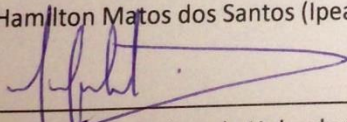
Aprovada em:



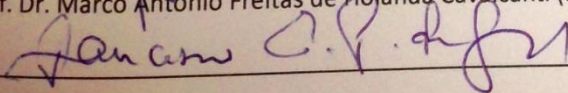
Prof. Dra. Viviane Luporini (IE-UFRJ) – Orientadora



Dr. Cláudio Hamilton Matos dos Santos (Ipea) – Coorientador



Prof. Dr. Marco Antônio Freitas de Holanda Cavalcanti (Ipea)



Prof. Dr. Francisco Eduardo Pires de Souza (IE-UFRJ)

## RESUMO

PADRÓN, A. R. S. *Estimando Novas Funções de Exportação para o Brasil (1990-2014)*. Rio de Janeiro, 2016. 87 p. Dissertações (Mestrado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

O presente trabalho almeja estimar novas funções de exportação de bens básicos (commodities) e industrializados para o Brasil a partir de dados trimestrais no período 1990-2014, construídos no âmbito da própria pesquisa. O esforço no refinamento dos dados gerou séries trimestrais de demanda mundial e de taxas de câmbio efetivas reais específicas para cada categoria de exportação explorada. A estratégia econométrica procurou tratar as implicações inerentes ao problema de determinação da ordem de integração das séries e ao baixo poder dos testes de raiz unitária diante de determinadas circunstâncias, e também atentou para a possibilidade de quebras estruturais nas séries. Para tanto, emprega-se o *bounds testing* de Pesaran (2001) e a cointegração por Gregory e Hansen (1996). Os resultados se mostraram sensíveis a amostra empregada e à especificação adotada, embora creia-se que alguns resultados qualitativos possam ser sugestivos em termos do sinal do impacto, reforçados também na análise VAR empregada. Com efeito, para os bens industrializados, o câmbio parece ter efeito positivo e não muito elevado, a demanda mundial é positiva e forte, e o hiato do produto parece ser negativo como esperado. A exportação de básicos parece determinada principalmente pela demanda mundial e o produto potencial, enquanto o câmbio estranhamente apresenta efeito negativo por vezes, ainda que não significativos. Há que se ter, contudo, cautela na interpretação dos resultados obtidos; é necessário um esforço maior nas estimações, explorando novas especificações e mesmo reavaliando os dados.

Palavras-chaves: função de exportação; commodities; industrializados; elasticidades renda; elasticidade preço; cointegração.

## ABSTRACT

PADRÓN, A. R. S. *Estimando Novas Funções de Exportação para o Brasil (1990-2014)*. Rio de Janeiro, 2016. 87 p. Dissertações (Mestrado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro.

This work aims to estimate new Brazilian export functions of basic (commodities) and industrialized goods from quarterly data for the period 1990 to 2014, built as part of the research. The effort in refining the data generated quarterly series of global demand and real effective exchange rates for each export category explored. The econometric strategy sought to address the implications of the problem of determining the integration order of the series and the low power of unit root tests before certain circumstances, and also looked to the possibility of structural breaks in the series. To do so, it employs the bounds testing of Pesaran (2001) and cointegration under structural breaks by Gregory and Hansen (1996). The results were sensitive to the sample used and the specification adopted, although we believe that some qualitative results may be suggestive in terms of the impact signal, also reinforced by the VAR analysis employed. Indeed, for industrialized goods, the exchange rate seems to have positive and not very high effect, global demand is positive and stronger, and the output gap seems to be negative as expected. The export of commodities seems mainly determined by global demand and potential product, while the exchange has unusually adverse effect sometimes, though not significant. One must bear, however, caution in interpreting the results obtained; a greater effort in the estimations, exploring new specifications and even reevaluating the data is needed.

Keywords: export function; commodities goods; industrial goods; income elasticities; price elasticity; cointegration.

## LISTA DE TABELAS

**Tabela 1** – Especificações Econométricas Adotadas na Literatura Brasileira

**Tabela 2** – Controles por Cointegração e Não Linearidades Empregados na Literatura Brasileira

**Tabela 3** - Estimativas Prévias das Elasticidades de Longo Prazo para o Total das Exportações

**Tabela 4** – Estimativas Prévias das Elasticidades de Longo Prazo para Manufaturados

**Tabela 5** – Estimativas Prévias das Elasticidades de Longo Prazo para Básicos

**Tabela 6** – Principais Produtos Exportados por Categoria no Ano de 2015

**Tabela 7** - Compatibilidade entre as Séries Anuais Nominais

**Tabela 8** – Desempenho Setorial do Quantum Exportado

**Tabela 9** – Descrição das variáveis empregadas nas especificações dos modelos

**Tabela 10** – Resultados para os Testes de Estacionariedade

**Tabela 11** – Critérios de Informação para Seleção das Defasagens do ARDL de Partido

**Tabela 12** – Teste de Fronteira (*F-statistics*) para a Existência de Relação de Longo Prazo em Nível entre  $X_{ind}$ ,  $M_{ind}$ ,  $P^m$ ,  $E.P^W$ ,  $PIB_{pot}$  e Hiato

**Tabela 13** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo entre  $X_{ind}$ ,  $M_{ind}$ ,  $P^m$ ,  $E.P^W$ ,  $PIB_{pot}$  e Hiato na Amostra 1990-2014

**Tabela 14** – Resultados de Longo Prazo para os Modelos Selecionados na Sub-Amostra 1995-2014

**Tabela 15** – Resultados de Longo Prazo na Especificação Contendo a Taxa de Câmbio Efetiva Real de Manufaturados para a Amostra 1995-2014

**Tabela 16** – Resultados dos Testes de Gregory-Hansen para Cointegração Sujeita a Quebras Estruturais

**Tabela 17** – Critérios de Informação para Seleção das Defasagens do ARDL

**Tabela 18** – Teste de Fronteira (*F-statistics*) para a Existência de Relação de Longo Prazo em Nível entre  $X_{bas}$ ,  $M_{bas}$ ,  $P^b$ ,  $E.P^W$ ,  $PIB_{pot}$

**Tabela 19** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo entre  $X_{bas}$ ,  $M_{bas}$ ,  $P^b$ ,  $E.P^W$ ,  $PIB_{pot}$  na Amostra 1990-2014

**Tabelas 20** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo com inclusão da dummy em 2002:3

**Tabela 21** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo na Sub-amostra 1995-2014

**Tabela 22** – Resultados de Longo Prazo Contendo Explicitamente a Taxa de câmbio Efetiva Real

## LISTA DE GRÁFICOS

**Gráfico 1** – Taxas de Câmbio Efetivas Reais

**Gráfico 2** – Importações Mundiais Totais, de Básicos e de Industrializados

**Gráfico 3** – Composição das Exportações Brasileiras de Produtos Básicos

**Gráfico 4** – Variação Acumulada em 12 Meses dos Índices de Preço ao Produtor (IPAs)

**Gráfico 5** – Compatibilidade entre as Séries Anuais Nominais

**Gráfico 6** – Importações Mundiais Anuais de Produtos Básicos e Industrializados (valores em US\$ bilhões correntes)

**Gráfico 7** – Importações Trimestrais dos EUA, China e EU

**Gráfico 8** – Séries Indicadoras para Básicos e Industrializados

**Gráfico 9** – Valores Nominais e Preços da Demanda Mundial de Industrializados e Básicos

**Gráfico 10** – Índices de Quantum das Exportações Totais, Básicos e Industrializados

**Gráfico 11** – Relação Câmbio-Volume Exportado e Demanda-Volume Exportado

**Gráfico 12** – Preço Internacional e Preços Domésticos por Categoria

**Gráfico 13** – Produto Potencial e Hiato do Produto

**Gráfico 14** – Resposta das Exportações Industriais a Choques na Demanda Mundial e na Taxa de Câmbio Efetiva Real (Modelo 1)

**Gráfico 15** – Resposta das Exportações Industriais a Choques na Demanda Mundial, na Taxa de Câmbio Efetiva Real, e no Hiato do Produto (Modelo 2)

**Gráfico 16** – Resposta das Exportações Industriais a Choques na Demanda Mundial, na Taxa de Câmbio Efetiva Real, e no Produto Potencial (Modelo 3)

**Gráfico 17** - Resposta das Exportações de Básicos a Choques na Demanda Mundial e na Taxa de Câmbio Efetiva Real (Modelo 1)

**Gráfico 18** - Resposta das Exportações de Básicos a Choques na Demanda Mundial Taxa de Câmbio Efetiva Real, e no Produto Potencial (Modelo 3)



# Sumário

<b>Introdução</b> .....	10
<b>1) Funções de Exportações: fundamentos teóricos e aspectos metodológicos</b> .....	12
1.1) Aspectos Teóricos Relevantes para a Discussão .....	12
1.1.1) A Abordagem Tradicional de Modelos Econométricos.....	12
1.1.1.1) O Modelo de Substitutos Imperfeitos.....	13
1.1.1.2) O Modelo de Substitutos Perfeitos.....	16
1.1.1) A Abordagem de Modelos DSGE.....	19
1.2) Revisitando importantes resultados da literatura brasileira sobre o tema.....	22
1.3) Considerações .....	29
<b>2) Preços, Demanda Mundial e Exportações: uma análise descritiva dos dados do trabalho</b> .....	33
2.1) Motivação .....	33
2.2) Explorando as desagregações adotadas no trabalho .....	36
2.3) Preços.....	38
2.3.1) Construção das taxas de câmbio efetivas reais desagregadas .....	38
2.3.2) Pontuando as principais diferenças entre as taxas.....	39
2.4) Demandas Mundiais .....	42
2.4.1) Construção das Séries de Importações Mundiais Setoriais .....	42
2.4.1.1) Os dados anuais .....	43
2.4.1.2) Séries trimestrais .....	46
2.4.2) Pontuando as diferenças entre as demandas mundiais de básicos e de industrializados .....	49
2.5) Alguns Fatos Estilizados Sobre as Exportações Brasileiras Desagregadas .....	51
<b>3) Estimando Funções de Exportação de Produtos Básicos e Industrializados</b> .....	58
3.1) Análise de Estacionariedade .....	62
3.2) Estratégia Econométrica .....	63
3.3) Funções de exportação para bens industrializados .....	66
3.4) Funções de exportação para bens básicos (commodities) .....	76
<b>Considerações Finais</b> .....	<b>83</b>
<b>Referências</b> .....	<b>85</b>

## Introdução

De tempos em tempos, voltam ao debate no Brasil temas relacionados a déficit em transações correntes, vulnerabilidade externa, reservas internacionais, nível de taxa de câmbio, ajuste das contas externas, etc. Todos esses temas estão relacionados em algum grau com o desempenho das exportações. Há, por outro lado, uma vasta literatura internacional que procura modelar as exportações e avaliar o impacto de variáveis explicativas como taxa de câmbio, preços, renda mundial, produto potencial, hiato do produto, etc. A hipótese, naturalmente, é que estimativas das “funções de exportação” são subsídios importantes para os debates supracitados e discussões mais gerais sobre a política econômica.

No presente trabalho, a hipótese de “país pequeno” tomador de preços é deixada de lado<sup>1</sup>. Alternativamente, supõe-se que o país é “relevante” no mercado internacional, isto é, que a quantidade exportada pelo país impacta o preço das exportações em dólares<sup>2</sup>. Neste contexto, preços e quantidades são teoricamente determinados simultaneamente pela interação entre as curvas de oferta doméstica e demanda mundial pelos bens produzidos domesticamente (Goldstein e Khan, 1978). A partir deste sistema é derivada, então, uma forma reduzida que comporte, no lado esquerdo, as exportações e, no lado direito, as variáveis explicativas – procedimento este comum na literatura<sup>3</sup>.

A presente pesquisa visa estimar funções de exportação de bens básicos e industrializados para o Brasil por meio da utilização de novos dados setoriais construídos especificamente para este fim. Neste sentido, o presente esforço se diferencia de trabalhos que buscam explicar a dinâmica das exportações brasileiras desagregadas mediante variáveis explicativas demasiado agregadas, perdendo-se de vista as nuances presentes nas dinâmicas dos preços e da demanda externa por estas duas categorias de produto. Como será visto, parece haver uma diferença substancial entre os movimentos de longo prazo da demanda externa por commodities e por bens industrializados. Os preços domésticos integrantes das taxas de câmbio efetivas reais construídas também divergem em diversos momentos. Estas

---

<sup>1</sup> A adoção de desta hipótese requer estimar apenas uma equação de oferta, já que implica em uma curva de demanda infinitamente preço-elástica, o que em termos práticos significa que o país pode colocar qualquer quantidade de produto no mercado internacional aos preços vigentes.

<sup>2</sup> Reconhece-se, entretanto, que a hipótese de “país grande” talvez não seja a mais adequada para os produtos industrializados, tendo em vista a baixa participação do Brasil no comércio internacional destes produtos. O mesmo não se verifica para os produtos básicos, já que o país é um *player* importante no mercado mundial de commodities.

<sup>3</sup> É verdade, porém, que muitos trabalhos estimam formas reduzidas de modelos estruturais não especificados (Braga e Markwald, 1983).

últimas, vale ressaltar, foram construídas no âmbito de um projeto de pesquisa do Grupo de Estudos de Conjuntura (Gecon) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), e estão publicamente disponíveis no Ipeadata<sup>4</sup>.

Ademais, a metodologia econométrica utilizada – i.e. a abordagem de cointegração de Pesaran (1999, 2001) – procura fazer justiça às propriedades estocásticas das séries temporais relevantes. Com efeito, a principal vantagem da abordagem de Pesaran é permitir testar relação de longo prazo em um modelo contendo séries integradas de ordem zero e um -  $I(0)$  e  $I(1)$ , o que é especialmente importante em vista dos resultados conflitantes obtidos com a aplicação de testes de raiz unitária aplicados nas séries. Com efeito, o baixo poder dos testes de raiz unitária, especialmente diante de quebras e de pequenas amostras (Stock, 1994; Gregoy, Nason e Watt, 1994), é um problema amplamente conhecido. Quando possível, também é utilizado o teste de Gregory e Hansen (1996), que incorpora quebras no vetor de cointegração. Ao fim, é estimado um modelo vetorial autoregressivo (VAR) como forma de aferir as relações entre as variáveis em um contexto onde todas as variáveis relevantes estão endogeneizadas.

O restante do trabalho está organizado em três partes. O primeiro capítulo resgata os fundamentos teóricos e contextualiza o presente trabalho diante da extensa literatura sobre funções de exportação para o Brasil. O segundo capítulo apresenta e discute as séries criadas de demanda externa e de taxa de câmbio efetiva real. O terceiro capítulo apresenta estimativas econométricas para as “funções exportação” brasileiras de bens manufaturados e primários. . Por fim, uma conclusão resumindo os principais resultados do trabalho.

---

<sup>4</sup> <http://www.ipeadata.gov.br/>

## **1) Funções de Exportações: fundamentos teóricos e aspectos metodológicos**

Este capítulo busca dar conta da evolução da literatura sobre estimação de funções de exportação para o Brasil, tanto dos aspectos teóricos envolvidos quanto da metodologia econométrica utilizada. Na prática, entretanto, os trabalhos se diferenciam menos pela utilização de marcos teóricos distintos do que por diferenças nas técnicas econométricas e estratégias empíricas utilizadas, além de detalhes operacionais associados - como a inclusão de diferentes variáveis explicativas (às vezes por conta da adoção de novas hipóteses), a utilização de estimativas distintas das referidas variáveis e, naturalmente, pela janela amostral utilizada.

O que se segue está dividido da seguinte maneira. Inicialmente, serão abordados os aspectos teóricos relevantes para a construção dos modelos econométricos utilizados na literatura, com especial ênfase na escolha das variáveis e das especificações relevantes na explicação da dinâmica das exportações. A segunda seção dá conta dos aspectos metodológicos, apresentando uma resenha da literatura brasileira sobre o tema, e também relata os principais resultados presentes na literatura. Por fim, diante da discussão apresentada no capítulo, uma seção contendo breves considerações a respeito da estratégia empírica que norteará o trabalho.

### **1.1) Aspectos Teóricos Relevantes para a Discussão**

Esta seção explora as abordagens sobre funções de exportação estabelecidas na literatura. Basicamente, são duas as abordagens empregadas. A primeira delas se baseia em modelos econométricos que remontam tradicionalmente a uma estrutura teórica “clássica” desenvolvida e explorada, principalmente, por Goldstein e Khan (1978; 1985). Alternativamente, ganhou ímpeto ao longo dos anos 1990 a modelagem a partir de modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE – *Dynamic Stochastic General Equilibrium*), que será brevemente apresentada. Como se verá a seguir, as divergências entre as duas abordagens são menores do que se poderia imaginar a princípio.

#### **1.1.1) A Abordagem Tradicional de Modelos Econométricos**

Um aspecto teórico relevante para a modelagem das exportações é a escolha entre um modelo de bens substitutos perfeitos, que assume bens homogêneos com pouca diferenciação, e de bens substitutos imperfeitos, que assume bens com significativa diferenciação. Na medida em que se trabalha com as exportações totais e desagregadas, torna-

se válido levar em consideração os dois tipos de modelos, haja vista os diferentes resultados que porventura surjam de cada um. Até por isso tais modelos devem ser vistos como complementares, e não concorrentes (Goldstein e Khan, 1985).

#### **1.1.1.1) O Modelo de Substitutos Imperfeitos**

O modelo de substitutos imperfeitos predomina na literatura devido a, principalmente, duas constatações empíricas. Primeiramente, em caso de bens substitutos perfeitos, cada país inserido no comércio internacional seria exportador ou importador de um determinado bem *tradable*, mas não ambos – a depender da eficiência produtiva do país no bem em questão (Goldstein e Khan, 1985). Em segundo lugar, o mercado doméstico seria dominado integralmente pelo bem importado ou produzido domesticamente (Goldstein e Khan, 1985). Dada a evidência internacional de coexistência entre bens importados e domésticos em um mesmo mercado, e de que os países exportam e importam um “mesmo” produto, a hipótese de substitutos perfeitos pode ser abandonada.

Posto isto, um ponto de partida importante para a estimação de equações de exportações passa pela definição da maneira pela qual o país se insere no comércio internacional. A especificação do modelo pode começar pela adoção da “hipótese de país pequeno”, conforme ficou consagrada na literatura. Por trás da adoção desta hipótese, existe a noção de que as exportações do país em questão possuem peso pequeno no comércio internacional, de tal maneira que o país seja incapaz de afetar, em maior ou menor grau, os preços internacionais. Assim sendo, a hipótese usual é a de que o país se defrontaria com uma curva de demanda infinitamente preço-elástica, o que em termos práticos significa que o país pode colocar qualquer quantidade de produto no mercado internacional aos preços vigentes. Neste caso, tal como ocorre com a quantidade ofertada de uma firma em concorrência perfeita, as quantidades exportadas dependerão apenas das condições de custo do país - isto é, por questões associadas ao lado da oferta de exportações (Goldstein e Khan, 1985). Por outro lado, se o país for “grande” no mercado mundial, então, por definição, mudanças nas quantidades ofertadas terão impacto sobre os preços – dito de outra forma, a hipótese de país “tomador de preços” não se aplica neste caso. Daí que se faz necessário estimar equações de oferta e demanda de exportações, em um contexto no qual preços e quantidades são determinados simultaneamente pela interação entre as duas curvas (Goldstein e Khan, 1978;

1985)<sup>5</sup>. Assim sendo, um modelo padrão de bens substitutos imperfeitos, tal qual em Goldstein e Khan (1978; 1985), abrange a seguinte especificação:

$$X^D = f(Y_W; P^X; eP^W); f_1, f_3 > 0 \text{ e } f_2 < 0$$

$$X^S = g(P^X; P^d; Y_p; H \text{ ou } U); g_1, g_3 > 0 \text{ e } g_2, g_4 < 0$$

$$X^D = X^S$$

Onde  $X^S$  e  $X^D$  são, respectivamente, as quantidades demandadas e ofertadas de exportação;  $Y_W$  é uma variável *proxy* para a renda mundial;  $P^X$  é o preço das exportações brasileiras;  $P^W$  é o preço dos substitutos imperfeitos internacionais para as exportações brasileiras;  $e$  é a taxa de câmbio nominal R\$/US\$;  $P^d$  é um índice de preço ao atacado doméstico;  $Y_p$  é um índice para o produto potencial brasileiro;  $H$  é o hiato do produto; e  $U$  é o nível de utilização da capacidade instalada.

Supostamente, a teoria econômica é a base para a escolha destes determinantes da dinâmica das exportações. A curva de demanda por exportações deriva do problema da maximização da utilidade do consumidor, ao passo que a dinâmica por trás da curva de oferta é análoga ao problema de maximização de lucro da firma (Goldstein e Khan, 1985). Assim sendo, as equações de demanda por exportação devem incluir uma variável que represente a renda do resto do mundo ( $Y^W$ ), a ser alocada no consumo de bens *tradables*, e outra que leve em consideração o preço relativo entre os bens domésticos exportáveis e os seus substitutos imperfeitos internacionais ( $\frac{P^X}{eP^W}$ ) (Goldstein e Khan, 1985). A equação de demanda especificada em forma log-linear assume a seguinte forma<sup>6</sup>:

---

<sup>5</sup> Uma terceira opção – bastante particular, diga-se – seria a adoção da hipótese de uma curva de oferta perfeitamente preço-elástica, justificada pela existência de tecnologias produtivas com retornos constantes ou crescentes de escala, ou de uma ampla capacidade ociosa doméstica, em que maiores quantidades produzidas não pusessem pressão sobre os custos de produção (Goldstein e Khan, 1985). Esta hipótese, evidentemente, é muito mais plausível no caso das importações do que das exportações, haja vista que o resto do mundo pode aumentar sua oferta para um país específico sem necessitar de aumento nos preços, ao passo que um país específico só consegue aumentar sua oferta para ao resto do mundo com aumento dos preços, a menos que as condições de oferta referidas acima sejam atendidas. Neste caso, bastaria estimar uma equação de demanda por exportações

<sup>6</sup> A especificação na forma log-linear se deve à facilidade em obter as elasticidades diretamente pelos coeficientes estimados.

$$\ln X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{P^X}{eP^W}\right)_t + \alpha_2 \ln Y_t^w \quad [1]$$

A ideia básica por trás da oferta de exportações é simples: na medida em que aumenta rentabilidade de produzir e vender no mercado internacional, aumentam as exportações (Goldstein e Khan, 1985). Assim sendo, a equação de oferta deve conter uma variável que capta o efeito-preço ligado à remuneração do exportador, qual seja,  $\left(\frac{P^X}{P^d}\right)$ <sup>7</sup>. Esta variável embute uma visão competitiva entre os mercados interno e externo ao comparar o preço de venda no mercado externo ( $P^X$ ) com o preço de venda no mercado doméstico ( $P^d$ ). Esta medida dá a rentabilidade comparada entre exportar e vender internamente, bem como acomoda um efeito-substituição entre a produção de *tradables* e não *tradables* na economia (Goldstein e Khan, 1985). Por outro lado, tanto a capacidade quanto a aptidão dos produtores nacionais em ofertar exportações não são plenamente captados pela variável de rentabilidade, de tal maneira que se faz oportuna a inclusão de uma variável que sintetize a capacidade produtiva da economia. Assim, na medida em que cresce a capacidade produtiva (seja por maior produtividade total dos fatores, melhor infraestrutura ou maior oferta de fatores de produção), deve aumentar a oferta de bens para exportação para qualquer nível dado de rentabilidade (Goldstein e Khan, 1985). O sinal do coeficiente ligado a esta variável poderia ser interpretado como um viés comercial do país: se maior que a unidade, o país possui um viés pró-comércio; se menor que a unidade, o viés pró-comércio é fraco; se menor que zero, o país possui um viés anticomercial. A propósito, o PIB potencial ( $Y^p$ ) do país costuma ser empregado neste sentido. Pode-se considerar também uma variável que dê conta dos ciclos econômicos internos, sob a ideia de que, em momentos de expansão econômica interna, os produtores nacionais preferem atender o mercado interno, seja por receio de perda de seu *market-share* no mercado nacional, seja porque os vínculos com a clientela nacional sejam significativos (Goldstein e Khan, 1985). O hiato do produto ( $H$ ) e o nível de utilização de capacidade instalada ( $U$ ) costumam ser utilizados para captar este efeito cíclico. A equação de oferta assume, então, a seguinte especificação:

$$\ln X_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{P^X}{P^d}\right)_t + \beta_2 \ln Y_t^p + \beta_3 \ln H_t \quad [2]$$

---

<sup>7</sup> Alternativamente, diversos trabalhos na literatura adotam a taxa de câmbio real no lugar da rentabilidade. Ver, por exemplo, Castro e Cavalcanti (1997), Paiva (2003), Schettini et. al (2012)

A equação (2) pode ser normalizada para  $P_t^X$ , da seguinte maneira<sup>8</sup>:

$$\ln P_t^X = b_0 + b_1 \ln X_t^s + b_2 \ln Y_t^p + b_3 \ln H_t + b_4 \ln P_t^d \quad [3]$$

As equações (1) e (3) constituem o sistema de equações relevantes para o caso em que não se adota a hipótese de “país pequeno” tomador de preços. As estimativas dos parâmetros estruturais podem ser obtidas assumindo a condição de equilíbrio  $X_t^s = X_t^d = X_t$  e estimando as duas equações simultaneamente. Deve-se atentar, entretanto, para o fato de que os métodos de estimação simultânea comumente utilizados<sup>9</sup> não levam em consideração aspectos importantes a respeito das variáveis do modelo – notadamente, as questões de raiz unitária e cointegração entre as séries. Não surpreende então o fato de a literatura sobre o tema ter optado por trabalhar com formas reduzidas - estratégia esta que também será utilizada no presente trabalho. As formas reduzidas<sup>10</sup> do sistema de equações acima, feitas as devidas manipulações, são como segue:

$$\ln X_t = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Y_t^p + \lambda_2 \ln H_t + \lambda_3 \ln P_t^d + \lambda_4 \ln Y_t^w - \lambda_5 \ln P_t^w \quad [4]$$

$$\text{Onde: } \lambda_0 = \frac{\beta_1 \alpha_0 - \beta_0 \alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1}; \lambda_1 = \frac{-\beta_2 \alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1}; \lambda_2 = \frac{-\beta_3 \alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1}; \lambda_3 = \lambda_5 = \frac{\beta_1 \alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1}; \lambda_4 = \frac{\beta_2 \alpha_2}{\beta_1 - \alpha_1}$$

$$\ln P_t^X = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Y_t^p + \gamma_2 \ln H_t + \gamma_3 \ln P_t^d - \gamma_4 \ln P_t^w + \gamma_5 \ln Y_t^w \quad [5]$$

$$\text{Onde: } \gamma_0 = \frac{\alpha_0 - \beta_0}{\beta_1 - \alpha_1}; \gamma_1 = \frac{-\beta_2}{\beta_1 - \alpha_1}; \gamma_2 = \frac{-\beta_3}{\beta_1 - \alpha_1}; \gamma_3 = \frac{\beta_1}{\beta_1 - \alpha_1}; \gamma_4 = \frac{-\alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1};$$

$$\gamma_5 = \frac{\alpha_2}{\beta_1 - \alpha_1}$$

### 1.1.1.2) O Modelo de Substitutos Perfeitos

Há pelo menos três razões para se considerar o modelo de substitutos perfeitos, a despeito das evidências de que no comércio internacional predominam bens com um grau mínimo de diferenciação, isto é, substitutos imperfeitos. Primeiramente, apesar de a possibilidade de arbitragem entre mercados ser bastante reduzida devido à existência de tarifas

<sup>8</sup> Em se tratando de um sistema de equações, é desejável que as variáveis endógenas fiquem no lado esquerdo da equação. Contudo, esta normalização não passa de mera conveniência, na medida em que as estimativas dos parâmetros são invariantes quanto a normalização uma vez que se utiliza uma estimação sistêmica (Goldstein e Khan, 1978).

<sup>9</sup> Notadamente, os métodos de mínimos quadrados em dois ou três estágios (2SLS ou 3SLS) e o de máxima verossimilhança com informação limitada (LIML).

<sup>10</sup> Uma equação na forma reduzida expressa a variável endógena em função apenas de variáveis exógenas e do termo de erro estocástico.



alfandegárias e custos de transporte, não é difícil constatar a existência commodities homogêneas negociadas em mercados internacionais organizados, tais como trigo, açúcar, cobre, dentre outras. Seria interessante então um modelo que desse conta destes produtos “padronizados”, para os quais a oferta e a demanda não dependem de diferenciais de preço (Goldstein e Khan, 1985). É possível também vislumbrar a possibilidade de que diferenças metodológicas quanto à construção de estatísticas de preço sejam responsáveis pela aparente inexistência de bens perfeitamente substitutos, na medida em que preços diferentes para bens bastante semelhantes sejam oriundos de metodologias distintas. Há ainda, seguindo Goldstein e Khan (1985), a possibilidade de aferir importantes fatos a respeito das elasticidades-renda e preço que não são encontrados no modelo de substituição imperfeita.

O conjunto de equações abaixo constitui um modelo simples de comércio para bens substitutos perfeitos:

$$D_i = l(P_i, Y_i); \quad l_1 < 0 \text{ e } l_2 > 0$$

$$S_i = n(P_i, F_i); \quad n_1 > 0 \text{ e } n_2 < 0$$

$$M_i = D_i - S_i;$$

$$X_i = S_i - D_i;$$

$$PM_i = P_i = PX_i = E \cdot P_w;$$

$$D_w = \sum_{i=1}^m D_i$$

$$S_w = \sum_{i=1}^m S_i$$

$$D_w = S_w$$

Onde  $D_i$  é a quantidade total de bens *tradables* demandados no país  $i$ ;  $S_i$  é o total de bens *tradables* produzidos no país  $i$ ;  $X_i$  e  $M_i$  são as quantidades exportadas e importadas do país  $i$ ;  $PM_i$  é o preço das importações;  $P_i$  é o nível de preço doméstico;  $PX_i$  é o preço das exportações;  $P_w$  é o nível de preço internacional;  $D_w$  é a demanda mundial por bens *tradables*;  $S_w$  é a oferta mundial de bens *tradables*;  $Y_i$  é a renda doméstica do país  $i$ ; e  $F_i$  são os custos de fatores no país  $i$ .

Nota-se, primeiramente, que não há uma função de oferta de exportação separada de uma função de demanda por importação. A oferta de exportação resulta do “excesso” da oferta doméstica do bem em relação a sua demanda no mercado interno, ao passo que a importação, analogamente, é oriunda do “excesso” da demanda interna e em relação à oferta doméstica do bem. Tem-se então que, para bens substitutos perfeitos, o problema de estimação da oferta de exportações se reduz a estimação da oferta e demanda doméstica pelo bem, de onde a oferta de exportação (tal qual a demanda por importação do bem) se dá por resíduo. Em segundo lugar, abstraindo-se de custos de transporte e tarifas envolvidas, os preços expressos em uma mesma moeda são, na verdade, um único ( $PM_i = P_i = PX_i = E \cdot P_w$ ). Como consequência, tem-se que o preço internacional do bem em questão é determinado pela oferta e demanda mundial, e um determinado país apenas pode afetar o preço na medida em que for responsável ou por uma parcela significativa da demanda mundial pelo bem, ou por uma parcela significativa da oferta mundial deste mesmo bem. Caso o país seja “pequeno”, qualquer aumento (redução) da oferta doméstica resultará apenas em redução (aumento) das importações.

Adicionalmente, o modelo de substitutos perfeitos propicia resultados a respeito de diferenças nas elasticidades-preço da demanda e oferta de exportação que não estão presentes no modelo de substitutos perfeitos. Tal qual em Goldstein e Khan (1985), é possível empregar técnicas tradicionais de elasticidade e relacionar a elasticidade-preço da demanda por importações ( $\varepsilon_M^d$ ) e a elasticidade-preço da oferta de exportações ( $\varepsilon_X^s$ ) às elasticidades-preço da demanda ( $l_1 < 0$ ) e da oferta doméstica ( $n_1 > 0$ ) da maneira como segue:

$$\varepsilon_M^d = \frac{D_i}{M_i} \cdot l_1 - \frac{S_i}{M_i} \cdot n_1$$

$$\varepsilon_X^s = \frac{S_i}{X_i} \cdot n_1 - \frac{D_i}{X_i} \cdot l_1$$

A equação da elasticidade-preço da demanda por importações ( $\varepsilon_M^d$ ) de bens homogêneos revela que esta elasticidade depende positivamente das elasticidades-preço (em valor absoluto) da demanda ( $l_1$ ) e oferta ( $n_1$ ) doméstica do bem, e negativamente relacionada às parcelas da importação na demanda doméstica e da importação na oferta doméstica do bem. Goldstein e Khan (1985) ressaltam que este fato permite que, mesmo em

se tratando de um produto preço-inelástico, a elasticidade-preço da demanda por importação de um bem homogêneo seja relativamente grande, na medida em que se trate de um país de economia relativamente fechada, de tal maneira que as parcelas  $\frac{D_i}{M_i}$  e  $\frac{S_i}{M_i}$  sejam pequenas. Analogamente, a elasticidade-preço da oferta de exportações ( $\varepsilon_X^S$ ) é função positiva das elasticidades-preço  $l_1$  e  $n_1$  e função negativa das parcelas  $\frac{S_i}{X_i}$  e  $\frac{D_i}{X_i}$ .

Por fim, se considerarmos a quantidade mundial exportada anualmente ( $X_w$ ) como a soma entre as exportações do país  $i$  ( $X_i$ ) e as exportações do resto do mundo ( $X^*$ ), é possível expressar a elasticidade-preço da demanda por exportações do país  $i$  ( $\varepsilon_X^d$ ) em função das elasticidades-preço da demanda  $[(\varepsilon_X^d)_w]$  e da oferta de exportações do resto do mundo  $[(\varepsilon_X^S)^*]$ , conforme segue:

$$(\varepsilon_X^d)_i = \frac{X_w}{X_i} \cdot (\varepsilon_X^d)_w - \frac{X^*}{X_i} \cdot (\varepsilon_X^S)^*$$

Novamente, surge deste resultado um fato interessante. Ainda que se trate de um bem homogêneo cuja elasticidade-preço da demanda mundial seja baixa, a elasticidade-preço da demanda por exportações do país  $i$  pode ser elevada, conquanto ele possua uma pequena parcela nas exportações mundiais<sup>11</sup>.

### 1.1.1) A Abordagem de Modelos DSGE

Os modelos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE – *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) proliferaram na literatura a partir da década de 1980, em boa parte devido ao fato de contornarem uma significativa insatisfação quanto aos modelos macroeconômicos de então, qual seja: a ausência de microfundamentos. Modelos deste tipo supostamente possuem a vantagem de incorporar um background teórico que leva em consideração a otimização de decisões no nível microeconômico em um contexto de equilíbrio geral, levando em consideração as preferências dos agentes, expectativas racionais, *forward-looking*, restrição orçamentária, e mesmo fricções reais e nominais na economia. Isto significa que, ao contrário dos modelos econométricos tradicionais que partem de equações pré-estabelecidas e supostamente embasadas na teoria econômica de escolha do consumidor e da firma, os modelos DSGE constroem o modelo por completo, no sentido de incorporarem passo a passo

---

11 Goldstein e Khan (1985) afirmam estarem estes resultados em conformidade com o proposto por aqueles que aceitam o chamado “otimismo das elasticidades” (“elasticity optimists”), que nada mais é que a crença de que as elasticidades-preço das exportações do país  $i$  são altas, uma vez atendida a condição de “país pequeno”.

as decisões ótimas dos agentes e chegarem uma equação final representativa destas escolhas maximizadoras.

Usualmente, os modelos DSGE modelam as exportações da seguinte maneira. Seguindo a exposição do modelo presente em Christiano et al. (2006), primeiramente encontra-se a uma função de demanda externa por exportação doméstica da seguinte forma:

$$X_t = \left(\frac{P_t^X}{P_t^*}\right)^{-\eta_f} Y_t^* \quad (6)$$

Onde  $Y_t^*$  é a renda externa,  $P_t^*$  é o preço externo,  $P_t^X$  é o preço das exportações domésticas, e  $\eta_f$  é a elasticidade-substituição da demanda externa. Nota-se claramente a semelhança desta equação com a equação econométrica de demanda por exportações apresentada na seção 1.1.1.1 (equação [1]), haja vista que ambas incorporam os preços relativos e uma medida de renda mundial como determinantes.

A quantidade  $X_t$  de bens exportados é produzida por uma firma representativa competitiva de varejo internacional, que combina bens intermediários especializados produzidos domesticamente ( $X_{i,t}$ ;  $i \in (0, 1)$ ) da seguinte maneira:

$$X_t = \left[ \int_0^1 X_{i,t}^{\frac{1}{\lambda_x}} di \right]^{\lambda_x} \quad [7]$$

O varejista internacional toma como dado o preço de seu produto ( $P_t^X$ ) e de seus insumos ( $P_{i,t}^X$ ). Feitas algumas otimizações, chega-se a seguinte equação de demanda pelos bens intermediários especializados:

$$X_{i,t} = \left[ \frac{P_{i,t}^X}{P_t^X} \right]^{\frac{-\lambda_x}{\lambda_x - 1}} X_t \quad [8]$$

Tais bens intermediários especializados<sup>12</sup> ( $X_{i,t}$ ) são produzidos por firmas representativas inseridas em um mercado de competição monopolística e que se utilizam de insumos domésticos e importados para tanto. Um certo bem especializado é produzido pela firma monopolista com a seguinte tecnologia:

$$X_{i,t} = \left[ \omega_x^{\frac{1}{\eta_x}} (X_{i,t}^m)^{\frac{\eta_x - 1}{\eta_x}} + (1 - \omega_x)^{\frac{1}{\eta_x}} (X_{i,t}^d)^{\frac{\eta_x - 1}{\eta_x}} \right]^{\frac{\eta_x}{\eta_x - 1}}$$

<sup>12</sup> A introdução de bens especializados é necessária para justificar o poder de mercado das firmas produtoras do bem intermediário (Christiano et al., 2006).

Onde  $X_{i,t}^d$  e  $X_{i,t}^m$  representam, respectivamente, o uso que o exportador faz de bens insumos produzidos domesticamente e importados,  $\omega_x$  é a parcela importada nos bens exportados, e  $\eta_x$  é a elasticidade-substituição entre o bem intermediário doméstico e o importado.

Combinando as equações [7] e [8], resulta a seguinte equação de preços:

$$P_t^X = \left[ \int_0^1 P_{i,t}^{X \frac{1}{(1-\lambda_x)}} di \right]^{1-\lambda_x} \quad [9]$$

A semelhança entre a equação econométrica de oferta de exportações apresentada na seção 1.1.1.1 (equação [2]) e a dinâmica de oferta nos modelos DSGE é menos óbvia do que no caso da demanda por exportações. Ainda assim é possível traçar paralelos entre os mecanismos de transmissão dos determinantes para a oferta. O aumento da capacidade, entendido como novas tecnologias incorporadas pelos investimentos recentes ou mesmo como choques de produtividade, se transmite para a oferta de exportação via impacto no custo marginal e conseqüentemente nos preços. Dada esta redução no custo marginal, a firma em competição monopolista produz mais a um preço  $P_{i,t}^X$  menor, acarretando em menor  $P_t^X$  (conforme a equação [9]) e maior oferta de  $X_t$ . Os efeitos dos ciclos de atividade interna, captados na equação econométrica por meio do hiato do produto ( $H_t$ ) ou do nível de utilização de capacidade instalada ( $U_t$ ), são captados no modelo DSGE por meio dos preços dos bens intermediários ( $P_{i,t}^X$ ). Na medida em que a economia doméstica se encontra em um ciclo de expansão, com níveis baixos de hiato do produto ou alto nível de utilização de capacidade, os preços internos em geral, dentre eles  $P_{i,t}^X$ , tendem a acelerar, impactando o preço das exportações  $P_t^X$ , reduzindo sua oferta e sua demanda, conforme as equações [6] e [8].

Como todos os preços, neste caso, estão em função da moeda do comprador, a taxa de câmbio nominal fica implícita nos preços das equações. É possível ver na equação de demanda por exportação (equação [8]) uma *proxy* de taxa de câmbio real, na medida em que se tem uma razão de preços e uma taxa nominal de câmbio para fins de compatibilização de unidade monetária. Conforme a taxa de câmbio nominal se desvaloriza, o preço do bem de exportação fica mais barato em dólar, de maneira que a demanda internacional por exportação doméstica cresce. Deve-se ater, entretanto, ao fato de que o objetivo dos modelos DSGE é estimar os parâmetros relevantes para então realizar exercícios de impulso e resposta a fim de

observar o comportamento de determinadas variáveis perante choques em outras. Desta forma a aferição da sensibilidade das exportações ao câmbio – objetivo da literatura econométrica sobre o tema – em modelos DSGE passa pela estimação de todo o modelo para a economia hipotética e então observar o comportamento das exportações dado choques no câmbio.

## **1.2) Revisitando importantes resultados da literatura brasileira sobre o tema**

A literatura empírica a respeito de fluxos de comércio internacional, notadamente equações de exportação e importação, possui uma ampla variedade de trabalhos. Algumas razões podem ser elencadas para tal riqueza de trabalhos aplicados (Goldstein e Khan, 1985). Primeiramente, a base de dados de comércio internacional é bastante rica, contendo suficientes desagregações aos dados (tipo de mercadoria, origem e destino, etc) e séries que se estendem desde meados do século XX. Em segundo lugar, o arcabouço teórico por trás da determinação dos fluxos de comércio, conforme discutido nas seções acima, é relativamente simples, fazendo uso basicamente das teorias do consumidor e da firma. Por último, pode-se ainda considerar a relevância que estimativas de elasticidade-preço e renda possam ter no âmbito da política econômica de um país – em que medida, por exemplo, a balança comercial reage a movimentos no câmbio e nas tarifas de comércio.

Os trabalhos sobre estimação de funções de exportação para o Brasil começam a ganhar volume na década de 1980, havendo poucas referências disponíveis para décadas anteriores<sup>1314</sup>. Dentre as diferentes maneiras de agrupar os trabalhos brasileiros, optou-se aqui por fazê-lo enfatizando especialmente as especificações econométricas assumidas, os métodos de estimação, as desagregações, e a frequência e periodicidade dos dados (Tabelas 1 e 2). Vale destacar também que a totalidade da literatura nacional adota o modelo de substitutos imperfeitos para as estimações em nível agregado e desagregado das exportações, a despeito de o modelo de substitutos perfeitos – conforme visto na seção 1.1.1.2- ser, em princípio, o mais adequado para modelar as exportações de produtos básicos – commodities primárias homogêneas, sem diferenciação.

---

<sup>13</sup> Reis (1979), Cardoso e Dornbusch (1980), e Lopes e Lara Rezende (1980) são uma das poucas referências encontradas.

<sup>14</sup> Nota-se também um declínio na produção de trabalhos empíricos no tema ao longo dos últimos anos, em boa parte devido à popularização da modelagem DGSE.

**Tabela 1 – Especificações Econométricas Adotadas na Literatura Brasileira**

<b>Especificações Econométricas Adotadas</b>	<b>Trabalhos</b>
<b>Sistema de Equações</b>	Braga e Markwald (1983); Zini Jr. (1988); Portugal (1993); Ribeiro (2006)*; Kannebley Jr. et al. (2011)*
<b>Formas Reduzidas</b>	Castro e Cavalcanti (1997); Cavalcanti e Ribeiro (1998); Paiva (2003); Pourchet (2003); Castilho e Luporini (2007); Schettini et al. (2012)
<b>País Pequeno</b>	Sapienza (2007)

\*Os autores estimam funções de oferta e demanda isoladamente (i.e., de maneira não simultânea)

**Tabela 2 – Controles por Cointegração e Não Linearidades Empregados na Literatura Brasileira**

<b>Controle por Cointegração e Não linearidades</b>	<b>Trabalhos</b>
<b>Cointegração</b>	Portugal (1993); Castro e Cavalcanti (1997); Cavalcanti e Ribeiro (1998); Paiva (2003); Pourchet (2003); Castilho e Luporini (2007); Schettini et al. (2012)
<b>Não-linearidades</b>	Portugal (1993); Cavalcanti e Ribeiro (1998); Kannebley Jr. et al. (2011); Schettini et al. (2012)

Os primeiros trabalhos da literatura brasileira sobre o tema adotavam a hipótese de “país pequeno” tomador de preços e estimavam somente uma equação de oferta. Braga e Markwald (1983), trabalho pioneiro na abordagem sistêmica das equações de exportação brasileiras, relatam que havia àquela altura uma espécie de consenso quanto à adoção da hipótese de “país pequeno”, e nos poucos casos em que se incluía a renda mundial nos modelos (uma variável nitidamente de demanda), estimava-se, na verdade, uma forma reduzida de um modelo estrutural não especificado. Dentre os trabalhos que passaram a refutar a hipótese de “país pequeno” e a utilizar a abordagem de equações simultâneas, destacam-se Braga e Markwald (1983), Zini Jr. (1988). Estes dois trabalhos foram fortemente influenciados por Goldstein e Khan (1978), texto referência no trato do tema com equações simultâneas. Os resultados encontrados pelos autores, exibidos nas tabelas 3 e 4, estão em conformidade com o esperado a priori: elasticidades-preço negativas para demanda e positiva

para a oferta; e elasticidades-renda superiores a unidade e maiores para o caso de bens industrializados do que para o total das exportações<sup>1516</sup>.

Após os trabalhos da década de 1980, uma nova vertente de métodos de estimação tomou conta da literatura. Em particular, os trabalhos de Braga e Markwald (1983) e Zini Jr. (1988) não atentavam para o problema de raiz unitária nas séries de tempo (Nelson e Plosser, 1982). O trabalho de Portugal (1993)<sup>17</sup> foi o primeiro na literatura brasileira a lidar diretamente com a possibilidade de não-estacionariedade das séries temporais utilizadas. Além deste aspecto, o texto inova em demonstrar preocupações com a possibilidade de instabilidade paramétrica nas equações de exportação, diante das profundas mudanças no comércio exterior brasileiro e das políticas comerciais da época. Desta maneira, além de testar a possibilidade de raiz unitária por meio de testes ADF (Dikey e Fuller Ampliado) e PP (Phillips e Perron), e se utilizar do mecanismo de Engle e Granger (1987) para um modelo de correção de erros (ECM), Portugal (1993) emprega métodos bayesianos, filtro de Kalman, e de *switching regressions* para lidar com parâmetros variáveis no tempo. As estimações por método de equações simultâneas (2SLS) realizadas pelo autor geram resultados semelhantes àqueles obtidos nos trabalhos anteriores que se utilizaram de abordagem semelhante (Tabela 4). As estimações por filtro de Kalman mostraram que nenhum dos coeficientes pode ser considerado variável no tempo. Dado este resultado, o autor resolveu empregar dois outros métodos para verificar a variabilidade dos parâmetros no tempo. As estimações por *switching regressions* sugerem uma mudança na equação de oferta por volta de 1965 e, para a equação de demanda, por volta de 1976. Com efeito, a elasticidade-preço da oferta passa de 1,53 para 1,77, representando um acréscimo de 15,5%, mas não se detectou mudança paramétrica para o nível de utilização da capacidade. Já na equação de demanda, tanto a elasticidade-preço quanto da renda se alteram significativamente. A primeira é reduzida de -3,92 para -2,26, um decréscimo de 42%, ao passo que a segunda diminui 65%, passando de 2,81 para 0,98. Já as estimações na abordagem bayesiana não foram muito satisfatórias segundo o autor. A elasticidade-preço da oferta não mostra nenhum padrão de variação significativo, enquanto as

---

<sup>15</sup> Este resultado é esperado visto que o total das exportações é composto por bens industrializados e bens básicos (primários). Sabe-se dos fatos estilizados envolvendo as elasticidades destes bens: bens primários possuem menor elasticidade-renda e preço do que bens industrializados.

<sup>16</sup> Vale ressaltar que, no trabalho de Zini Jr. (1988), as elasticidades renda e preço para a categoria dos industrializados são significativamente mais elevados do que as encontradas para as categorias de minerais e produtos agrícolas.

<sup>17</sup> Portugal (1993) também realiza estimações em equações simultâneas via mínimo quadrado em dois estágios (2SLS).



elasticidades preço e renda da demanda, apesar de mostrarem um padrão de variação bem definido, variam em uma magnitude bastante pequena.

A partir da década de 1990, a literatura passou a se utilizar amplamente de técnicas de Vetores Autoregressivos (VARs), de cointegração entre séries de tempo e de Vetores de Correção de Erros (VECM) (Johansen, 1988; 1991). Castro e Cavalcanti (1997) adotam uma estratégia VAR/VECM a partir da abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988; 1991). Os resultados encontrados confirmam resultados anteriores, na medida em que as elasticidades-renda e preços para as exportações de manufaturados são maiores do que para as exportações totais e de básicos, conforme visto nas tabelas 3, 4 e 5. O trabalho de Cavalcanti e Ribeiro (1998) também se baseia na análise de cointegração por Johansen (1988), mas apresenta duas inovações. Os autores criticam o fato de a literatura pressupor, a priori, a existência de apenas uma equação de oferta (“hipótese de país pequeno”) ou de um sistema simultâneo entre oferta e demanda. Propõem então que, no caso de o teste de Johansen apontar para dois vetores de cointegração, seria possível interpretar estes vetores como um de oferta e outro de demanda de exportações, mas, no caso de apenas um vetor de cointegração ser encontrado, os sinais dos coeficientes apontariam para uma relação de oferta ou de demanda. Um segundo aspecto que difere o trabalho do restante da literatura anterior se refere a especificação do modelo. Os autores inserem no modelo VAR de partida uma série de variáveis explicativas para as exportações, todas em conformidade com a discussão teórica acima dos determinantes das exportações. A especificação final do VAR será aquela que se mostrar melhor em relação aos dados, tanto em termos dos testes de diagnóstico dos resíduos quanto ao resultado dos testes de cointegração. Os autores admitem pouco sucesso em modelar o quantum das exportações totais<sup>18</sup> e atribuem tal insucesso ao fato de tentar modelar um agregado composto por setores com dinâmicas próprias e evidentemente distintas. A melhor especificação para a exportação de manufaturados levou em conta o índice de preços de exportação de manufaturados (pm), o índice geral de preços doméstico (pd), uma tendência linear e dummies sazonais. A análise de cointegração apontou para apenas um vetor de cointegração, identificado como uma relação de oferta, dado os sinais dos coeficientes. Uma vez que os valores das elasticidades para os índices de preço na equação eram bastante semelhantes (1,30 e 1,44), os autores investigam a hipótese de homogeneidade dos preços<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> Visto que o número de dummies necessário era excessivamente grande e a análise de cointegração gerava coeficientes pouco plausíveis do ponto de vista teórico.

<sup>19</sup> A hipótese de homogeneidade no preço significa que uma mudança na mesma proporção em qualquer das variáveis componente do preço tem efeito equivalente sobre o quantum exportado. Por exemplo, um aumento

A hipótese é aceita com folga, de maneira que concluem que a variável preço relevante é a taxa de rentabilidade das exportações de manufaturados ( $trm = pm - pd$ ). A realização de testes para instabilidade paramétrica – Teste de Chow- revela alguma instabilidade no modelo a partir de meados dos anos 80, de maneira que os autores reestimam o ADL para duas subamostras. A elasticidade-preço para as duas subamostras se mostram estatisticamente significativas e discrepantes entre si (1,38 e 1,88). A estimação para o quantum exportado de básicos seguiu os mesmo passos, e a especificação que gerou o melhor modelo incluiu as seguintes variáveis explicativas: índice de preço das exportações de básicos, índice de preço de bens substitutos no mercado internacional, e o nível de comércio (renda) mundial. A análise de cointegração sugere um vetor de cointegração relacionado a uma equação de demanda, identificação de acordo com os sinais dos coeficientes e a presença de uma variável que capte um efeito de renda mundial. Novamente, as elasticidades-preço para a exportação de básicos se mostrou significativamente menor do que para manufaturados (-0,96). A elasticidade-renda chama a atenção pelo baixo valor (0,02) e por ter apresentado insignificância estatística.

Os trabalhos que surgiram a partir dos anos 2000 trouxeram poucas inovações quanto a metodologia de estimação empregada, à exceção de alguns casos notáveis. Na maior parte dos casos, os novos trabalhos apenas trouxeram novidade quando à especificação dos modelos. O trabalho de Paiva (2003) inova com a inclusão de uma variável de volatilidade cambial na especificação do modelo. Após a inclusão desta variável, as exportações totais se tornam mais responsivas ao câmbio, apresentando quase o dobro da elasticidade-preço anterior, atingindo 0,59<sup>20</sup>. Quanto ao volume de exportações de manufaturados e básicos, as elasticidades mudam apenas ligeiramente após a inclusão da volatilidade cambial. Um ponto de destaque é que, em contraste com os trabalhos anteriores, o valor das elasticidades-renda e preços para básicos no modelo de Paiva (2003) é superior ao encontrado para manufaturados. Ribeiro (2006) propõe algumas mudanças na especificação da modelagem “padrão” para as exportações. Primeiramente, o autor considera o comércio exterior como uma espécie de mercado futuro, em que as variáveis explicativas afetam o quantum exportado alguns períodos à frente, de maneira que a modelagem deve levar em conta as variáveis explicativas defasadas, e não correntes. Ademais, foram incluídas uma variável referente à abertura

---

do índice de preço das exportações equivale a uma desvalorização nominal do câmbio, ou a uma deflação interna no atacado, em termos de estímulo às exportações.

<sup>20</sup> Os coeficientes da elasticidade-preço são negativos no texto original, devido a taxa de câmbio construída com o preço em dólar no denominador

comercial e outra variável refletindo os custos de financiamento às linhas de exportação<sup>21</sup>. O autor também apresenta alguma novidade quanto à metodologia de estimação. Dada a conhecida limitação do VECM por Johansen (1988) para amostras pequenas, Ribeiro (2006) estima a relação de longo prazo por Engle e Granger (1983) através de regressões dinâmicas, baseadas em *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) de Stock & Watson (1993), procedimento bastante presente na literatura estrangeira. O autor levanta que ainda que os coeficientes estimados desta maneira sejam superconsistentes, eles não devem ser assumidos como estruturais de forma imediata. Para tanto, o autor se utiliza da metodologia de identificação proposta por Davidson (1997), baseada na ideia de *Structural Irreducible Cointegration* (SIC). O trabalho de Sapienza (2007), dentre todos os trabalhos que foram aqui revisados, é o único que assume a hipótese de “país pequeno” tomador de preço, assumindo apenas uma equação de oferta para fins de estimação<sup>22</sup>. A novidade de seu trabalho é a inclusão de um índice de preço internacional de commodities no modelo- o CRB Spot-, cuja inclusão é justificada pelo resultado do teste de causalidade de Granger, que aponta para a “hipótese de país pequeno”, isto é, a causalidade vai na direção do CRB para o preço das exportações brasileiras. Seus resultados são bastante semelhantes para as exportações totais e de manufaturados quanto à elasticidade-renda, que é razoavelmente menor que a unidade, enquanto a elasticidade-preço de manufaturados é somente um pouco maior do que para o total das exportações e dos básicos. (Tabelas 3, 4 e 5). Castilho e Luporini (2010) também se utilizam de um ADL para a obtenção das elasticidades de longo prazo para os casos em que se confirma a cointegração. Mesmo nos casos onde as variáveis são integradas mas que não há cointegração, os autores optaram por diferenciar as séries e estimar via ADL. Um aspecto inovador no trabalho é a estimação das elasticidades de diversos setores de manufaturas de acordo com os principais destinos da exportação de manufaturados.

Os trabalhos que surgem a partir dos anos 2010, demonstram clara preocupação com a instabilidade paramétrica nas equações de exportação, isto é, as metodologias de estimação empregadas começaram a atentar para possíveis não linearidades nas relações entre as variáveis. Até então, somente Portugal (2003) havia dado a devida ênfase à esta questão<sup>23</sup>. O

---

<sup>21</sup> A primeira destas variáveis supostamente reduziria custos de comunicação e transação, possibilitando um melhor aproveitamento de janelas de oportunidade, incentivando as exportações; a segunda seria relevante em países com mercado de crédito pouco desenvolvido como o Brasil.

<sup>22</sup> O autor considera tal proposta razoável, na medida em que a pauta de exportações brasileira é dominada por commodities (produtos homogêneos) e que a parcela do Brasil no comércio internacional é pequena.

<sup>23</sup> Cavalcanti e Ribeiro (1998) também demonstram alguma preocupação nesse sentido, ao utilizar o Teste de Chow em algumas estimações. Ainda assim, a preocupação com não linearidades não é um foco do trabalho.

trabalho de Kannebley Jr. et al. (2011) investiga a hipótese de histerese nas exportações brasileiras de manufaturados<sup>24</sup>, tanto na equação de demanda quanto na de oferta. O autor argumenta que, para a melhor compreensão dos efeitos das variações cambiais nas equações de comércio exterior, é necessário levar em consideração a hipótese de histerese, pois, caso contrário, a omissão de efeitos provenientes de alterações na estrutura de comércio subjacente gera estimações das elasticidades viesadas. Dada a não-estacionariedade das séries e a possibilidade de cointegração entre elas, o autor se utiliza do *Fully Modified Ordinary Least Square* (FM-OLS) – desenvolvido por Phillips e Hansen (1990). Os autores acabam por não encontrar evidências que confirmem a hipótese de histerese para as exportações brasileiras de manufaturados. Os resultados encontrados para a oferta não são bons, dada a instabilidade presente nas equações e os sinais contrários ao esperado nas variáveis de preço. A equação de demanda, porém, apresenta bons resultados em sua forma restrita. A elasticidade-renda encontrada é de 0,85, enquanto a elasticidade-preço é aproximadamente 1, sendo todos significativos para a equação sem histerese. Quando se considera a histerese, a elasticidade-renda permanece inalterada, mas elasticidade-preço salta para 2,1, ainda que não se mostre estatisticamente significativa. A análise setorial mostrou que, em dez setores industriais, ao menos uma transformação histerética das variáveis de preço ou câmbio se mostrou significativa a 5%<sup>25</sup>. Em geral, tais transformações se davam na direção de aumentar a elasticidade-preço (câmbio) das exportações.

Um segundo trabalho que se propõe a estimar funções de exportação permitindo a existência de não linearidades é o de Schettini et al. (2012), que ainda se diferencia do restante da literatura por utilizar dados referentes às Contas Nacionais Trimestrais do IBGE para o período 1995-2009. Os autores estimam uma forma reduzida (contendo variáveis de demanda e de oferta) para as exportações agregadas se utilizando da renda mundial, taxa de câmbio real, utilização de capacidade e PIB potencial. Essas duas últimas variáveis, porém, não se mostraram significativas para explicar a dinâmica das exportações e por isso foram excluídas do modelo final reportado no trabalho. As relações de longo prazo do modelo são estimadas por cointegração de Engle e Granger (1987) e a dinâmica de curto prazo é estimada via correção de erros (ECM). Um aspecto novo no trabalho dos autores é o fato de que se testa se essa relação de cointegração é invariante no tempo. O teste de Gregory e Hansen (1996) dá

---

<sup>24</sup> Na literatura de comércio internacional (Baldwin, 1988; Dixit, 1989; e Krugman, 1989), diz-se haver histerese quando choques temporários na taxa de câmbio provocam efeitos permanentes sobre quantidades e preços de produtos exportados ou importados, alterando, conseqüentemente, a estrutura de comércio.

<sup>25</sup> O autor revela que tais setores são intensivos em tecnologia e engenharia, ou intensivos em escala.

conta disto ao verificar se há quebra estrutural no vetor de cointegração numa data desconhecida. Ademais, outras técnicas de estimação são utilizadas para dar conta da não linearidade, quais sejam: regressões do *tipo markov-switching* (MS) e modelos de espaço-estado. Em geral, os resultados dos autores, além de confirmarem a presença de não linearidade paramétrica, atestam para pouca sensibilidade à taxa de câmbio das exportações totais, que respondem principalmente à renda mundial (Tabela 3).

### 1.3) Considerações

Diante da discussão presente ao longo do capítulo, cabe aqui situar a estratégia empírica adotada no trabalho. Quanto ao modelo, a abordagem econométrica será utilizada para estimar a relação das exportações brasileiras com suas variáveis determinantes, e isto se deve basicamente a dois motivos. Primeiro porque a construção de modelos DSGE envolve um grande esforço teórico e prático, haja vista a necessidade de construir e estimar um modelo completo que incorpore sucessivas e diversas equações que representem decisões ótimas e maximizadoras. Segundo porque, como visto, há uma semelhança significativa na maneira pela qual a abordagem DSGE e os modelos econométricos tradicionais abordam a dinâmica das exportações.

A especificação econométrica a ser adotada no trabalho está em conformidade com a adotada na literatura brasileira recente, qual seja: a opção por trabalhar com formas reduzidas que sintetizem um modelo de equações simultâneas, no qual as exportações são determinadas conjuntamente por uma dinâmica de oferta e de demanda. Por fim, ainda que o trabalho aborde as exportações brasileiras totais, de básicos e de industrializados, opta-se por apenas trabalhar com o modelo de substitutos imperfeitos, mesmo que o tratamento ideal para as exportações de básicos seja um modelo de substitutos perfeitos, tendo em vista as características dos produtos nesta pauta. Há, porém, alguns fatores impeditivos nesta direção, notadamente o fato de se ter que trabalhar com ofertas e demandas domésticas individuais e mundiais para produtos básicos.

**Tabela 3** - Estimativas Prévias das Elasticidades de Longo Prazo para o Total das Exportações

Literatura	Demanda		Oferta	Abordagem	Amostra
	Elasticidade-renda	Elasticidade-de-preço	Elasticidade-preço		
Zini Jr. (1988)	2,89	-0,95	0,91	2SLS	1970-1986 (trimestral)
Castro e Cavalcanti (1997)	0,93		0,61	VAR/VECM (Johansen)	1955-1995 (anual)
Cavalcanti e Ribeiro (1998)*				VAR/VECM (Johansen)	1977-1996 (trimestral)
Paiva (2003)**	1,5		0,29 e 0,59 <sup>1</sup>	VAR/VECM (Johansen)	1991- 2001(trimestral)
Ribeiro (2006)	1,42		0,26	Engle-Granger (DOLS)	1999-2005 (mensal)
Sapienza (2007)	0,77		0,48	VAR/VECM (Johansen)	1980-2006 (trimestral)
Schettini et al. (2012)	1,19		0,1	Engle-Granger	1995-2009 (trimestral)
Schettini et al. (2012)	entre 0,67 e 1,66		entre 0 e 0,36	Gregory-Hansen	1995-2009 (trimestral)
Schettini et al. (2012)	entre 1 e 1,03		entre -0,04 e 0,07	Markov- Switching	1995-2009 (trimestral)
Schettini et al. (2012)	em torno de 1		em torno de 0,10	Espaço-Estado	1995-2009 (trimestral)

\* Os autores alegaram insucesso em modelar as exportações totais agregadas

\*\*Os coeficientes da elasticidade-preço são negativos no texto original, devido a taxa de câmbio construída com mo preço em dólar no denominador

<sup>1</sup>Coefficiente após a inclusão da volatilidade cambial no modelo, cujo coeficiente é significativo

**Tabela 4 – Estimativas Prévias das Elasticidades de Longo Prazo para Manufaturados**

Literatura	Demanda		Oferta	Abordagem	Amostra
	Elasticidade-renda	Elasticidade-preço	Elasticidade-preço		
Braga e Markwald (1983)	2,1	-0,86	2,74	3SLS	1959-1981 (anual)
Zini Jr. (1988)	4,92	-0,31	1,39	2SLS	1970-1986 (trimestral)
Portugal (1993)	2,48	-3,9	2,48	2SLS	1950-1988 (anual)
Portugal (1993)	2,81 e 0,98	-3,9 e -2,26	1,53 e 1,77	Switching-Regression	1950-1988 (anual)
Castro e Cavalcanti (1997)	2,02		1,7	VAR/VECM (Johansen)	1955-1995 (anual)
Cavalcanti e Ribeiro (1998)			1,3 e 1,88	VAR/VECM (Johansen)	1977-1996 (trimestral)
Paiva (2003)*	1,3 e 1,4 <sup>1</sup>		0,32 e 0,44 <sup>1</sup>	VAR/VECM (Johansen)	1991-2001(trimestral)
Ribeiro (2006)	1,31	-1,06	0,07 ou 0,13	Engle-Granger (DOLS)	1999-2005 (mensal)
Sapienza (2007)	0,7		0,66	VAR/VECM (Johansen)	1980-2006 (trimestral)
Kannebley Jr. (2011)	0,85	1**	-	FM-OLS	1985-2008 (trimestral)

\*Os coeficientes da elasticidade-preço são negativos no texto original, devido a taxa de câmbio construída com o preço em dólar no denominador

<sup>1</sup>Coeficiente após a inclusão da volatilidade cambial no modelo, cujo coeficiente é significativo

\*\* O coeficiente é positivo neste caso porque o preço relativo incorpora o preço internacional no numerador

**Tabela 5** – Estimativas Prévias das Elasticidades de Longo Prazo para Básicos

Literatura	Demanda		Oferta	Abordagem	Amostra
	Elasticidade-renda	Elasticidade-preço	Elasticidade-preço		
Castro e Cavalcanti (1997)*	0,27		0,91	VAR/VECM (Johansen)	1955-1995 (anual)
Cavalcanti e Ribeiro (1998)**	0,05	-0,96		VAR/VECM (Johansen)	1977-1996 (trimestral)
Paiva (2003)***	1,5 e 1,8 <sup>1</sup>		0,55 e 0,64 <sup>1</sup>	VAR/VECM (Johansen)	1991-2001(trimestral)
Ribeiro (2006)	1,7		0,8	Engle-Granger (DOLS)	1999-2005 (mensal)
Sapienza (2007)	1,01		0,58	VAR/VECM (Johansen)	1980-2006 (trimestral)

\* Os autores alertam para ter cautela com os resultados, dado que o teste de cointegração não foram unânimes

\*\* Os autores associaram o vetor de cointegração a uma equação de demanda

\*\*\*Os coeficientes da elasticidade-preço são negativos no texto original, devido a taxa de câmbio construída com o preço em dólar no denominador



## **2) Preços, Demanda Mundial e Exportações: uma análise descritiva dos dados do trabalho**

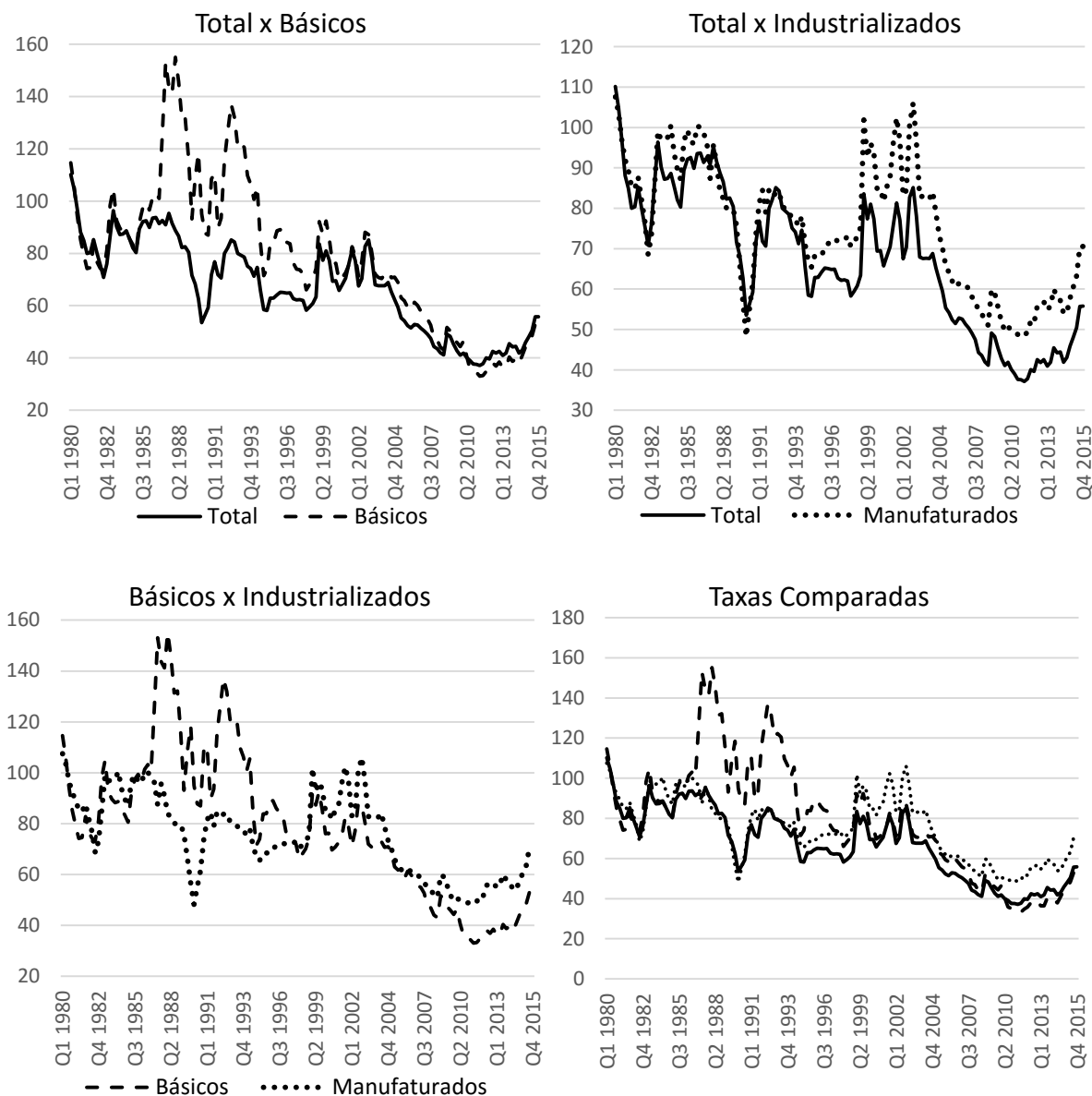
O presente capítulo, organizado em cinco sessões, trata da descrição precisa dos dados utilizados nas estimações apresentadas no terceiro capítulo desta dissertação. A primeira sessão motiva as seguintes, apresentando as significativas diferenças existentes entre séries setoriais e agregadas. A segunda apresenta e discute as desagregações utilizadas no trabalho. A terceira resume a metodologia na construção das séries de taxas de câmbio efetivas reais, e a quarta seção aborda os procedimentos adotados na construção dos dados de demanda externa setorial. Por fim, a quinta seção descreve os dados e principais fatos estilizados da dinâmica das exportações brasileiras nas últimas décadas.

### **2.1) Motivação**

Não são incomuns na literatura trabalhos que procuram explicar a dinâmica de componentes desagregados das exportações totais em função de séries de taxa de câmbio efetiva real e demanda mundial agregadas (e.g. Paiva, 2003; Ribeiro, 2006; Sapienza; 2007; Padron et al., 2015). Conquanto faça sentido como uma primeira aproximação, este procedimento faz com que se perca de vista que demandas por e preços de produtos distintos possuem também dinâmicas distintas.

Nos gráficos 1 e 2 abaixo é possível observar as taxas de câmbio específicas para as exportações totais, de produtos básicos e de industrializados, bem como as séries de demanda mundial para cada uma destas categorias.

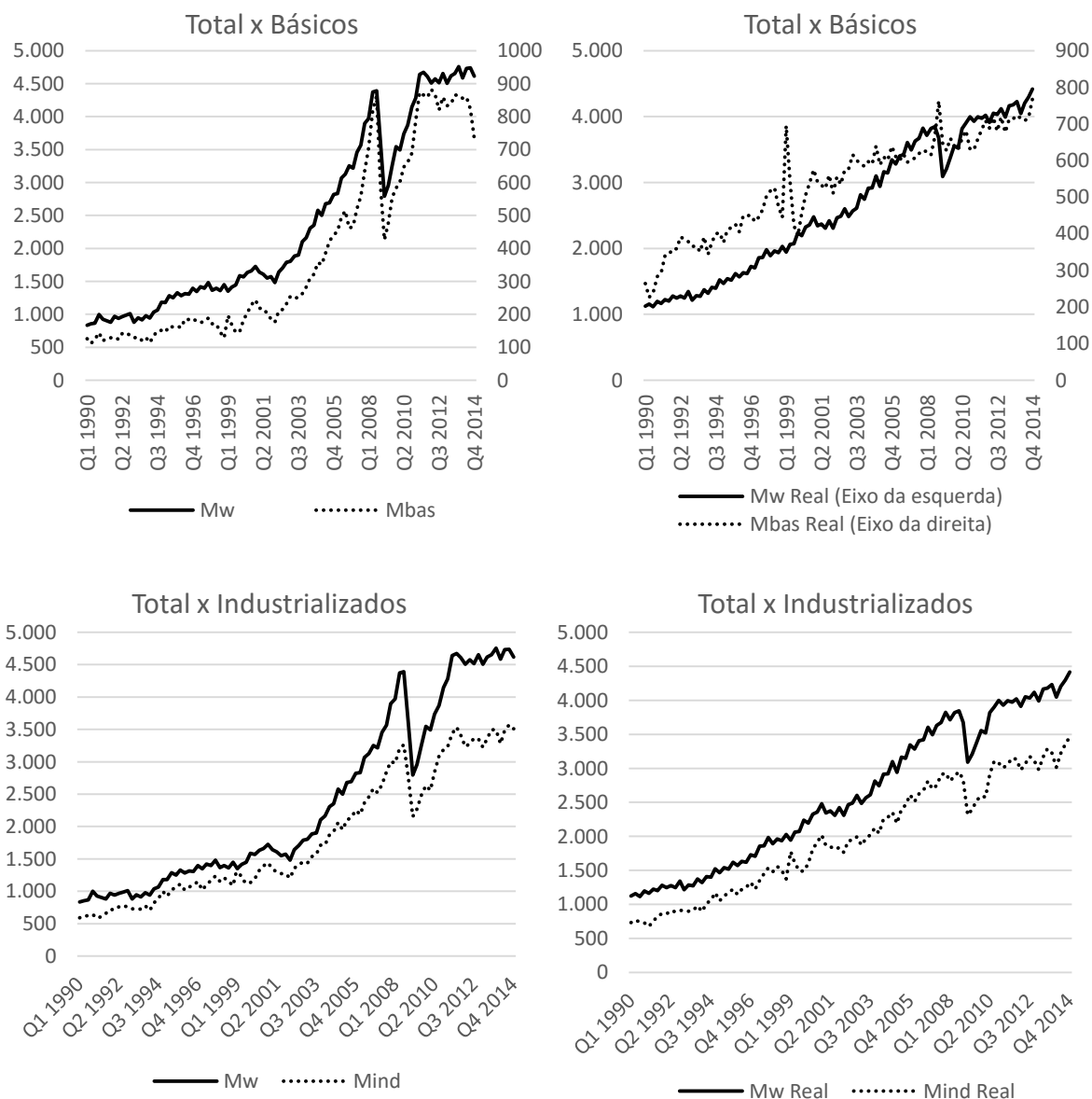
**Gráfico 1 – Taxas de Câmbio Efetivas Reais**  
(índices de média 1980 = 100)

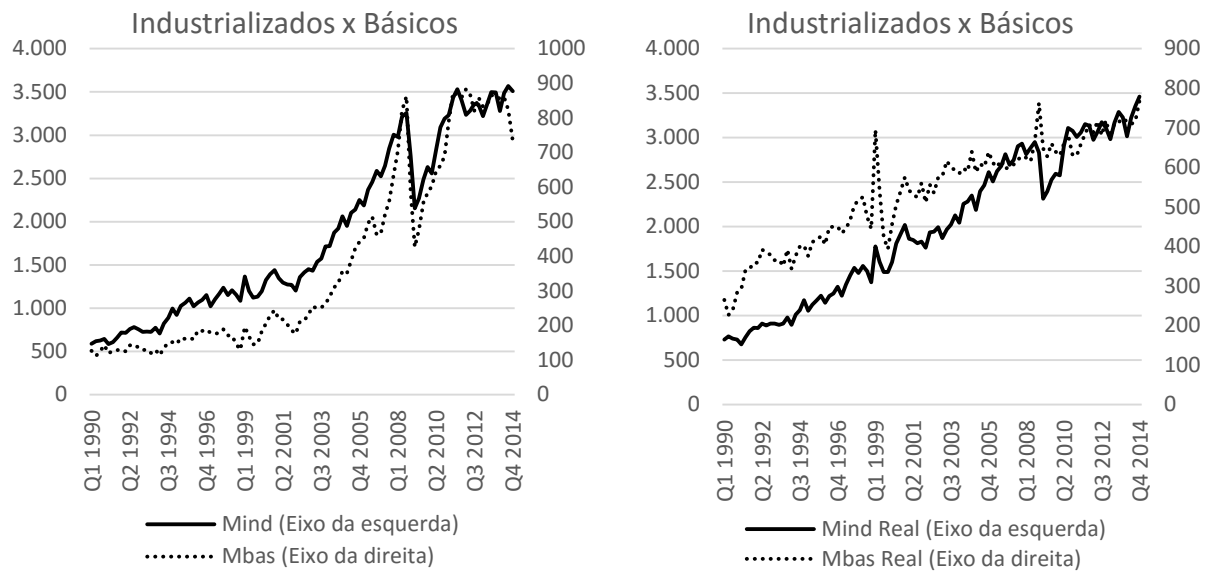


Fonte: Ipeadata; Nonnenberg et al. (2015)

O comportamento claramente distinto das diferentes taxas de câmbio justifica a opção por trabalhar com taxas específicas. Com efeito, ambas as taxas de câmbio efetivas reais das exportações de básicos e manufaturados se descolam em vários momentos da taxa de câmbio efetiva real agregada. Chamam atenção, em particular, os descolamentos da taxa de câmbio efetiva real das exportações de básicos entre meados da década de 1980 e fim da década 1990, e da taxa de industrializados a partir de meados da década de 1990. Como será visto mais a frente, são os deflatores domésticos de cada categoria que explicam a diferença entre as taxas.

**Gráfico 2 – Importações Mundiais Totais, de Básicos e de Industrializados**  
 (valores nominais em US\$ bilhões e valores reais a preços médios de 2010)





Fonte: FMI; Ceicdata WITS; Elaboração própria.

Os dados do gráfico 2 apontam que o contraste entre as séries setoriais de demanda é ainda mais forte do que o das taxas de câmbio. Com efeito, o comportamento dinâmico do volume das demandas mundiais de básicos e industrializados é completamente distinto – com a demanda mundial total de básicos aparentemente sendo movida por uma tendência determinística secular e os movimentos no agregado sendo determinados fundamentalmente pela demanda de industrializados. Esta constatação ajuda a compreender porque as exportações de básicos pelo Brasil sofreram pouco impacto com a crise internacional de 2008 – o volume das importações mundiais de básicos sofreu uma queda amena, apenas os preços sofreram queda brusca (ver seção 2.4). Já as importações mundiais de industrializados caem bruscamente tanto em valor quanto em volume com a crise de 2008. Não surpreende então que o grosso da queda das exportações brasileiras na recente crise tenha sido justamente em produtos industrializados.

## 2.2) Explorando as desagregações adotadas no trabalho

A categorização comumente adotada em trabalhos que lidam com os componentes desagregados das exportações totais baseia-se na classificação segundo o conceito de “fator agregado”, adotada pela Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) e pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), e cujo objetivo é mensurar o grau de elaboração da pauta de exportação do país. A referida classificação tipifica as exportações em produtos básicos e industrializados, sendo este último grupo subdividido em semimanufaturados e manufaturados.

Os básicos são produtos que, de acordo com a SECEX, “guardam suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza, ou seja, com um baixo grau de elaboração”. Em

suma, são basicamente commodities primárias homogêneas, i.e., com pouca ou quase nenhuma diferenciação de produto. Como pode ser visto na tabela 6, os principais produtos desta pauta são minérios, soja, petróleo bruto e carnes. Dentre os produtos industrializados, os semimanufaturados são “aqueles que ainda não estão em sua forma definitiva de uso, quer final quer intermediário, pois deverão passar por outro processo produtivo para se transformarem em produto manufaturado”. Esta categoria é composta por produtos razoavelmente distintos quanto ao seu grau de elaboração, dentre os quais se destacam os seguintes: açúcar de cana em bruto, óleo de soja, couros e peles, celulose, borracha sintética, óleos vegetais e ferro-ligas (tabela 6). Fato é que são produtos intensivos em recursos naturais, ainda que a grande maioria nessa pauta pareça sofrer alguma transformação substantiva que lhe configure um grau de elaboração suficiente para enquadrá-la como produto industrial. Por último, os produtos manufaturados são os produtos industrializados que sofreram transformação substantiva e que já estão em forma definitiva para uso, quer uso final ou intermediário. São produtos com alto grau de elaboração e que contam com significativa diferenciação de produto. Estão inclusos neste grupo produtos como aviões, automóveis, partes e peças para veículos e óleos combustíveis (tabela 6).

**Tabela 6 – Principais Produtos Exportados por Categoria no Ano de 2015**

<b>Básicos</b>	<b>US\$ Bilhões</b>	<b>Semimanufaturados</b>	<b>US\$ Bilhões</b>	<b>Manufaturados</b>	<b>US\$ Bilhões</b>
Soja mesmo triturada	20,98	Açúcar de cana, em bruto	5,90	Aviões	4,03
Minérios de ferro e seus concentrados	14,08	Celulose	5,59	Demais produtos manufaturados	3,61
Óleos brutos de petróleo	11,78	Produtos semimanufaturados de ferro ou aços	3,01	Automóveis de passageiros	3,37
Carne de frango congelada, fresca ou refrigerada, inclusive miúdos	6,23	Ferro-ligas	2,26	Óxidos e hidróxidos de alumínio	2,59
Farelo e resíduos da extração de óleo de soja	5,82	Couros e peles, depilados, exceto em bruto	2,26	Partes e peças para veículos automóveis e tratores	2,30
Café cru em grão	5,56	Ouro em formas semimanufaturadas, para uso não monetário	1,55	Plataformas de perfuração ou de exploração, dragas, e demais flutuantes	1,94
Milho em grãos	4,94	Óleo de soja em bruto	1,06	Motores para veículos automóveis e suas partes	1,93
Carne de bovino congelada, fresca ou refrigerada	4,66	Demais produtos semimanufaturados	0,97	Produtos laminados planos de ferro ou aços	1,92

Fumo em folhas e desperdícios	2,11	Ferro fundido bruto e ferro "spiegel" (exceto ferro gusa)	0,77	Polímeros de etileno, propileno e estireno	1,81
Minérios de cobre e seus concentrados	1,98	Catodos de cobre	0,56	Açúcar refinado	1,74

Fonte: Funcex. Elaboração Própria.

Há que se atentar, entretanto, para o fato de que a categoria de semimanufaturados é uma classificação particularmente brasileira, não encontrando correspondência direta em qualquer outra classificação empregada internacionalmente. Diante disto, e destoando do restante da literatura brasileira sobre o tema, o presente trabalho opta por utilizar apenas duas desagregações para as exportações brasileiras: básicos e industrializados. Esta opção por trabalhar com os produtos industrializados em uma mesma categoria permitirá uma melhor correspondência entre a série de exportação de industrializados e a série construída de demanda mundial por produtos industrializados. A categoria de industrializados é basicamente constituída pela ponderação entre as séries de quantum de exportação de produtos semimanufaturados e manufaturados, cujos pesos são as participações anuais relativas destas categorias no total exportado por elas.

### 2.3) Preços

Esta seção trata do procedimento de criação das taxas de câmbio setoriais utilizadas no trabalho. Uma vez que a composição de cada categoria de exportação é completamente diferente quanto aos produtos que as integram, a estrutura de preços relativos embutida nas taxas de câmbio também é distinta.

#### 2.3.1) Construção das taxas de câmbio efetivas reais desagregadas

A preferência por trabalhar com taxa efetiva real de câmbio deve-se ao fato de que ela engloba três importantes questões relacionadas a competitividade externa de um país. Primeiramente, tem-se a relação entre os preços domésticos e externos, refletida na taxa de câmbio nominal; segundo que trata-se de uma taxa efetiva, isto é, que compreende o conjunto de países com os quais o país doméstico transaciona. Por fim, a medida é afetada também pela relação entre inflação doméstica e externa (Nonnenberg et al., 2015).

A estrutura básica do cálculo segue a seguinte forma:

$$\sum_{i=1}^n \left( \frac{E_i * P_i * \alpha_i}{P^d} \right)$$

onde  $E_i$  é a taxa de câmbio nominal (R\$ por moeda do país  $i$ );  $P_i$  é o índice de preço do país  $i$ ;  $P^d$  é o índice de preço doméstico;  $\alpha_i$  é a participação do país  $i$  na cesta dos  $n$  países parceiros comerciais<sup>26</sup>.

As taxas de câmbio efetivas reais para a exportação total, de básicos e de industrializados diferenciam-se entre si tanto pelos pesos dos parceiros comerciais em cada classe de produto quanto pelos deflatores domésticos utilizados. Nas séries utilizadas neste texto – desenvolvidas por Nonnenberg et al. (2015) – os pesos para cada ano são uma média móvel dos dois anos anteriores da participação do país  $i$  como mercado destino das exportações brasileiras na categoria de produto em questão<sup>27</sup>. Quanto aos deflatores, para as exportações totais aplica-se o IPA-DI; para a taxa de manufaturados utiliza-se o IPA-IT (indústria de transformação); e para básicos um deflator ponderado do IPA-Agropecuários, IPA-Extrativa Mineral, e IPA-Produtos Derivados do Petróleo e Álcool<sup>28</sup>. O índice de preço externo utilizado é o mesmo para todas as taxas – o *producer price index* disponível para cada país no IFS do FMI. Admitidamente, seria mais indicado usar como deflatores externos índices também setoriais, mas a pronta disponibilidade de bons dados para bora parte dos países impediu a tarefa - um maior esforço de pesquisa nessa direção ainda é necessário.

As taxas efetivas - construídas no âmbito de um projeto de pesquisa do Grupo de Estudos de Conjuntura (Gecon) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) - estão disponíveis no Ipeadata<sup>29</sup> e contam com uma apresentação metodológica detalhada em Nonnenberg et al. (2015). As taxas compreendem o período entre o primeiro trimestre de 1980 até o quarto trimestre de 2015, e podem ser vistas no gráfico 1 na seção 2.1.

### **2.3.2) Pontuando as principais diferenças entre as taxas**

Cumpramos aqui destacar as origens das principais diferenças observadas entre as taxas de câmbio setoriais e a taxa agregada. Como visto, o procedimento é idêntico na construção das séries; as diferenças são os pesos diferenciados para os parceiros comerciais e, principalmente, os deflatores

---

<sup>26</sup> Foram utilizados 24 países na construção das taxas, que juntos correspondem a aproximadamente 70% do destino das exportações brasileiras.

<sup>27</sup> Cabe a ressalva de que os pesos para a taxa de industrializados são calculados com base na participação dos mercados-destino nas exportações brasileiras de manufaturados apenas, não incorporando a participação nas exportações de semimanufaturados.

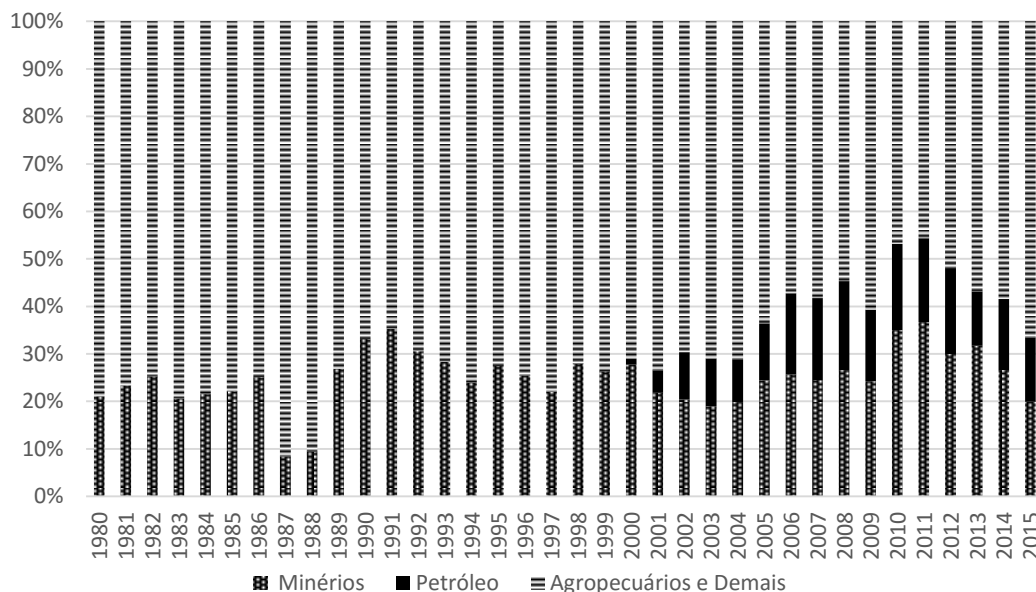
<sup>28</sup> Esta ponderação é necessária para que se tenha um único deflator que expresse o comportamento do preço dos minérios, petróleo e produtos agropecuários – as 3 categorias de produtos que abarcam quase a totalidade dos básicos. A ponderação entre os índices dessas três classes de produto é móvel e de acordo com a participação relativa dela na pauta de exportação de básicos.

<sup>29</sup> <http://www.ipeadata.gov.br/>

domésticos utilizados nas taxas<sup>30</sup>. Tanto a taxa de câmbio nominal quanto o deflator externo utilizado são os mesmos.

Dito isto, cumpre ressaltar que a evolução distinta dos índices ao produtor utilizados no cálculo das taxas ao longo de determinados períodos parece ser o principal determinante do comportamento divergente das séries de taxas de câmbio setoriais. Com efeito, o IPA da indústria de transformação e o IPA de básicos possuem, em boa parte do tempo, comportamentos bastante distintos e o IPA-DI, por ser composto por esses dois setores, acaba por apresentar um comportamento médio. O IPA de básicos segue uma ponderação anual que é ilustrada no gráfico 3, que expõe a composição de grupos de produtos dentro da categoria. Vale dizer que o grupo de agropecuários foi calculado por resíduo, de maneira que abarca também outros grupos de commodities dentro dos básicos, ainda que se saiba que os agropecuários de fato dominam este grupo<sup>31</sup>.

**Gráfico 3 – Composição das Exportações Brasileiras de Produtos Básicos**



Fonte: Aliceweb; WITS; Funcex. Elaboração própria.

Pode-se observar no gráfico 1 que o descolamento entre as taxas de câmbio de básicos e manufaturados primeiro ocorre ao fim do Plano Cruzado, no fim de 1986, período marcado pelo fim do câmbio fixo e congelamento de preços implementados pelo plano no início daquele ano. A taxa de câmbio efetiva real dos básicos apresenta um repique positivo considerável, ao passo que a taxa total inicia uma queda. Isto se observa porque, além da brusca desvalorização do câmbio nominal

<sup>30</sup> A mudança de pesos é suavizada por uma média móvel de dois anos, cabendo aos deflatores internos o fator diferenciador principal das taxas.

<sup>31</sup> Os dados desagregados pela SITC Rev. 3 entre 1989-2015 foram obtidos no sistema Aliceweb, enquanto os dados entre 1980-1988 provêm de consulta ao WITS na Rev.1 da SITC.



ocorrida, os preços de básicos àquela altura cresciam a um ritmo consideravelmente menor que os preços gerais ao produtor medido pelo IPA-DI – o diferencial de inflação entre os dois índices chegou superar a vultosa marca de 100%<sup>32</sup>, como ilustra o painel (a) do gráfico 4. Isso aparentemente se deu por conta de uma mudança nos preços relativos contrários à indústria extrativa mineral. Cumpre notar que a inflação de básicos ao longo de toda segunda metade da década de 1980 foi majoritariamente puxada pela inflação de produtos agropecuários que superou em mais de 100% a variação em 12 meses da inflação da indústria extrativa mineral em diversos momentos. A gradual convergência das taxas de câmbio efetivas reais setoriais parece ter início a partir do começo da década de 1990, com o *gap* se fechando por fim em 2002 (gráfico 1). Isto ocorre porque durante a maior parte deste período a inflação de básicos avançou a um ritmo mais acelerado que os preços gerais, conforme visto no painel (b) do gráfico 4<sup>33</sup>. Uma vez mais, os preços agropecuários cresceram a um ritmo mais forte do que os preços dos minérios na maior parte do período. Com efeito, os preços dos agropecuários foram ainda largamente superados pelo ritmo de crescimento dos preços dos produtos derivados de petróleo e álcool entre 1999 e 2002.

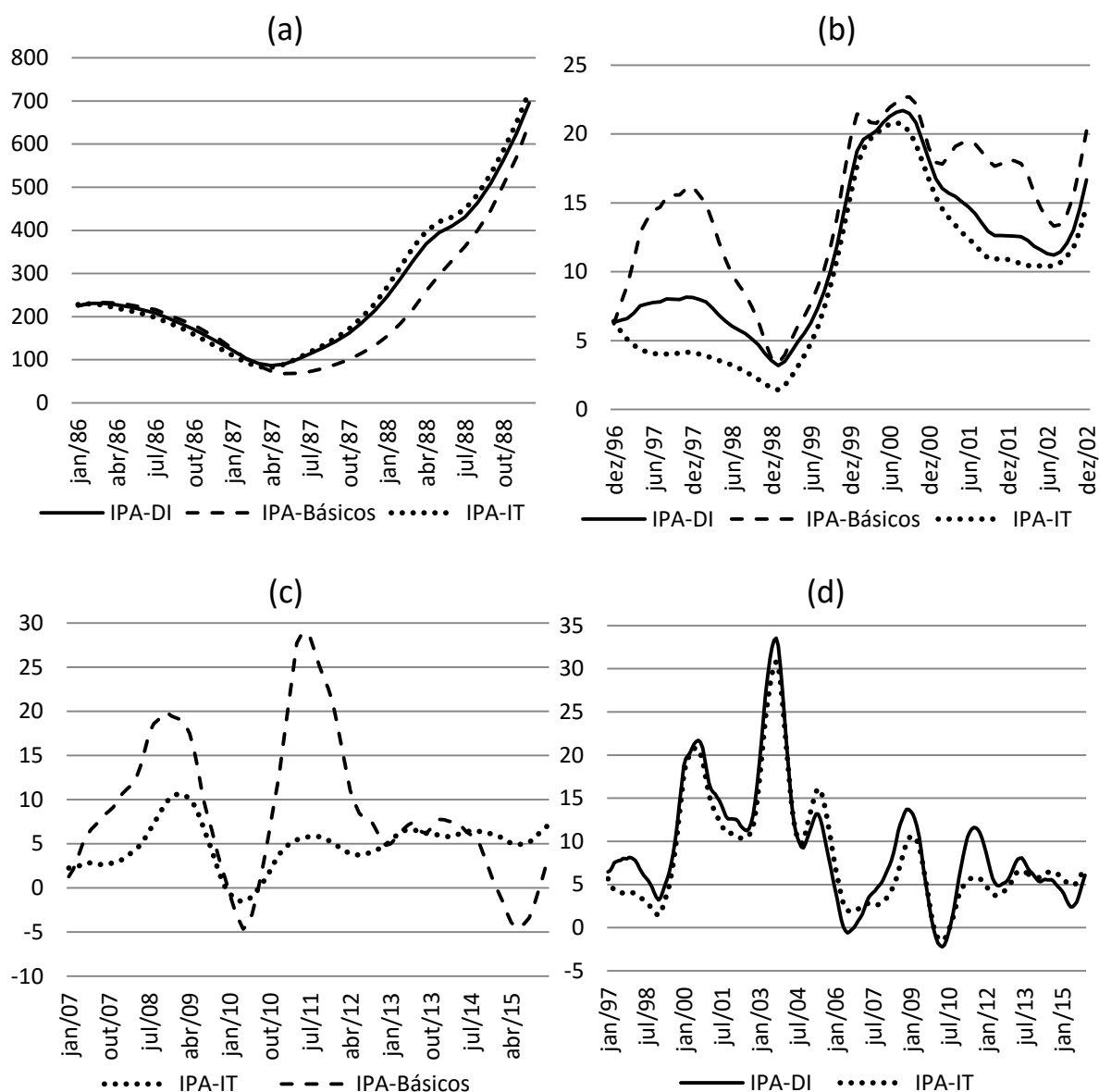
Por fim, é possível observar também que a taxa de básicos descola novamente da taxa de industrializados a partir de 2008, devido ao fato de IPA-básicos ter avançado fortemente entre 2007 e 2013, como se vê no painel (c) do gráfico 4. No intervalo entre estes anos, os preços da indústria extrativa mineral avançaram em ritmo bastante mais acelerado que os preços dos agropecuários e dos produtos derivados de petróleo e álcool, que por sinal apresentaram comportamento semelhante no período. Por outro lado, a partir do painel (d) é possível verificar que o IPA-DI apresentou inflação maior que o IPA-IT na maior parte do tempo a partir de 1994. Deve-se a isto o dato que a taxa efetiva real de câmbio de manufaturados ter se situado em patamar mais desvalorizado desde então.

---

<sup>32</sup> Aparentemente, o avanço da inflação no IPA-DI ofuscou os efeitos da desvalorização nominal ocorrida após o Plano Cruzado.

<sup>33</sup> Foi necessário plotar gráficos diferentes por questões de escala, visto que a inflação da década de 1980 chegou a 4 dígitos, ao passo que a segunda metade da década de 1990 apresenta inflação de no máximo 2 dígitos.

**Gráfico 4 – Variação Acumulada em 12 Meses dos Índices de Preço ao Produtor (IPAs)**



Fonte: FGV. Elaboração Própria.

## 2.4) Demandas Mundiais

Passamos agora às diferenças entre as dinâmicas dos índices de volume das importações mundiais de básicos e manufaturados.

### 2.4.1) Construção das Séries de Importações Mundiais Setoriais

Conforme discutido acima, a motivação para a construção de séries temporais de importações mundiais desagregadas reside no simples fato de que há diferenças muito grandes entre as dinâmicas das importações (exportações) mundiais de produtos básicos e industrializados.

### 2.4.1.1) Os dados anuais

O portal *World Integrated Trade Solution* (WITS) do Banco Mundial disponibiliza dados de comércio internacional anuais com diversas desagregações e critérios de classificação. A consulta aos dados das importações mundiais totais desagregadas a 3 dígitos pela SITC Rev. 3 foi suficiente para gerar as duas séries a partir de 1990. A série de básicos contém essencialmente produtos dos capítulos 0 (*Food and live animals*), 2 (*Crude materials, inedible, except fuels*) e 3 (*Mineral fuels, lubricants and related materials*), que incluem produtos como carnes, soja, trigo, café, petróleo, gás natural e minérios em bruto. A série de importação de manufaturados é majoritariamente composta por produtos dos capítulos 4 (*Animal and vegetable oils, fats and waxes*), 5 (*Chemicals and related products*), 6 (*Manufactured goods*), 7 (*Machinery and transport equipment*) e 8 (*Miscellaneous manufactured articles*)<sup>34</sup>. Houve também alguns produtos residuais agrupados em uma categoria “outras transações” para fins de cálculos do total importado, produtos como eletricidade, obras de arte, filmes, etc.

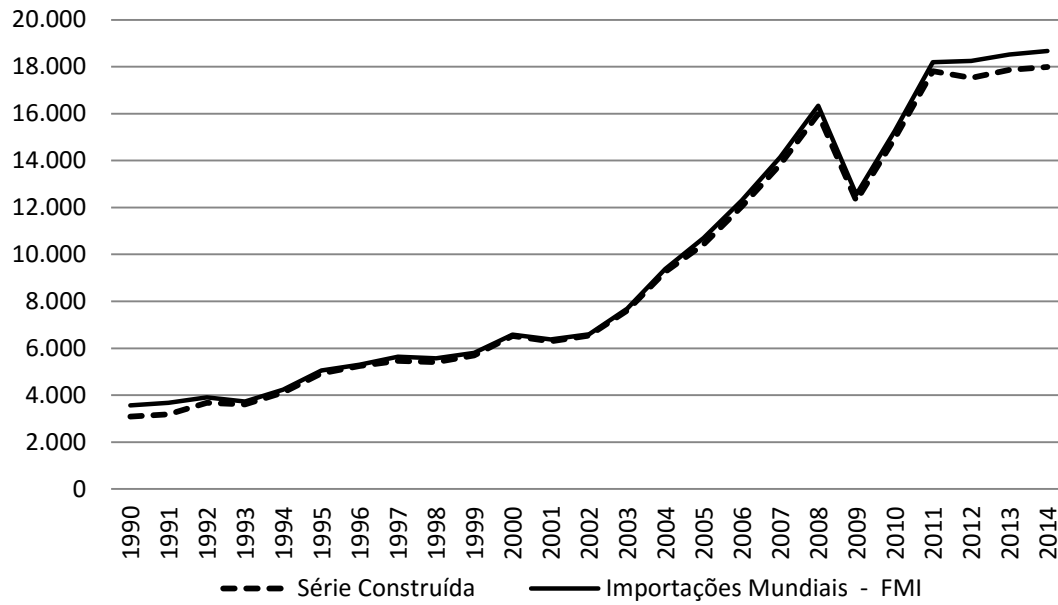
Após a construção das séries, foi realizado um teste de compatibilidade, para checar a acurácia da série criada com os dados desagregados do WITS. Mais precisamente, foi realizada uma comparação com a série de importações mundiais totais do Fundo Monetário Internacional (FMI), considerada um benchmark. O procedimento baseou-se na comparação entre a soma das séries anuais individuais (básicos, industrializados e outras transações) - todas registradas seguindo o critério CIF (*cost, insurance and freight*) – com a série trimestral anualizada do FMI. A tabela 2 apresenta as séries em questão, e o gráfico 5 ilustra a aderência das séries. Como se observa, o ajuste é bastante satisfatório. Somente nos primeiros dois anos da série construída é que se encontra uma discrepância relevante, na casa dos 13%. Porém no restante dos anos, o ajuste fica quase sempre na casa dos 97%. O gráfico 6 ilustra o comportamento individual das séries anuais de básicos e industrializados. Como se vê, as séries em valor nominal são bastante semelhantes, ainda que haja uma enorme diferença de nível e que seja possível observar que a demanda mundial de básicos antes de 2002 claramente possuía uma tendência de crescimento mais branda em relação ao período subsequente – justificado pelo boom no preço de commodities que se inicia por volta daquele ano. Apesar de a demanda nominal de ambas as categorias de produto se assemelharem, os preços internacionais destes produtos se comportam de maneira completamente distinta, o que

---

<sup>34</sup> Alguns produtos dos capítulos 0, 1, 2 e 3 também estão incluídos. Para tanto, o trabalho de Lall (2000) foi importante pois permitiu verificar que entre os grupos 0, 1, 2, e 3 da SITC Rev. 3 há produtos industrializados, tais como açúcar refinado, bebidas, borrachas e fibras sintéticas, etc.

esclarece as dinâmicas bastante particulares do volume demandado de cada categoria, conforme se viu no gráfico 1.

**Gráfico 5 – Compatibilidade entre as Séries Anuais Nominais**  
(dados em US\$ bilhões)

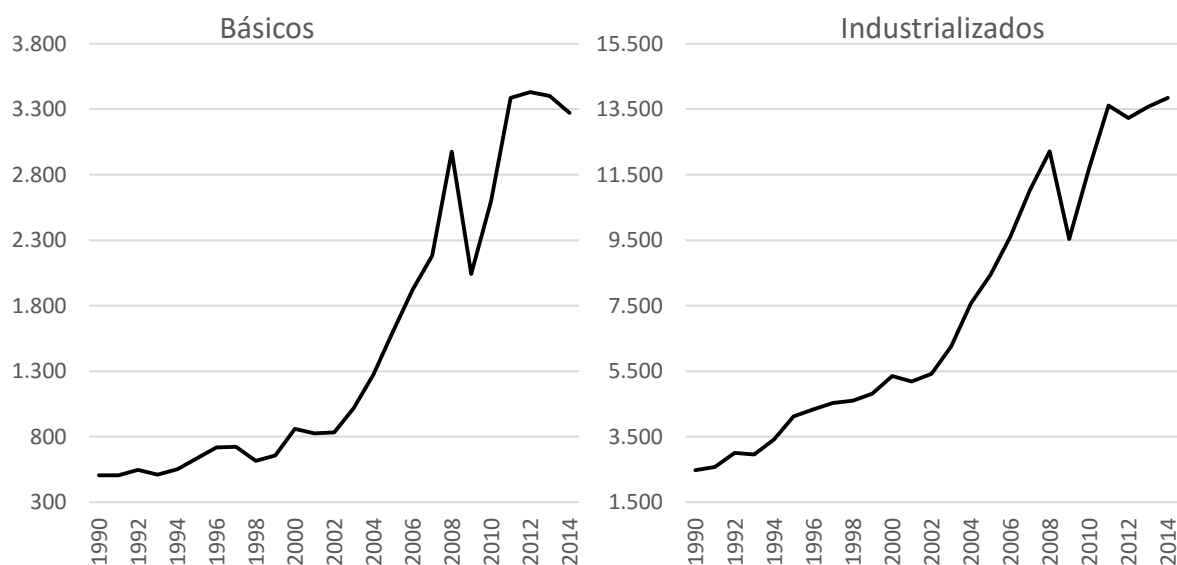


Fonte: FMI e WITS; Elaboração própria.

**Tabela 7 - Compatibilidade entre as Séries Anuais Nominais**  
(dados em US\$ bilhões)

Ano	Básicos	Industrializados	Outras Transações	Série Construída	Importações Mundiais - FMI	Discrepância	Desvio (%)
1990	506	2.474	105	3.085	3.563	-478	-13,4%
1991	505	2.570	104	3.179	3.681	-502	-13,6%
1992	547	3.009	124	3.681	3.902	-222	-5,7%
1993	509	2.954	137	3.600	3.725	-125	-3,3%
1994	551	3.413	148	4.111	4.233	-122	-2,9%
1995	635	4.121	175	4.931	5.050	-119	-2,4%
1996	718	4.330	198	5.245	5.301	-56	-1,1%
1997	722	4.527	209	5.458	5.646	-188	-3,3%
1998	616	4.597	198	5.412	5.569	-157	-2,8%
1999	657	4.816	216	5.689	5.804	-116	-2,0%
2000	861	5.352	317	6.529	6.580	-50	-0,8%
2001	825	5.184	285	6.294	6.377	-83	-1,3%
2002	834	5.423	283	6.540	6.594	-54	-0,8%
2003	1.018	6.252	334	7.604	7.683	-79	-1,0%
2004	1.273	7.572	408	9.253	9.384	-131	-1,4%
2005	1.601	8.442	393	10.436	10.697	-261	-2,4%
2006	1.923	9.601	519	12.043	12.297	-254	-2,1%
2007	2.181	11.023	621	13.826	14.141	-315	-2,2%
2008	2.975	12.212	798	15.986	16.335	-349	-2,1%
2009	2.041	9.538	712	12.291	12.558	-266	-2,1%
2010	2.601	11.682	659	14.941	15.255	-314	-2,1%
2011	3.387	13.606	817	17.811	18.199	-388	-2,1%
2012	3.430	13.229	870	17.529	18.249	-720	-3,9%
2013	3.401	13.570	902	17.872	18.521	-649	-3,5%
2014	3.272	13.843	882	17.997	18.672	-675	-3,6%

**Gráfico 6 – Importações Mundiais Anuais de Produtos Básicos e Industrializados**  
(valores em US\$ bilhões correntes)



Fonte: WITS. Elaboração própria.

#### 2.4.1.2) Séries trimestrais

Embora as séries de importação mundial de básicos e industrializados com periodicidade anual sejam relevantes por si só, a sua utilidade em análises conjunturais ou em aplicações econométricas de séries temporais é bastante limitada. Isto torna desejável a adoção de alguma técnica de desagregação temporal das séries anuais – i.e. a utilização da sazonalidade (ou movimentos) de séries com frequência temporal maior (mensal ou trimestral)– aqui denominadas de séries “indicadoras”- para estimar o movimento de curto prazo de séries de baixa frequência (anual), denominada série de “referência”. Crucial para o sucesso do procedimento, naturalmente, é a existência de forte correlação entre as séries indicadoras e a série de referência (Bloem et al., 2001).

A primeira parte do esforço aqui empregado se dedicou ao processo de criação da série de referência – i.e., séries de baixa frequência para as importações mundiais de produtos básicos e industrializados. Em segundo lugar, foi necessário um esforço adicional para a construção de uma série indicadora de frequência trimestral e que representasse razoavelmente a sazonalidade (movimentos de curto prazo) presente em cada uma das séries de referência à disposição. Diante da suspeita de que as importações mundiais de produtos básicos e industrializados apresentem dinâmicas trimestrais (de curto prazo) distintas, procedeu-se de maneira a criar séries indicadoras específicas a cada uma delas<sup>35</sup>.

As séries indicadoras foram construídas de acordo com os seguintes passos. Primeiramente, foram obtidos junto ao CEIC Data<sup>36</sup> dados trimestrais das importações dos Estados Unidos (EUA), da China e da União Europeia (UE). As importações desses países foram desagregadas em capítulos da SITC Rev. 3 e agrupadas da seguinte maneira: as somas trimestrais dos capítulos 0, 1, 2 e 3 formaram a série de importação de básicos, e a soma dos capítulos 4, 5, 6, 7 e 8 foram agrupadas na série de importação de industrializados<sup>37</sup>. Levando-se em conta que há diferença entre as datas de início de disponibilidade das séries para cada um desses países, as importações de cada um deles foram adicionadas à série indicadora na medida em que estavam disponíveis. Os dados dos EUA somente estão disponíveis a partir de 1990, os da China a partir de 1993 e os da EU a partir de 1999. Desta forma, entre 1990 e 1992, a série indicadora somente contém dados referentes às importações dos EUA; a partir de 1993, a série incorpora os dados dos EUA e da China; e,

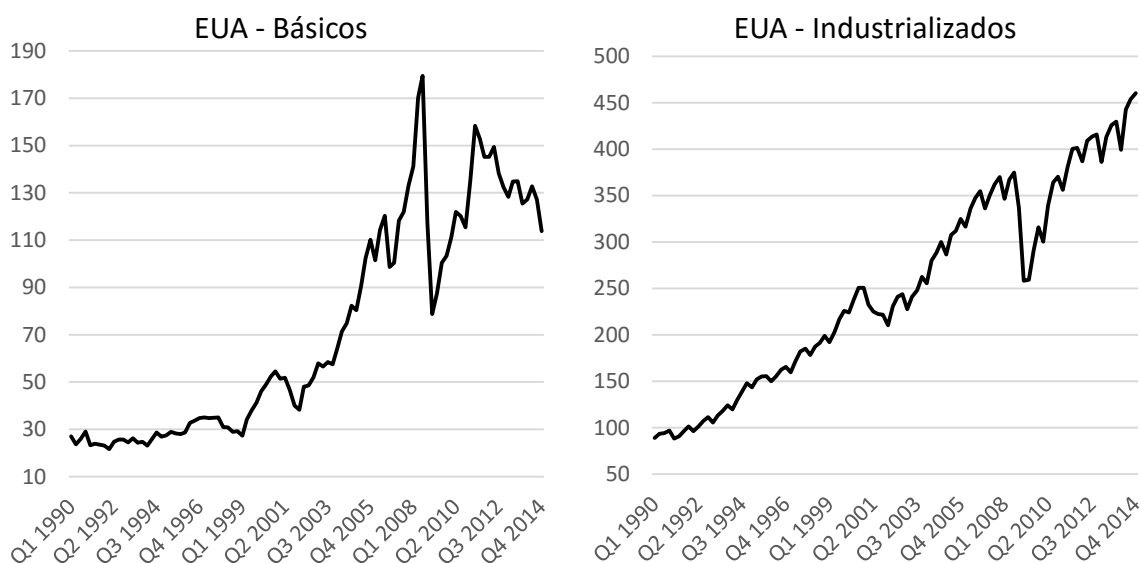
<sup>35</sup> O FMI possui uma série trimestral de importações mundiais. Porém, por representar o total das importações, os aspectos sazonais particulares a cada uma das séries de referência (básicos e industrializados) se perdem. Daí que se optou por produzir séries indicadoras individuais.

<sup>36</sup> <https://www.ceicdata.com>.

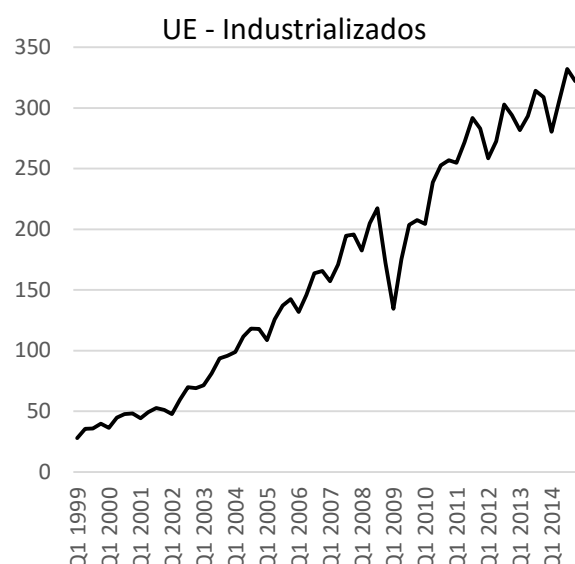
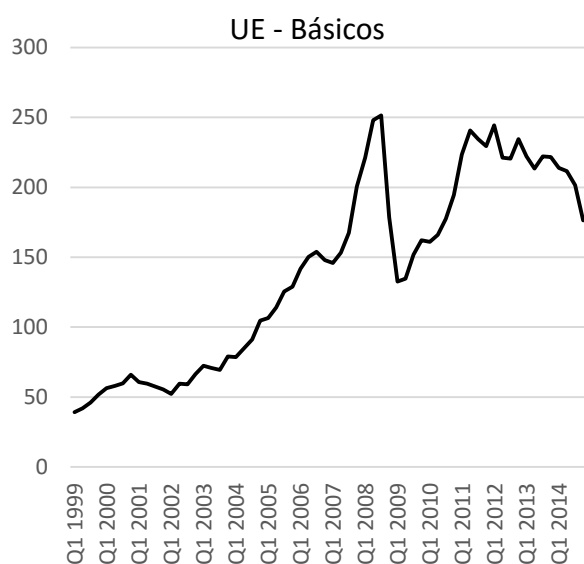
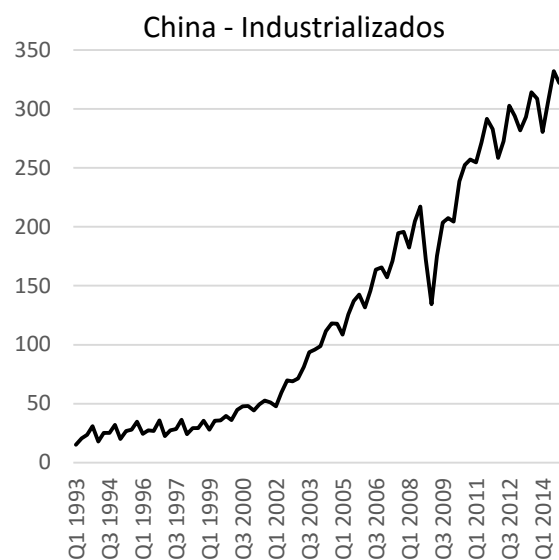
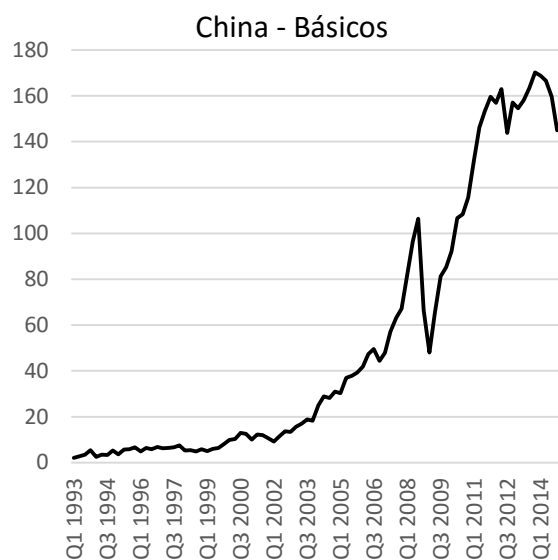
<sup>37</sup> O método utilizado aqui foi um pouco menos rigoroso do que o posto em prática na construção da série anual, visto que aqui se utiliza a classificação SITC Rev. 3 a apenas um dígito, enquanto para a séries anuais o nível de desagregação utilizado foi a 3 dígitos. Para fins práticos, entretanto, esta diferença é apenas residual, haja vista que, como dito anteriormente, os produtos básicos estão todos presentes nos capítulos 0, 1, 2 e 3 da SITC, enquanto os produtos industrializados são contemplados majoritariamente pelos capítulos 4, 5, 6, 7, e 8, restando apenas alguns produtos pertencentes aos capítulos 0, 1, 2 e 3

finalmente, a partir de 1999, a série contém os EUA, a China e a UE<sup>38</sup>. Poder-se-ia argumentar que tal procedimento insere quebras na série indicadora, mas a inspeção visual do gráfico 2 não permite observar nenhuma implicação grave neste sentido. A rigor, a China era um país pouco importante economicamente em 1993, ano de sua inclusão na série. O mesmo não pode ser dito da UE em 1999, motivo pelo qual é possível ver um suave aumento no nível das séries indicadoras de básicos e industrializados a partir de 1999. Cabe ressaltar, entretanto, que o que nos interessa nesta série indicadora é somente a sazonalidade trimestral das importações de básicos e de industrializados, haja vista que o objetivo da série indicadora é fornecer as sazonalidades e os movimentos entre os trimestres de um determinado ano para a série de referência. A evolução das importações trimestrais em valor nominal dos países em questão é vista a partir do gráfico 6 abaixo.

**Gráfico 7 – Importações Trimestrais dos EUA, China e UE**  
(valores nominais em US\$ bilhões)



<sup>38</sup> EUA, China e UE são responsáveis por grande parte das importações mundiais. Assim sendo, é bastante razoável crer que as importações mundiais de básicos e manufaturados apresentam sazonalidade bastante semelhante.



Fonte: Ceicdata. Elaboração própria.

Por fim, de posse das séries indicadoras (ilustradas no gráfico 8), é realizada a desagregação temporal<sup>39</sup>. Dentre os distintos métodos de desagregação temporal disponíveis na literatura, optou-se pela utilização do tradicional método de Denton (1971)<sup>40</sup>. As séries geradas de importações

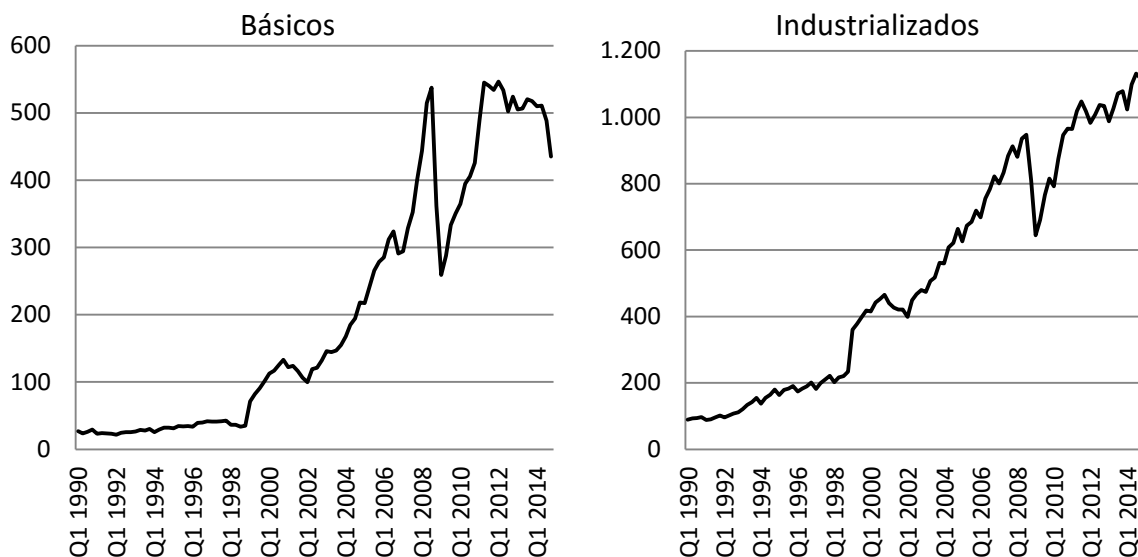
<sup>39</sup> A desagregação temporal foi realizada no software R, mediante o pacote “tempdisagg”.

<sup>40</sup> Mais precisamente, utiliza-se de uma variação do método de Denton (1971), proposto em Dagum e Chollete (2006).



mundiais trimestrais de produtos básicos e industrializados são vistas no gráfico 2, e compreendem o período que vai do primeiro trimestre de 1990 até o quarto trimestre de 2014<sup>41</sup>.

**Gráfico 8 – Séries Indicadoras para Básicos e Industrializados**  
(valores em US\$ bilhões correntes)



Fonte: Ceicdata. Elaboração própria

#### 2.4.2) Pontuando as diferenças entre as demandas mundiais de básicos e de industrializados

O processo relado acima possibilitou aferir algumas noções importantes a respeito da dinâmica da demanda internacional por bens industrializados e de commodities. Nota-se que o padrão de longo prazo nas séries anuais em valores nominais é muito próximo, salvo a diferença de escala entre as séries – a demanda por industrializados foi, na média dos anos, 5,5 vezes maior que dos básicos. Levando-se em conta o comportamento dos preços para os dois setores, constata-se a enorme volatilidade dos preços de commodities, com base no índice de commodities do FMI. É bastante nítido o início do boom –dos preços- de commodities a partir do início dos anos 2000 que sustentou um crescimento contínuo e exponencial dos preços até 2008, quando ocorre a crise internacional e daí a queda brusca no índice. Ainda assim, se viu uma recuperação bastante rápida que dura até 2012, ano a partir do se inicia o ciclo atual de baixa nos preços de commodities. Por outro lado, o índice de preços dos industrializados, mensurados pelo índice de preço das exportações dos países industrializados (IFS/FMI), apresentam um comportamento muito mais

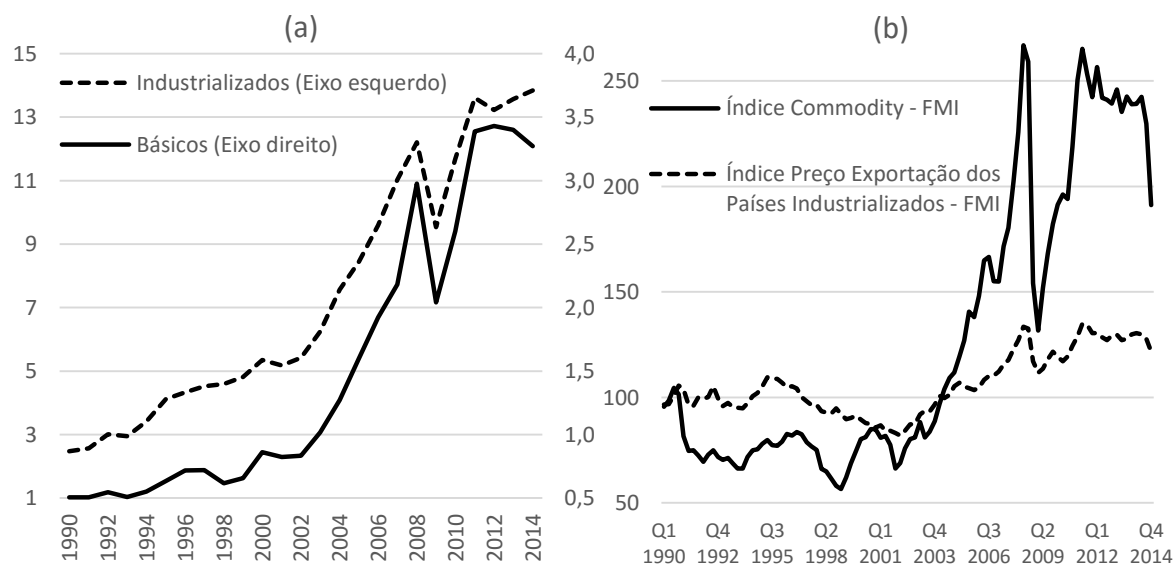
<sup>41</sup> Os dados referentes ao ano imediatamente anterior no WITS são sempre pouco confiáveis e sujeitos a atualizações, dado a compreensível demora e o trabalho envolvido em compilar dados de comércio exterior dos países.

suave, sem tendências exponenciais. O painel (b) do gráfico 9 ilustra os índices de preço em questão.

Tendo em vista que o comportamento dos preços de commodities é bastante semelhante ao do valor nominal da demanda internacional, chama bastante atenção o fato de a evolução do volume da demanda internacional por commodities – observada no gráfico 1 – parecer apresentar uma tendência linear determinística. Quanto à demanda internacional por industrializados, visto que seus preços apresentam um padrão de variação mais bem comportado, é o volume da demanda internacional que impõe o formato da série em valor nominal no painel (a) o gráfico 9. Os dados sugerem que efetivamente a demanda por industrializados possui uma tendência de crescimento de longo prazo maior que a de produtos básicos. Com efeito, o crescimento real da demanda internacional por industrializados cresceu 340% entre 1990 e 2014, enquanto a demanda por commodities cresceu 187% em termos reais no mesmo período. Por outro lado, em termos nominais e devido ao fator preço comentado, a demanda por commodities cresceu 540% entre 1990 e 2014, já por básicos 460%.

A partir desta análise é possível afirmar que as particularidades das demandas internacionais setoriais são significativas e que devem ser levadas em conta nos modelos do próximo capítulo. E que a demanda internacional total, por uma questão evidente de composição, se assemelha a demanda por industrializados, como pode ser visto no gráfico 2.

**Gráfico 9** – Valores Nominais e Preços da Demanda Mundial de Industrializados e Básicos (valores em US\$ trilhões e índices com base média 100 em 1990)

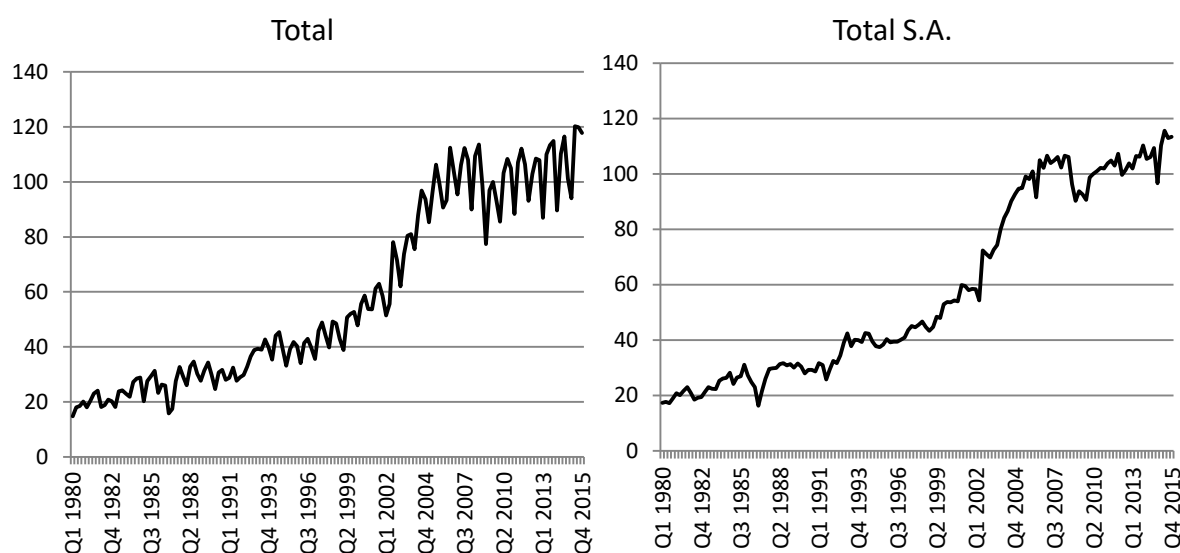


Fonte: FMI e WITS; Elaboração própria.

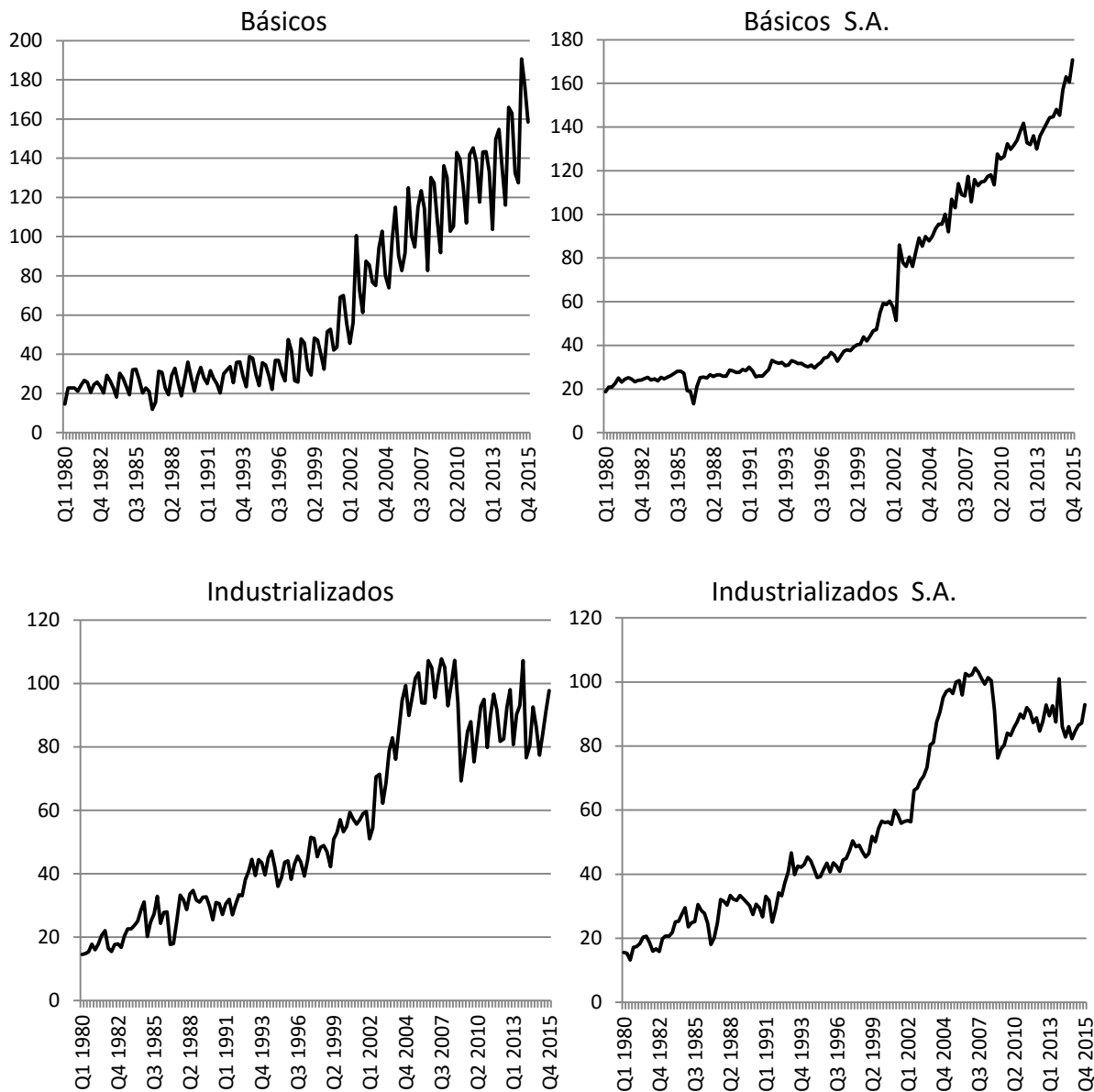
## 2.5) Alguns Fatos Estilizados Sobre as Exportações Brasileiras Desagregadas

As medidas de volume adotadas para as exportações brasileiras são as séries de quantum disponibilizadas pela Funcex. A evolução das séries de volume trimestral das exportações totais, de básicos e de industrializados é apresentada no gráfico 1. Diante do nítido padrão sazonal presente nas séries, as mesmas foram dessazonalizadas pelo método X-13 ARIMA-SEATS<sup>42</sup>, e são apresentadas no eixo direito do gráfico (lado direito).

**Gráfico 10** – Índices de Quantum das Exportações Totais, Básicos e Industrializados (média 2006 = 100)



<sup>42</sup> O X-13 ARIMA-SEATS é um software desenvolvido pelo U.S Census Bureau. A dessazonalização das séries por este método foi feita no software R, através do pacote “seasonal”.



Fonte: Funcex; Elaboração própria.

A análise visual dos gráficos permite observar uma clara tendência de crescimento trimestral positivo ao longo de todo período, notando-se que por volta de 2002 parece ter início um período de crescimento mais acelerado das exportações, tendo em vista a maior inclinação da linha de tendência que se forma a partir daquele ano. Isto parece estar de acordo com os fatos estilizados a respeito da economia brasileira e do resto do mundo no período, marcado pelo intenso crescimento mundial e pelo superciclo de commodities—o que explica em parte a bonança das exportações brasileiras na primeira década deste século, notadamente a de básicos<sup>43</sup>. A rigor, entre 2002 e 2015 o volume das exportações totais cresceu 76%, liderado pelas exportações de básicos - que crescem

<sup>43</sup> A evolução da série de básicos a partir de 2002 é bastante sugestiva neste sentido. Observa-se um descolamento da série em 2002, e a partir de então o ritmo de crescimento das exportações de commodities é bastante acelerado.

138% contra 42% dos manufaturados. Este crescimento mais acelerado perde força por volta do ano de 2008, a partir do qual se pode observar uma reversão da tendência de crescimento das exportações totais até então vigor. Registre-se, entretanto, que esta reversão foi limitada às exportações de industrializados. Com efeito, a exportação de básicos parece não sofrer qualquer alteração relevante de tendência<sup>44</sup> a partir da crise internacional de 2008/09.

Entre 1997<sup>45</sup> e 2002, o volume exportado total cresce 47%, puxado principalmente pelos básicos, que crescem 93%, contra 33% dos industrializados. No período subsequente, 2002-2008, o crescimento das exportações totais foi mais expressivo, de 60%, em que os básicos e industrializados crescem a taxas semelhantes - 63% e 59%, respectivamente. Já no período subsequente 2009-2015, o volume total exportado cresce bem menos que nos períodos anteriores, devido, principalmente, ao fraco desempenho das exportações industriais, que cresceram 10% no período, enquanto os básicos cresceram 42%. Observa-se, então, uma relativa estabilidade no crescimento das exportações de básicos, o que é compreensível diante da discussão presente na seção 2. Afinal de contas, a crise internacional de 2008/09 parece não ter afetado significativamente o volume mundialmente demandado de commodities – os efeitos sobre o setor foram primordialmente sobre os preços.

A análise dos setores exportadores auxilia a compreender de que maneira as tendências gerais destacadas acima se distribuem pelos setores produtores de commodities e pela indústria brasileira. Com efeito, dos 29 setores de bens *tradables* da Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE), os setores de *Produtos Farmoquímicos e Farmacêuticos* (330%), *Extração de Petróleo e Gás Natural* (216%), *Agricultura e Pecuária* (197%), *Outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores* (180%)<sup>46</sup>, *Celulose, papel e produtos de papel* (162%), e *Extração de minerais metálicos* (126%) obtiveram os maiores destaques, tendo dobrado o volume exportado no período.

Os dados setoriais presentes na tabela 8 permitem ver que as exportações industriais entre 1997 e 2002 cresceram razoavelmente bem em todos os setores da indústria brasileira, à exceção de um –

---

<sup>44</sup> Este comportamento se deve ao fato de que as exportações brasileiras de manufaturados foram significativamente mais afetadas pela crise internacional de 2008/09 do que as exportações de básicos. Em parte, devido ao crescimento ainda considerável da China e a crise que acometia os EUA e Europa, principais destinos para os básicos e manufaturados, respectivamente.

<sup>45</sup> Ano de início da série de quantum setorial exportado segundo CNAE da Funcex.

<sup>46</sup> A rigor, somente 6 setores tradables dobraram o volume exportado entre 2002 e 2015. A indústria de produtos farmoquímicos e farmacêuticos foi o setor tradable de maior crescimento (330%). Os outros três setores são *Celulose, papel e produtos de papel* (162%), *Outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores* (180%), e *Extração de minerais metálicos* (126%).

o setor de *Produtos de fumo* (-7,1%). Destacam-se no período os setores de *Derivados do petróleo biocombustíveis e coque* (300%) e *Equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos* (101%). Também é possível depreender que a forte tendência de crescimento dos industrializados entre 2002 e 2008 foi bastante difundida na indústria. A rigor, dos 23 segmentos da indústria, somente 4 tiveram resultado negativo; dos 19 segmentos restantes, alguns mais que dobraram sua exportação no período, como é o caso de *Outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores* (190%<sup>47</sup>), *Produtos farmoquímicos e farmacêuticos* (151%), *Máquinas e equipamentos* (130%), *Máquinas e aparelhos elétricos* (120%). Em contraste, no período seguinte (2009-2015), dos 19 referidos setores, 9 tiveram resultado negativo e diversos outros apresentaram resultados marginalmente positivos, o que corrobora o fato de que a exportação de industrializados no período tenha ficado relativamente estagnada.

Os setores de commodities apresentaram, de maneira geral, uma tendência de crescimento positiva e estável ao longo dos períodos 1997-2002, 2002-2008 e 2009-2015, em que pese as suspeitas de que um regime de crescimento mais acelerado tenha se instalado por volta de 2002. Nos anos 1997-2002, todos os segmentos do setor primário tiveram crescimento positivo, destacando-se os setores de *Agricultura e Pecuária* por quase dobrar o volume exportado (88%), e o setor de *Extração de Petróleo e Gás Natural*, cujo crescimento foi extraordinário (157.000%)<sup>48</sup>. No período subsequente, marcado pelo superciclo de commodities e a ascensão da China em especial, observa-se uma alternância de protagonismo nas exportações de básicos, em que o setor de *Extração de Minerais Metálicos* destacou-se como o principal segmento do setor primário, crescendo quase 80% no período. Também apresentaram fortes desempenhos os setores da agropecuária e de extração de petróleo, cujos crescimentos foram de 49% e 86%, respectivamente. No período que sucede a crise internacional de 2008/09, o setor agropecuário volta a despontar como o principal segmento o setor primário exportador (78%), compensando os menores crescimentos do setor minerador (43%) e petrolífero (40%), cujos desempenhos caem pela metade em relação ao período, e contribuindo para a manutenção da tendência de evolução das exportações primárias a despeito do advento da crise internacional.

---

<sup>47</sup> Este setor incorpora basicamente as exportações de aeronaves pela Embraer.

<sup>48</sup> O crescimento abismal do volume exportado deste setor no período se deve ao fato de o Brasil praticamente não exportar petróleo antes de 2000. O índice de quantum do setor em 1997 era, por exemplo, de apenas 0,04, passando para 63,2 em 2002, o que explica a vultosa quantia.

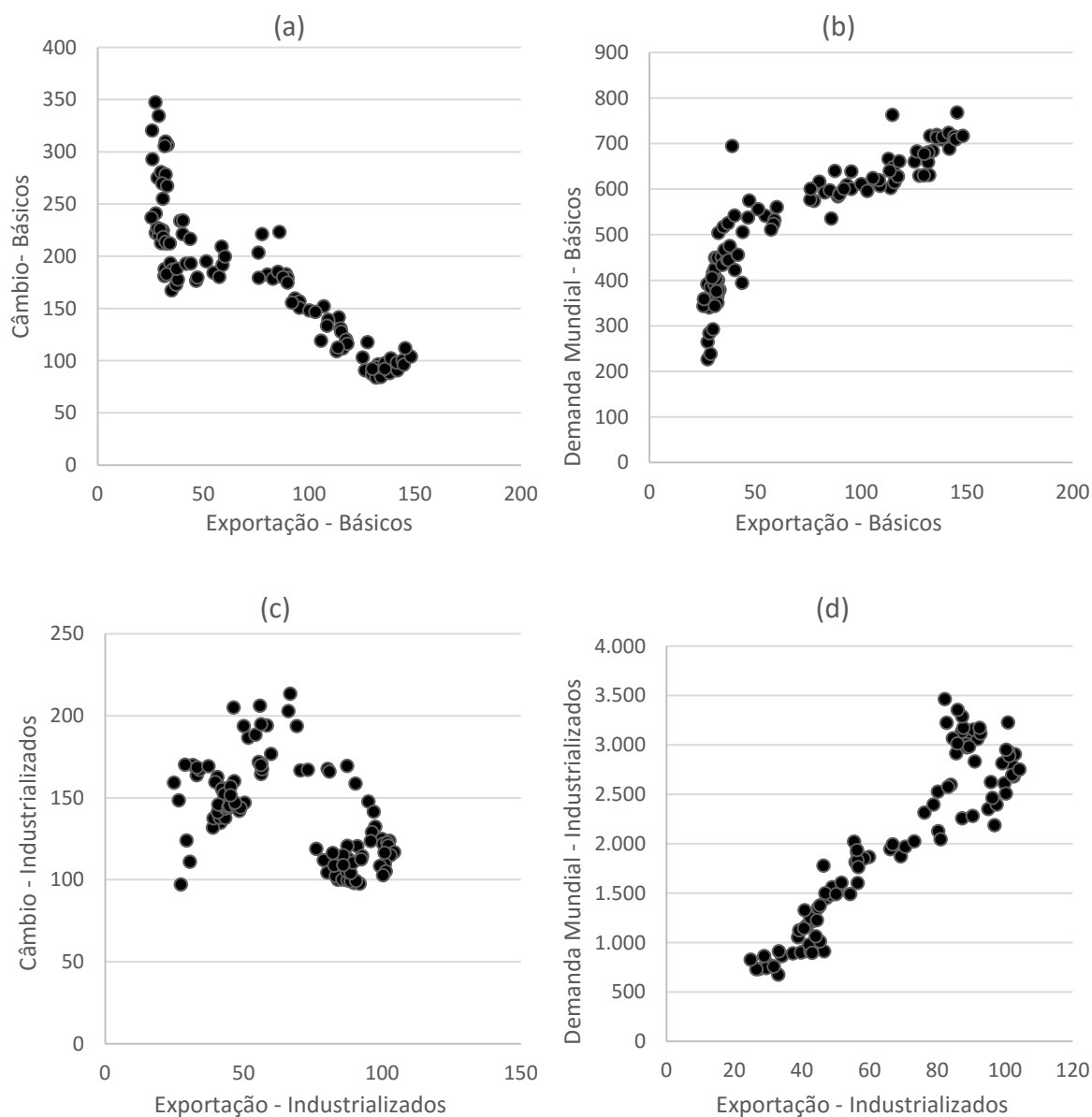
**Tabela 8 – Desempenho Setorial do Quantum Exportado**  
(variação %)

Segmento	Setores CNAE	1997 x 2002	2002 x 2008	2009 x 2015
<b>Setor Primário</b>	Agricultura e pecuária	88,0	48,9	78,1
	Produção florestal	2,9	-37,3	68,2
	Pesca e aquicultura	131,2	-56,0	-2,4
	Extração de minerais metálicos	20,8	78,9	43,0
	Extração de petróleo e gás natural	157.969	86,1	40,3
	Extração de minerais não-metálicos	101,3	59,8	10,7
<b>Indústria de Transformação</b>	Outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	85,2	190,4	63,1
	Produtos farmoquímicos farmacêuticos	10,9	151,6	50,1
	Produtos de minerais não-metálicos	61,4	42,3	42,2
	Metalurgia	25,2	11,8	37,6
	Celulose, papel e produtos de papel	25,5	79,3	29,9
	Veículos automotores, reboques e carrocerias	19,7	91,8	13,0
	Produtos de madeira	92,4	-9,5	11,6
	Máquinas e equipamentos	13,8	132,6	10,5
	Bebidas	33,8	71,8	10,1
	Produtos têxteis	32,7	74,1	8,9
	Produtos alimentícios	86,6	48,6	5,6
	Produtos químicos	23,5	36,6	2,7
	Produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	34,9	80,5	1,8
	Produtos de borracha e de material plástico	32,6	80,1	0,2
	Couros, artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	22,6	-6,9	-0,6
	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	31,4	120,4	-11,0
	Móveis	92,1	27,9	-12,0
	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	66,5	-48,4	-24,7
	Produtos do fumo	-7,1	46,4	-26,2
	Indústrias diversas	59,0	76,8	-26,6
Derivados do petróleo biocombustíveis e coque	304,5	69,1	-30,7	
Impressão e reprodução de gravações	26,7	-14,1	-33,4	
Equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	100,8	96,3	-45,9	

Fonte: Funcex; Elaboração própria.

Conquanto seja prematuro tirar conclusões assertivas sobre a relação entre o volume de exportações e as variáveis de taxa de câmbio efetiva real e demanda mundial com base em análise descritiva e um gráfico de dispersão/correlação, o gráfico 11 abaixo oferece algumas pistas sobre as relações de interesse, ainda que mediante cautelosa interpretação dos dados.

**Gráfico 11 – Relação Câmbio-Volume Exportado e Demanda-Volume Exportado (1990:1-2014:4)**



Fonte: Funcex; WITS. Elaboração própria

Com efeito, o painel (a) do gráfico 11 sugere curiosamente que as exportações de básicos guardam alguma relação negativa com a taxa de câmbio, que se mostra mais nítida e forte por volta dos pontos 75-80, de 2008. Esta ocorrência não deveria surpreender muito quando se leva em conta que a taxa de câmbio brasileira (tanto a agregada quanto as setoriais) apresentou uma dinâmica de valorização muito forte a partir do início dos anos 2000 (gráfico 1), e que a exportação de básicos cresceu continuamente ao longo de todo período a despeito disto. Por outro lado, a demanda mundial parece ter mantido uma tendência de crescimento positiva e semelhante às exportações, sugerindo uma relação positiva e dominante entre a



renda mundial e as exportações brasileiras (painel (b)). Não é possível deduzir, por outro lado, alguma relação bem definida entre a evolução da taxa de câmbio e as exportações de industrializados pelo painel (c), mas uma relação estável e positiva entre a demanda mundial e as exportações desta categoria é sugerida em (d). Efetivamente, as taxas de câmbio total, de básicos e industrializados apreciam 43%, 43% e 42%, respectivamente, entre 2002 e 2008; as exportações crescem respectivos 60%, 63%, e 59%, enquanto a demanda mundial para estas categorias cresce 53%, 23% e 50%. No período seguinte, 2009-2014, as taxas de câmbio permanecem relativamente estáveis, onde se observa uma apreciação de 1% para o total exportado e de 13% para os básicos, enquanto o câmbio de industrializados desvaloriza 3%; já a demanda mundial por estas categorias cresce as respectivas quantias de 28%, 13% e 33%. Em contrapartida, as exportações aumentam em 14%, 25% e 5%, respectivamente.

Em linha geral, os dados levantados sugerem que as exportações brasileiras são influenciadas majoritariamente pela demanda/renda mundial, relegando à taxa de câmbio um papel secundário e de magnitude inconclusiva ou mesmo pequena. Como dito, conclusões sobre estas relações empíricas podem ser enganosas numa primeira análise, exatamente por isso elas serão alvo de investigação mais rigorosa no próximo capítulo. Adicionalmente, os dados revelam que as exportações brasileiras de básicos cresceram quase sempre em ritmo maior que a demanda mundial por estes produtos, o que configura um ganho de *market-share* dos produtos brasileiros neste mercado. Por outro lado, o *market-share* brasileiro parece ter encolhido após a relativa estagnação das exportações destes produtos a partir de 2008/09. Uma análise mais detalhada e setorial neste sentido, porém, precisa ser feita, mas está além do escopo deste trabalho.

### 3) Estimando Funções de Exportação de Produtos Básicos e Industrializados

As especificações econométricas apresentadas a seguir procuram manter estrita correspondência com a forma reduzida do modelo teórico de oferta e demanda por exportações de produtos substitutos imperfeitos para um país “grande”, apresentado no capítulo 1. Neste caso, a quantidade exportada tem impacto sobre o preço das exportações, de modo que teoricamente ambas são simultaneamente determinadas pela interação entre a oferta doméstica e a demanda mundial pelos bens relevantes (Goldstein e Khan, 1978; 1985). Fosse adotada a hipótese de “país pequeno”- i.e., tomador de preços- seria necessário estimar apenas uma equação de oferta, já que tal hipótese implica em uma curva de demanda infinitamente preço-elástica, o que em termos práticos significa que o país pode colocar qualquer quantidade de produto no mercado internacional aos preços vigentes. Neste caso, tal como ocorre com a quantidade ofertada de uma firma em concorrência perfeita, as quantidades exportadas dependerão apenas das condições de custo do país - isto é, por questões associadas ao lado da oferta de exportações (Goldstein e Khan, 1985). Ademais, optou-se por um modelo de substitutos imperfeitos – i.e., bens diferenciados- tanto para os industrializados quanto para os básicos, ainda que se saiba que talvez o modelo de bens homogêneos - substitutos perfeitos<sup>49</sup> - seja o mais indicado no caso das exportações de básicos.

As variáveis dependentes e explicativas a serem utilizadas - em logaritmo natural e dessazonalizadas quando necessário- são, portanto, as seguintes: *i*) volumes de exportação de básicos e industrializados ( $X_{bas}$  e  $X_{ind}$ ); *i*) As taxas efetivas reais de câmbio ( $\ln E_{bas}$ , e  $\ln E_{ind}$ ) decompostas em preços internacionais ( $E \cdot P^w$ ) –trazido a preço em moeda nacional através da multiplicação pela taxa de câmbio nominal) – e preços domésticos setoriais  $P^m$  e  $P^b$ .; *ii*) as importações mundiais setoriais – $\ln M_{bas}$  e  $\ln M_{ind}$ ); *iii*) o produto potencial –  $\ln PIB_{pot}$ ; e *iv*) o hiato do produto -  $\ln Hiato$ <sup>50</sup>. As séries se estendem do primeiro trimestre de 1990 até o último trimestre de 2014, totalizando 100 observações. A tabela 2 contém uma breve descrição das variáveis de interesse.

---

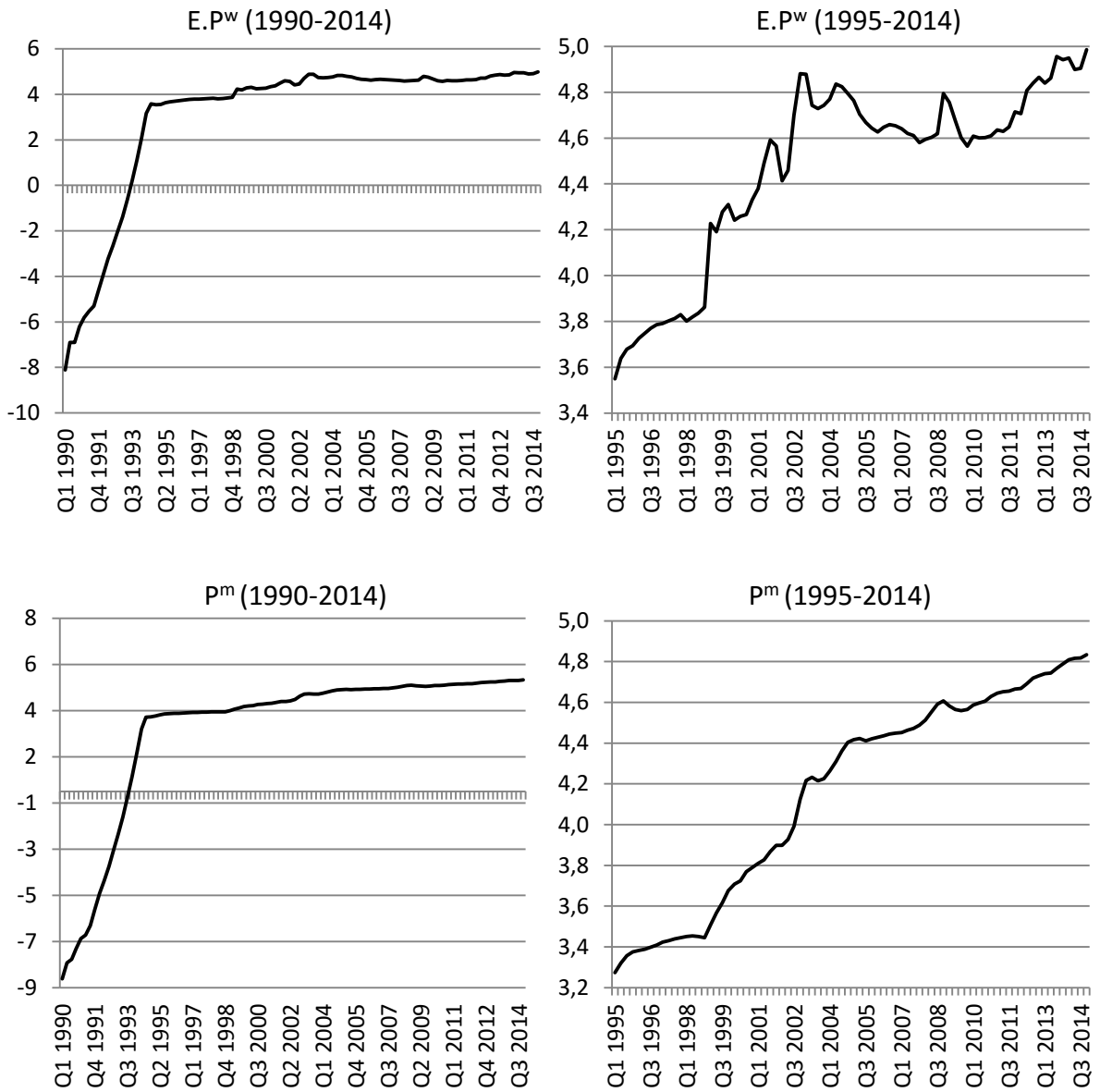
<sup>49</sup> A adoção do modelo de substitutos perfeitos apresentaria alguns entraves técnicos, tais como a necessidade de dados de oferta e demanda doméstica e dos parceiros comerciais para a categoria de básicos.

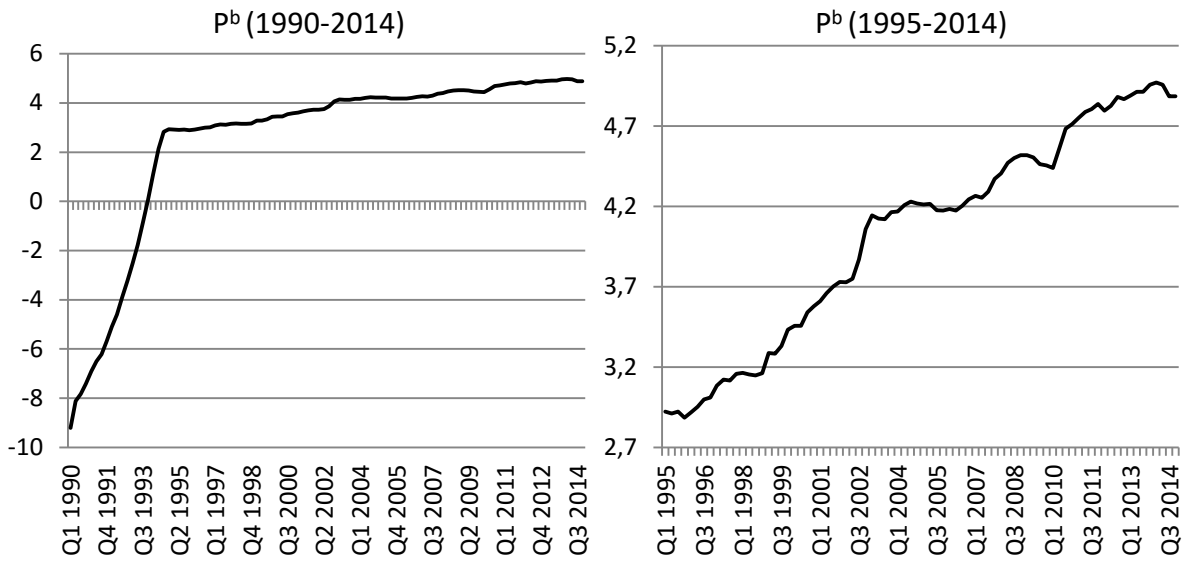
<sup>50</sup> O produto potencial ( $PIB_{pot}$ ) é obtido através de um filtro HP (Hodrick- Prescott) tradicional, sendo o hiato do produto (Hiato) medido pelos desvios do produto corrente em relação à sua tendência.

**Tabela 9** – Descrição das variáveis empregadas nas especificações dos modelos

Variável	Sigla	Descrição	Fonte
Exportação de Básicos	Xbas	Índices trimestrais de quantum de básicos e industrializados a partir de dados da Funcex.	Funcex
Exportação de Industrializados	Xind		
Importação Mundial de Commodities	Mbas	Importações mundias trimestrais construídas a partir de dados do WITS e Ceic, e Denton (1971).	WITS/Ceic
Importação Mundial de Industrializados	Mind		
Preços Internacionais	E.P <sup>w</sup>	Taxa de Câmbio Nominal Efetiva multiplicada pelos índices de preço ao produtor dos 24 principais parceiros comerciais do Brasil nesta categoria de produto	FMI/IFS
Preço Doméstico de Industrializados	P <sup>m</sup>	IPA da Indústria de Transformação	
Preço Doméstico de Básicos	P <sup>d</sup>	IPA dos básicos, construído pela ponderação entre agropecuária, extrativa mineral e petróleo e derivados.	FGV; BCB
Hiato do Produto	Hiato	Obtidos via filtro HP no PIB trimestral.	IBGE/BCB
Produto Potencial	PIBpot		

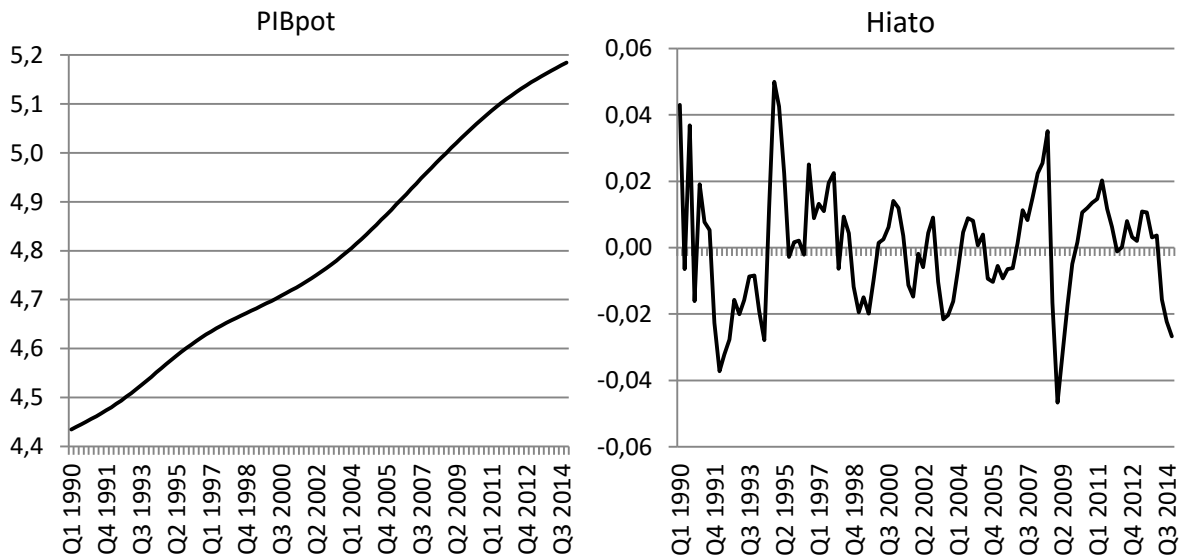
**Gráfico 12 – Preço Internacional e Preços Domésticos por Categoria**  
(em logaritmo natural)





Fonte: BCB; FMI; FGV; Nonnernberg et al. (2015). Elaboração própria.

**Gráfico 13 – Produto Potencial e Hiato do Produto**  
(em logaritmo natural)



Fonte: Ipeadata. Elaboração própria.

### 3.1) Análise de Estacionariedade

O primeiro passo foi realizar testes de estacionariedade e obter a ordem de integração das séries. Tendo em vista as suspeitas de quebras ao longo das séries trabalhadas, optou-se por aplicar testes de raiz unitária que controlem para quebras estruturais<sup>51,52</sup>. Assim sendo, além dos tradicionais testes ADF, DF-GLS e KPSS, são aplicados os testes Zivot e Andrews (1992) – que incorpora na hipótese alternativa uma quebra na inclinação e/ou constante- e Lee e Strazicich (2003), que incorpora quebras de tendência e de nível nas hipóteses nula e alternativa. A tabela 10 a seguir exibe os resultados dos testes<sup>53</sup>.

**Tabela 10 – Resultados para os Testes de Estacionariedade**

	ADF	DF-GLS	KPSS <sup>1</sup>	Z&A	L&S (1 quebra)	L&S (2 quebras)
lnXtot	-3,09	-2,32	0,2**	-6,05***	-4,72**	-5,79**
				[2002:2]	[2002:2]	[1998:4 e 2005:4]
lnXbas	-3,44*	-1,3	0,24***	-7,26***	-5,72***	-7,71***
				[2002:2]	[2000:4]	[1999:1 e 2004:1]
lnXind	-1,40	-1,15	0,31***	-4,27	-3,25	-4,7
				[2003:3]	[2008:3]	[1994:2 e 2004:1]
lnMw	-1,76	-1,32	0,34***	-4,99*	-2,56	-5,27
				[2008:3]	[1998:1]	[1984:2 e 2005:3]
lnMbas	-5,87***	-1,8	0,36***	-7,35***	-6,48***	-8,51***
				[1997:2]	[2002:1]	[1998:4 e 2001:1]
lnMind	-2,62	-1,87	0,43***	-4,94*	-4,54**	-5,64*
				[2008:3]	[2007:1]	[1998:4 e 2005:4]
lnEtot	-1,81	-0,22	0,18**	-	-	-
lnEind	-1,35	-1,07	0,32***	-	-	-
lnEbas	-1,23	-0,23	0,18**	-	-	-
lnPIBpot	-1,75	-1,53	0,55***	-3,4	-8,13***	-16,9***
				[1983:2]	[2005:1]	[1995:4 e 2005:4]
lnHiato	-4,9***	-1,65*	0,04	-	-	-

Rejeição de H0: (\*) a 1%; (\*\*) a 5%; (\*\*\*) a 10%

<sup>1</sup>O teste KPSS possui como hipótese nula a presença de estacionariedade.

<sup>51</sup> O problema de diagnóstico de raiz unitária diante de quebras é uma questão já bastante discutida (ver Perron, 1989; 2005). Fato é que os testes que não atentam para as quebras acabam por interpretá-las como indício de não estacionariedade, gerando um viés de não rejeição da hipótese nula.

<sup>52</sup> Gregoy, Nason e Watt (1994) demonstraram que o poder do teste ADF cai bruscamente quando da presença de quebras estruturais.

<sup>53</sup> A rigor, os testes de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich não se aplicariam às séries de taxa de câmbio pelo fato destas não apresentarem uma tendência crescente ou decrescente bem definida. A despeito disso, foram aplicados tais testes contendo apenas o intercepto nas séries de taxa de câmbio.

Todos os testes foram especificados de acordo com as características de cada série, incluindo-se tendência e/ou intercepto conforme a característica visual de cada uma. Salvo os resultados unânimes para as séries de  $\ln X_{ind}$  e  $\ln Hiato$ , os testes de raiz unitária apresentam alguma divergência quanto ao diagnóstico das outras séries. As exportações de básicos ( $\ln X_{bas}$ ) e a demanda mundial por esta categoria ( $\ln M_{bas}$ ) são diagnosticados como estacionários pelos testes ADF, ZA e LS, o que parece estar, em parte, de acordo com a discussão apresentada no capítulo 2, de que a demanda mundial por commodities apresenta uma tendência quase em linha reta e de que as exportações brasileiras de básicos parece ser fundamentalmente determinada por esta mesma demanda –corroborando com a aparente estacionariedade de ambas as séries. As séries de demanda mundial e do preço doméstico de industrializados ( $\ln M_{ind}$  e  $\ln P^m$ ) possuem raiz unitária de acordo com os tradicionais testes ADF, DF-GLS e KPSS, mas tem a hipótese nula rejeitada pelos testes ZA e LS, levantando dúvidas sobre o grau de integração destas. Para a variável do produto potencial ( $\ln PIB_{pot}$ ), apenas o teste LS rejeita a hipótese nula de raiz unitária, com os demais testes indicando não estacionariedade.

Diante da não unanimidade dos testes de estacionariedade acima, corre-se o risco de se ter que trabalhar com variáveis  $I(0)$  e  $I(1)$  no mesmo modelo, o que pode acarretar no problema clássico de regressões espúrias (Granger e Newbold, 1974). Com efeito, este é o caso para o modelo de básicos, tendo em vista que a exportação e a demanda mundial parecem  $I(0)$ , mas a taxa de câmbio efetiva real e o produto potencial parecem  $I(1)$ . Por outro lado, para os industrializados este problema é menos grave, já que  $\ln X_{ind}$ ,  $\ln M_{ind}$  e  $\ln E_{ind}$  são diagnosticados  $I(1)$ <sup>54</sup>. Porém, no modelo incluindo  $\ln Hiato$ , também se incorreria no problema de misturar variáveis  $I(0)$  e  $I(1)$  no mesmo modelo.

### 3.2) Estratégia Econométrica

Visando amenizar a questão da multiplicidade de diagnósticos resultantes dos testes de estacionariedade, e tendo em mente o eventual baixo poder destes, adota-se a abordagem do Teste de Fronteira (*Bounds Testing*) desenvolvida em Pesaran & Shin (1999) e Pesaran et. al (2001). Trata-se de uma metodologia alternativa para testar relações de longo prazo entre variáveis em nível, a despeito de que sejam todas  $I(0)$ , todas  $I(1)$ , ou uma mistura de  $I(0)$  e  $I(1)$ . O método parte de um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas (ARDL), a partir do qual se testa a hipótese de (não) cointegração entre as variáveis de interesse.

---

<sup>54</sup> A rigor, os testes ZA e LS rejeitam a hipótese de não estacionariedade de  $\ln M_{ind}$  a 10% de significância, ainda que não a 5%.

Primeiramente, formula-se um ARDL(p,q) contendo a variável dependente  $y_t$  e um vetor de variáveis explicativas  $x_t$ , cuja ordem de integração é I(d) (onde:  $0 \leq d \leq 1$ ), e modela-se  $\Delta y_t$  a partir modelo de correção de erro (ECM) irrestrito, que assume a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \theta_y y_{t-1} + \theta_x x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q-1} \alpha_j \Delta x_{t-j} + \Phi_i \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde  $\beta_0$  e  $t$  são os termos de constante e tendência;  $\theta_y$  e  $\theta_x$  são as matrizes dos coeficientes de longo prazo para  $y_{t-1}$  e  $x_{t-1}$ ; e  $\Delta y_{t-i}$  e  $\Delta x_{t-i}$  formam a dinâmica de curto prazo, que é configurada de maneira a garantir o que os resíduos,  $\varepsilon_t$ , sejam ruídos brancos.

Para testar a hipótese de cointegração entre  $y_t$  e  $x_t$ , estima-se a equação (1) por MQO e calcula-se a estatística F de significância conjunta dos parâmetros das variáveis em nível defasadas, isto é, testa-se  $H_0: \theta_y = \theta_x = 0$ . Pesaran et al. (2000) demonstram que sob a hipótese nula de não cointegração, a distribuição assintótica da estatística F é não padrão a despeito de os regressores serem I(0) ou I(1), e por isso calculam novos valores críticos para o teste. A rigor, os autores geram valores críticos associados a um limite inferior e a um limite superior de significância, daí a alcunha de teste de fronteira (*Bounds Testings*). Caso a estatística do teste exceda o valor crítico superior, conclui-se que há uma relação de longo prazo; caso fique aquém do limite inferior, não é possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Se a estatística do teste se situar entre os dois valores críticos, o teste de fronteira se mostra inconclusivo<sup>55</sup>.

Na presença de cointegração, a relação de longo prazo pode ser obtida o através do ECM irrestrito em (1). No *steady state*, tem-se  $\Delta y_t = 0$ ;  $\Delta x_t = 0$ ;  $\sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} = 0$ ; e  $\sum_{j=1}^{q-1} \alpha_j \Delta x_{t-j} = 0$ , de tal maneira que a equação (2) assume sua forma de longo prazo:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 x_t + \varepsilon_t$$

Onde os  $\delta$  representam os coeficientes de longo prazo, tais que:  $\delta_0 = -\beta_0/\theta_y$ ;  $\delta_1 = -\beta_1/\theta_y$ ; e  $\delta_2 = -\theta_x/\theta_y$ .

A abordagem de Pesaran não é, entretanto, a única a ser utilizada nas estimações que se seguem. Diante das suspeitas de quebras e mudanças de regime, é desejável realizar testes de cointegração que lidem explicitamente com este fato. O teste desenvolvido por Gregory e Hansen (1996a, 1996b) amplia o tradicional teste de Engle e Granger (1987) de maneira a incorporar

<sup>55</sup> Os autores disponibilizam valores críticos que abrangem especificações que contenham diferentes combinações de componentes determinísticos.



quebras no vetor de cointegração em uma data desconhecida. A inclusão destas no modelo torna a aplicação do teste convencional de cointegração (Engle-Granger) – baseado no teste ADF nos resíduos – inválido, porque a distribuição assintótica utilizada para avaliar a significância do teste ADF não é mais a mesma. Os autores fornecem novos valores assintóticos para testar a estacionariedade de  $\epsilon_t$  e, em caso de rejeição da hipótese nula de não cointegração, é possível estimar o vetor de cointegração com as quebras relevantes por MQO.

Considerando  $y_t$  a variável dependente e  $x_t$  como um vetor de variáveis explicativas, o modelo padrão de partida para cointegração com quebra é o seguinte:

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha^T x_t + \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, n$$

Modela-se a mudança estrutural com o uso da seguinte dummy, em que o parâmetro  $\tau$  representa a data desconhecida de quebra:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau] \\ 1, & t > [n\tau] \end{cases}$$

A estatística do teste é computada para cada valor de  $\tau$ , e o ponto de quebra selecionado é aquele que proporciona a menor estatística de teste – aquela que fornece maior probabilidade de rejeição de  $H_0 =$  não cointegração<sup>56</sup>. Ademais, a invariância no tempo da relação de longo prazo é tratada das quatro seguintes maneiras:

i) Mudança no nível (C):

$$y_t = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \alpha^T x_t + \epsilon_t ;$$

ii) Mudança no nível e inclusão de tendência (C/T):

$$y_t = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \beta t + \alpha^T x_t + \epsilon_t ;$$

iii) Mudança na constante e coeficientes (C/S):

$$y_t = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \alpha_1^T x_t + \varphi_{t\tau}\alpha_2^T x_t + \epsilon_t ;$$

iv) Mudança no nível, na tendência e nos coeficientes (C/S/T):

$$y_t = \mu_1 + \varphi_{t\tau}\mu_2 + \beta_1 t + \beta_2 t \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T x_t + \varphi_{t\tau}\alpha_2^T x_t + \epsilon_t$$

<sup>56</sup> A rigor, os pontos de quebras testados são aqueles  $\tau \in (0,15n, 0,85n)$ , ficando excluídas as observações nas extremidades das séries.

### 3.3) Funções de exportação para bens industrializados

As exportações de industrializados são modeladas a partir de 3 distintas especificações, todas elas embasadas na discussão teórica realizada no capítulo 1. A primeira especificação (modelo 1) incorpora variáveis explicativas como a demanda internacional ( $M^{ind}$ ), o preço internacional ( $E.P^W$ ), e o preço doméstico ( $P^m$ ). As segundas e terceiras especificações expandem o modelo 1 de maneira a incluir o hiato do produto (Hiato) – modelo 2- e o produto potencial (PIBpot) - modelo 3.

O primeiro passo do procedimento é determinar a ordem de defasagem do modelo ARDL de partida, e para isso utilizam-se os critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ). A escolha de cada critério de informação se dá pelo *lag* que gerar a estatística de menor valor. Paralelamente, é feita uma análise dos resíduos dos modelos para se certificar da ausência de autocorrelação serial, sendo esta uma das precondições para realização do teste de fronteira<sup>57</sup>. Os resultados para seleção de defasagens para os três modelos são vistos na tabela 11 abaixo. Os critérios de informação sugerem ARDL's de ordem 2, 5 e 6 para o modelo 1; de ordem 2 e 4 para o modelo 2; e de ordem 2, 3 e 4 para o modelo 3. Todas as especificações foram testadas quanto aos resíduos, que se mostraram quase sempre normais e isentos de autocorrelação e heterocedasticidade. Vale notar, contudo, que isto não é um grande mérito, visto que a estrutura de defasagens do modelo é escolhida justamente para esse fim.

**Tabela 11** – Critérios de Informação para Seleção das Defasagens do ARDL de Partida

Lags	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
2	-2,75	-2,32*	-2,58*	-2,79	-2,26*	-2,57*	-2,85	-2,32*	-2,64
3	-2,75	-2,22	-2,53	-2,81	-2,14	-2,54	-2,93	-2,26	-2,66*
4	-2,71	-2,08	-2,46	-2,85*	-2,04	-2,52	-2,96*	-2,15	-2,63
5	-2,77*	-2,01	-2,46	-2,8	-1,85	-2,41	-2,94	-1,99	-2,56
6	-2,77*	-1,90	-2,42	-2,81	-1,72	-2,37	-2,55	-1,90	-2,55

<sup>57</sup> A outra precondição é a de que as variáveis tratadas não sejam  $I(2)$ , caso contrário os resultados serão questionáveis. Testou-se todas as variáveis e pode-se concluir com satisfatória confiança que as séries são no máximo  $I(1)$ .

**Tabela 12** – Teste de Fronteira (*F-statistics*) para a Existência de Relação de Longo Prazo em Nível entre  $X_{ind}$ ,  $M_{ind}$ ,  $P^m$ ,  $E.P^w$ , PIBpot e Hiato

Lags	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
ARDL(2,2,2,2)	1,98 <sup>a</sup>	1,98 <sup>a</sup>	2,68 <sup>b</sup>
ARDL(3,3,3,3)	-	-	3,34 <sup>b</sup>
ARDL(4,4,4,4)	-	2,07 <sup>a</sup>	3,17 <sup>b</sup>
ARDL(5,5,5,5)	2,52 <sup>a</sup>	-	-
ARDL(6,6,6,6)	2,62 <sup>a</sup>	-	-

<sup>a</sup> indica que a estatística F se situa abaixo do limite inferior a 10% de significância;

<sup>b</sup> indica que a estatística F se situa entre os limites de fronteira a 10%;

<sup>c</sup> indica que a estatística F se situa acima do limite superior a 10%;

A tabela 12 expõe os resultados dos testes de cointegração aplicados aos modelos 1, 2, e 3. A partir dos modelos 1 e 2 não é possível rejeitar a hipótese de (não) cointegração para nenhuma ordem de defasagem. Os resultados do teste para o modelo 3, por outro lado, se situam entre os valores críticos a pelo menos 5% de significância, delegando ao teste um resultado inconclusivo. Ressalta-se, entretanto, que quando reparametrizado para sua forma em correção de erros, o coeficiente de ajustamento é altamente significativo, e também apresenta o sinal negativo esperado, de magnitude média de 0,30 (tabela 13). Esta configuração, ainda que não seja suficiente, é condição necessária para a existência de cointegração. Além do mais, confere maior segurança ao avaliar a significância dos coeficientes nas especificações com resultados inconclusivos do teste de fronteira- a rigor, quando não se comprova cointegração entre variáveis  $I(1)$  e  $I(0)$ , não é correto realizar inferências a partir das estatísticas  $t$  normalmente calculadas.

A elasticidade renda é um pouco menor que a unidade e é bastante significativa. O produto potencial não se mostrou significativo, e também alternou o sinal a depender dos *lags* incluídos no modelo. Os coeficientes dos preços externos ( $E.P^w$ ) e dos preços domésticos ( $P^m$ ), ainda que pouco significativas, apresentam sistematicamente elasticidades-preço muito semelhantes, sugerindo a possível homogeneidade de preços, i.e., hipótese de que ambos os preços afetam as exportações com magnitude idêntica<sup>58</sup>. O teste F de restrição conjunta,

<sup>58</sup> Na verdade, a discussão sobre homogeneidade se dá nos preços das equações estruturais e não na forma reduzida. Segundo Zini Jr. (1988), “se for assumida homogeneidade no preço tanto para consumidores quanto

porém, rejeitou a hipótese de igualdade dos coeficientes dos preços. Estes resultados gerais em termos dos sinais, inclusive, são observados mesmo nas demais especificações que não rejeitaram o teste de fronteira. Ademais, os sinais dos coeficientes parecem, em geral, estar de acordo com a discussão teórica apresentada no capítulo 1.

**Tabela 13** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo entre  $X_{ind}$ ,  $M_{ind}$ ,  $P^m$ ,  $E.P^W$ ,  $PIB_{pot}$  e Hiato na Amostra 1990-2014

Modelo	Lags	Mind		E.P <sup>W</sup>		P <sup>m</sup>		Hiato		PIB <sub>pot</sub>		ECT(-1)	
		Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.
1	2	1,00	0,27	1,20	0,05	-1,21	0,05	-	-	-	-	-0,10	0,12
1	5	1,04	0,17	1,11	0,01	-1,10	0,02	-	-	-	-	-0,13	0,12
1	6	1,63	0,30	2,65	0,01	-2,69	0,00	-	-	-	-	-0,08	0,42
2	2	0,88	0,36	1,20	0,08	-1,22	0,08	-4,65	0,63	-	-	-0,04	0,56
2	4	1,15	0,13	0,95	0,07	-0,91	0,08	-6,30	0,49	-	-	-0,11	0,14
3	2	0,97	0,02	0,21	0,63	-0,23	0,60	-	-	-0,19	0,72	-0,32	0,01
3	3	0,91	0,05	0,80	0,12	-0,82	0,12	-	-	0,18	0,76	-0,37	0,00
3	4	0,89	0,08	1,23	0,05	-1,23	0,05	-	-	0,42	0,52	-0,36	0,01

Diante da plausibilidade de quebras estruturais, partiu-se para uma sub-amostra entre 1995 e 2014. A escolha do início da série em 1995 visa deixar fora da amostra uma nítida quebra que ocorreu nos índices de preço a partir de 3º trimestre de 1994 - ano de implementação do Plano Real e, por conseguinte, do início de um período de câmbio fixo e de taxas de inflação menos exorbitantes do que as observadas entre a segunda metade da década de 1980 e início da de 1990. O gráfico 12 ilustra claramente a brusca mudança de tendência ocorrida nos preços desde então. Também foi utilizada a sub-amostra 2000-2014, mas somente foram testadas especificações com 2,3 e lags, visando um modelo parcimonioso, haja vista que o número de observações cai para 60 e que modelos ARDL's consomem muitos graus de liberdade.

---

para produtores, a variável preço relevante pode ser expressa como a razão entre dois preços:  $(P^X/E.P^W)$  na equação de demanda e  $(P^X/P^d)$  na equação de oferta. Do lado da demanda, isto implica que os consumidores se importam apenas com o preço relativo e não com os dois preços separados  $P^X$  e  $P^W$ . Do lado da oferta, isto implica que os produtores não discriminam entre os mercados interno e externo. As duas hipóteses podem ser questionadas. Os consumidores podem ter preferências por produtos com base na sua origem. Os produtores podem discriminar entre os mercados doméstico e externo quando se leva em conta fatores tais como a proximidade ao mercado, condições oligopolistas de suprimento e controle de redes de distribuição local” (pág. 622).

Os resultados da aplicação dos *bounds test* em sub-amostra falham em rejeitar a nula de não cointegração independentemente do modelo e da ordem de defasagens utilizados. Tal qual na amostra total, somente foi possível chegar a resultados em que a estatística do teste reside entre os limiares de fronteira, gerando um resultado inconclusivo para o teste. As relações de longo prazo estimadas para as especificações que geraram resultados inconclusivos são mostradas na tabela 14. O modelo 3 com 6 defasagens para a amostra 1995-2014 apresenta um termo de correção de erro significativo a 1% e com o sinal negativo, mas pouca informação pode ser extraída, já que os coeficientes não apresentam significância estatística. Já os modelos 1 e 2, por não mostrarem termos de correção de erro significativos, ficam impossibilitados de uma análise segura quanto aos coeficientes.

**Tabela 14** – Resultados de Longo Prazo para os Modelos Selecionados na Sub-Amostra 1995-2014

Modelo	Lags	Mind		E.P <sup>w</sup>		P <sup>m</sup>		Hiato		PIBpot		ECT(-1)	
		Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.
1	5	12,29	0,02	-4,67	0,02	-4,11	0,21	-	-	-	-	-0,06	0,43
2	6	4,08	0,00	-1,45	0,03	-1,14	0,15	-3,50	0,73	-	-	-0,05	0,54
3	6	0,60	0,47	1,00	0,53	1,37	0,61	-	-	5,10	0,25	-0,3	0,01

De maneira complementar, foram estimados os modelos 1, 2 e 3 com a especificação contendo a taxa de câmbio efetiva real, que é a razão entre os preços E.P<sup>w</sup> e P<sup>m</sup>. Os resultados do teste de fronteira para a sub-amostra 1995-2014 ficaram abaixo do limite inferior a um nível de pelo menos 10% de significância. A tabela 15 mostra os resultados para amostra 1990-2014. À exceção da especificação do modelo 3 com 4 *lags* – que atestou relação de longo prazo a 10% -, todos os modelos selecionados se situaram na região inconclusiva do teste a 10%. Nota-se, contudo, que os termos de correção de erro são em geral significativos e de sinal esperado. No modelo 3 com 4 *lags*, o coeficiente da demanda mundial exibe valor pouco abaixo da unidade – 0,60- e baixa significância, o mesmo ocorrendo com a elasticidade câmbio – 0,55. O produto potencial apresenta sinal positivo e não significativo. Chama atenção no modelo 2 com 4 *lags* a elasticidade renda de 0,93 e significativa, e uma elasticidade quanto ao hiato do produto demasiado elevada - -12,13, significativa a 5%. Similarmente, o restante das especificações parece apresentar elasticidades renda que se situam pouco abaixo da unidade e vezes significativa; elasticidade câmbio positiva e relevante, pouco abaixo da unidade; elasticidade quanto ao hiato bastante elevada e significativa; e produto potencial positivo e não significativo.

**Tabela 15** – Resultados de Longo Prazo na Especificação Contendo a Taxa de Câmbio Efetiva Real de Manufaturados para a Amostra 1990-2014

Modelo	Lags	ECT(-1)		Mind		Eind		Hiato		PIBpot	
		Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.
1	2	-0,10	0,13	0,84	0,25	1,29	0,02	-	-	-	-
2	2	-0,10	0,13	0,83	0,21	0,96	0,07	-10,99	0,13	-	-
2	4	-0,13	0,08	0,93	0,07	0,59	0,12	-12,13	0,05	-	-
3	2	-0,32	0,00	0,77	0,03	0,11	0,69	-	-	0,02	0,97
3	4	-0,38	0,00	0,60	0,15	0,55	0,14	-	-	0,54	0,37

Foi aplicado também o teste de Gregory e Hansen (1996) a despeito de haver dúvidas se todas as variáveis são de fato I(1). Para mitigar o risco da análise de cointegração envolvendo séries estacionárias, foram trabalhadas especificações contendo apenas as variáveis Xind, Mind, Eind e PIBpot, haja vista que E.P<sup>w</sup> e Hiato parecem não conter raiz unitária. Os resultados dos testes são vistos na tabela 16 abaixo, e se referem à amostra total e as sub-amostras 1995-2014 e 2003-2014. A escolha desta última se deve, primeiramente, aos resultados sugestivos dos testes de Gregory-Hansen na amostral total e na sub-amostra 1995-2014, que detectam quebra por volta do ano de 2003. Além do mais, a discussão do capítulo 2 contemplou esta ocorrência, tendo em vista a aceleração das exportações brasileira em geral partir deste ano.

O teste para amostra total conseguiu rejeitar a nula de não cointegração para a especificação do modelo 1 com constante e tendência e do modelo 3 apenas com constante. Para as sub-amostras, entretanto, várias especificações passaram no teste a pelo menos 5% de significância. Os resultados parecem se manter mais ou menos próximos a despeito da amostra selecionado. Com efeito, a elasticidade renda se apresenta próxima à unidade e a elasticidade câmbio é positiva e apresenta magnitude pequena, próxima à zero. Nota-se que a variável de demanda internacional é pouco menor que a unidade nos três modelos. Observa-se também que a variável PIBpot altera de sinal após os pontos de quebra, apresentando por vezes sinal oposto ao esperado. Afinal de contas, esperar-se ia, pelo menos a nível teórico, que quanto maiores os fatores de produção, a produtividade destes, e a infraestrutura geral, maior seria o volume de oferta de exportação para quaisquer preços

**Tabela 16 – Resultados dos Testes de Gregory-Hansen para Cointegração Sujeita a Quebras Estruturais**

**(1990-2014)**

(Variável dependente: lnXind)

Variavel	Modelo 1		Modelo 3	
	GH - C/T		GH - C	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
<b>Constante</b>	-3,66	-6,34	0,46	0,79
-D2002:3	0,35	9,38	-	-
-D2003:1	-	-	0,36	9,40
<b>Tendencia</b>	-0,01	-4,66	-	-
DTendencia	-	-	-	-
<b>lnMind</b>	0,97	10,73	0,91	12,27
<b>lnEind</b>	0,14	2,38	0,14	2,08
<b>lnPIBpot</b>	-	-	-0,84	-5,01
<b>Estatística do teste</b>		-5,34**		-5,31**
<b>R2 ajustado</b>	0,95		0,96	
<b>Durbin-Watson</b>	0,95		0,95	

**(1995-2014)**

(Variável dependente: lnXind)

Variavel	Modelo 1				Modelo 3			
	GH - C/T		GH - C/S/T		GH - C/S		GH - C/S	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
<b>Constante</b>	-4,42	-6,20	5,11	4,72	1,44	2,57	-11,22	-10,60
-D2002:4	0,34	10,08	-	-	0,32	9,69	-	-
-D2004:2	-	-	-9,72	-5,38	-	-	14,07	9,56
<b>Tendencia</b>	-0,01	-6,32	0,02	7,57	-	-	-	-
-DTendencia	-	-	-0,03	-10,24	-	-	-	-
<b>lnMind</b>	1,10	10,71	0,00	0,00	1,05	12,15	-0,03	-0,21
-D2004:2 x lnMind	-	-	0,99	4,65	-	-	0,97	4,99
<b>lnEind</b>	0,08	1,59	-0,30	-3,24	-0,04	-0,62	-0,21	-2,45
-D2004:2 x lnEpw	-	-	0,46	3,41	-	-	0,25	1,93
<b>lnPIBpot</b>	-	-	-	-	-1,08	-7,18	3,52	8,50
D2004:2 x PIBpot	-	-	-	-	-	-	-4,70	-10,75
<b>Estatística do teste</b>		-6,16***		-6,15**		-6,11***		-6,05**
<b>R2 ajustado</b>	0,95		0,97		0,95		0,97	
<b>Durbin-Watson</b>	1,38		1,36		1,37		1,33	

(2003-2014)

(Variável dependente: lnXind)

Variavel	Modelo 1				Modelo 3			
	GH - C/T		GH - C/S/T		GH - C/S		GH - C/S/T	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
<b>Constante</b>	-4,27	-3,47	3,36	0,27	2,63	2,71	109,62	4,88
-D2004:2	0,16	4,19	-	-	0,15	3,91	-	-
-D2004:4	-	-	-7,78	-0,59	-	-	-	-
-D2008:3	-	-	-	-	-	-	-135,20	-5,36
<b>Tendencia</b>	-0,01	-9,00	0,05	0,67	-	-	0,24	4,57
-DTendencia	-	-	-0,06	-0,81	-	-	-0,28	-5,06
<b>lnMind</b>	1,05	7,69	0,06	0,03	1,01	7,83	0,28	0,72
-D2004:4 x lnMind	-	-	0,91	0,43	-	-	-	-
-D2008:3 x lnMind	-	-	-	-	-	-	0,18	0,43
<b>lnEind</b>	0,12	1,42	0,07	0,10	0,00	0,03	0,09	0,43
-D2004:4 x lnEind	-	-	0,16	0,22	-	-	0,09	0,43
-D2008:3 x lnEind	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>lnPIBpot</b>	-	-	-	-	-1,25	-9,35	-22,70	-5,14
D2004:4 x PIBpot	-	-	-	-	-	-	-	-
D2008:3 x PIBpot	-	-	-	-	-	-	26,64	5,62
<b>Estatística do teste</b>		-5,86***		-6,24**		-5,53**		-7,85***
<b>R2 ajustado</b>	0,76		0,82		0,78		0,87	
<b>Durbin-Watson</b>	1,56		1,93		1,50		2,33	

De maneira geral, os resultados obtidos, ainda que algo sensíveis ao método, à especificação e à amostragem, permitem aferir algumas nuances da relação entre as exportações e as demais variáveis explicativas. Primeiramente, a variável de demanda internacional aparece significativa e com magnitude próxima da unidade na maioria dos resultados, o que sugere sua importância como determinante das exportações industriais – resultado em linha com os achados da literatura abordada no capítulo 1. Em segundo lugar, as elasticidades parecem variar ao longo da amostra, sugerindo a presença de não-linearidades relevantes nos modelos. Por vezes, além da mudança de magnitude, o sinal dos coeficientes se alterna, tal qual ocorre com os preços domésticos e internacionais, e o produto potencial. Nota-se que o hiato do produto apresenta coeficientes bastante elevados e com sinal negativo esperado. Apesar de aparecer pouco significativo, os resultados sugerem uma importante influência desta variável sobre a exportação de industrializados. A taxa de câmbio efetiva real parece ser pouco significativa, apresentando baixa elasticidade nos testes de cointegração com quebra e elasticidades um pouco maiores na abordagem de cointegração de Pesaran (1991; 2001), mas ainda assim pouco significativas. Outro aspecto curioso é a tamanha semelhança



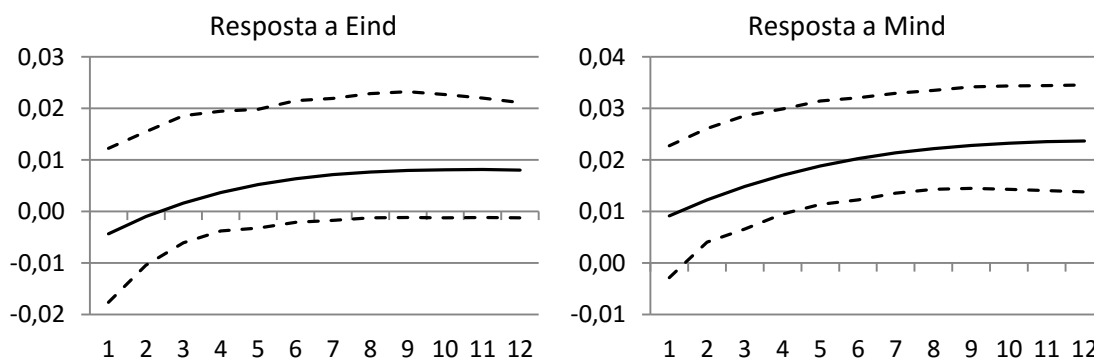
entre os coeficientes dos preços domésticos e internacionais, que aparecem significativos por vezes. Testou-se a igualdade destes coeficientes via teste F, não sendo encontrada evidência significativa da homogeneidade de preços. Uma possível justificativa seria a presença de multicolinearidade entre as séries, que, como podem ser vistas pelo gráfico 12, apresentam movimentos de longo prazo semelhantes.

Uma análise VAR para os três modelos até aqui tratados confirma o diagnóstico geral obtido pelos métodos uniequacionais empregados acima. O que julga-se ser relevante, tendo em vista que no vetor autorregressivo as variáveis do modelo são endogeneizadas e impactam umas às outras, ainda que as relações contemporâneas estejam sujeitas à matriz de identificação adotada na forma estrutural do VAR. Com efeito, a identificação adotada no VAR estrutural considera que as exportações sofrem efeito contemporâneo da demanda mundial e dos preços, com estes últimos não sofrendo efeito instantâneo à choques nas exportações. A especificação do VAR se deu em conformidade com os critérios de informação de Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e Akaike (AIC). Importante salientar que a presença de variáveis com diferentes ordens de integração no VAR não gerou preocupação. Conforme Lutkepohl (2004) e Cavalcanti e Napoleão (2010), mesmo na presença de processos integrados, as FRI de modelos VAR podem ser calculadas e interpretadas de maneira usual. Ademais, as funções de resposta ao impulso apresentaram o comportamento esperado conforme a discussão teórica do capítulo 1, o que confere mais segurança aos resultados.

Para o modelo 1, os critérios HQ e SC apontam para 1 *lag* e o AIC para 3 *lags*. Ambas as especificações apresentam problema quanto a normalidade dos resíduos e quanto a heterocedasticidade. Há também presença de autocorrelação pelo teste Breusch-Godfrey, que não se verifica no teste de Portmanteau (Ljung-Box). Seria necessária a inclusão de demasiadas defasagens para corrigir tais problemas, que não foi considerada devido à perda indesejada de graus de liberdade. Como ambas as especificações apresentam o mesmo diagnóstico dos resíduos e como os exercícios de função resposta ao impulso (FRI) apresentam resultados qualitativos bastante semelhantes, optou-se por ilustrar a especificação mais parcimoniosa com 1 defasagem. Os resultados são vistos no gráfico 17 abaixo. O efeito da taxa de câmbio efetiva real sobre as exportações industriais é positivo e de magnitude pequena, enquanto a demanda mundial apresenta efeito positivo e consideravelmente mais forte, além de significativo a 10%.

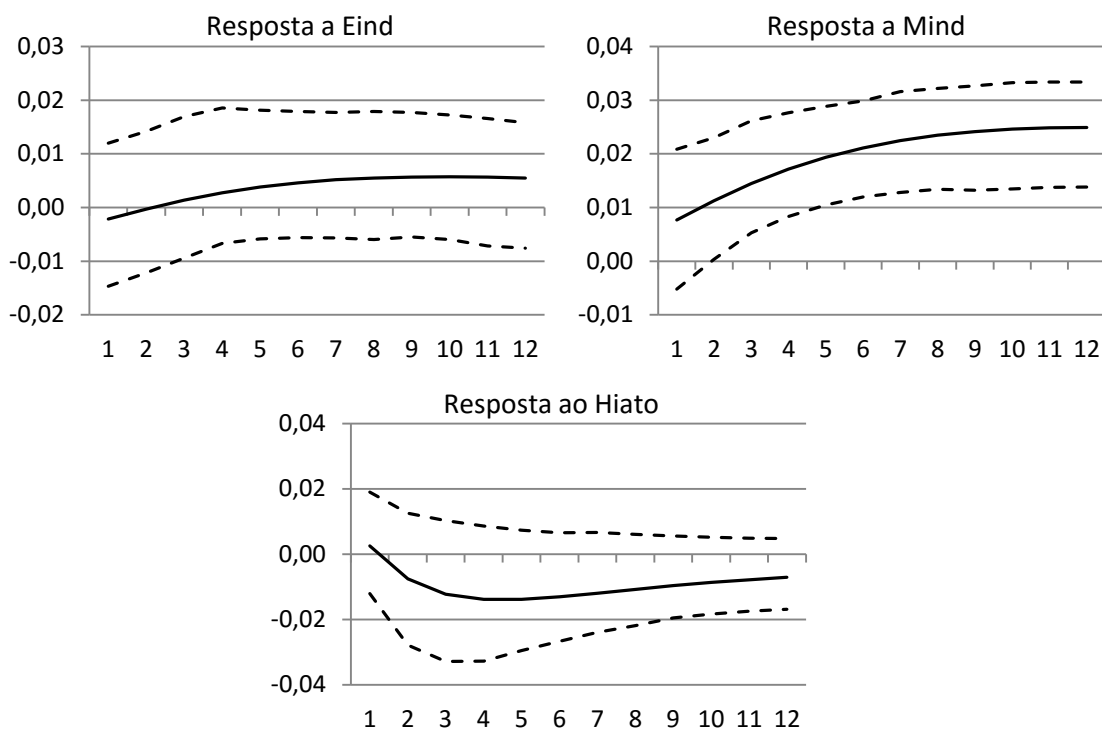
Incluindo o hiato do produto na especificação (modelo 2), os resultados para Eind e Mind se mantêm. Os choques em ambas as variáveis resultam em respostas positivas, significativas e fortes para a demanda mundial; e em respostas positivas, fracas e não significativas para a taxa de câmbio efetiva real. O Hiato do produto apresenta efeito não significativo a 10%, mas o sinal do efeito é negativo e de impacto mediano - numericamente maior que o câmbio e menor que a demanda mundial. Todos os resultados, mostrados no gráfico 18, estão em conformidade com o esperado pela teoria discutida no capítulo 1. Por sua vez, os resultados do modelo contendo o produto potencial (modelo 3) também possuem os sinais esperados. A demanda mundial é positiva e significativa; a taxa de câmbio efetiva real é próxima de 0, alternando o sinal do impacto em alguns períodos a frente. O padrão observado nos modelos uniequacionais é observado também no VAR – o efeito do choque na demanda mundial perde magnitude após a inclusão do produto potencial no modelo.

**Gráfico 14** – Resposta das Exportações Industriais a Choques na Demanda Mundial e na Taxa de Câmbio Efetiva Real (Modelo 1)



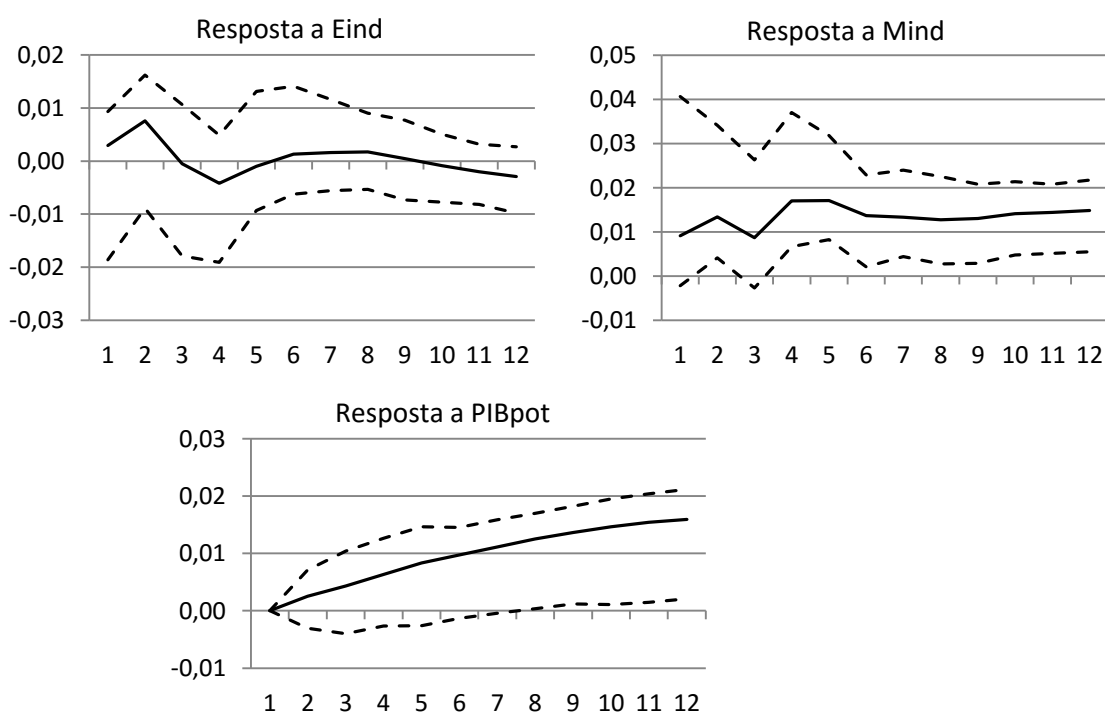
Obs: As linhas com marcadores são as estimativas pontuais da FRI; as linhas sem marcadores mostram o intervalo de confiança a 90%.

**Gráfico 15** – Resposta das Exportações Industriais a Choques na Demanda Mundial, na Taxa de Câmbio Efetiva Real, e no Hiato do Produto (Modelo 2)



Obs: As linhas com marcadores são as estimativas pontuais da FRI; as linhas sem marcadores mostram o intervalo de confiança a 90%.

**Gráfico 16** – Resposta das Exportações Industriais a Choques na Demanda Mundial, na Taxa de Câmbio Efetiva Real, e no Produto Potencial (Modelo 3)



Obs: As linhas com marcadores são as estimativas pontuais da FRI; as linhas sem marcadores mostram o intervalo de confiança a 90%.

### 3.4) Funções de exportação para bens básicos (commodities)

Para as exportações de básicos, são utilizadas as especificações do modelo 1 –  $X_{bas}$ ,  $M_{bas}$ ,  $E.P^w$ ,  $P^b$  - e do modelo 3 -  $X_{bas}$ ,  $M_{bas}$ ,  $E.P^w$ ,  $P^b$ ,  $PIB_{pot}$ . O modelo contendo o hiato do produto é deixado de lado visto que é razoável supor que as exportações de commodities tenham pouco a ver com o ciclo da economia interna, os setores de soja, minérios e petróleo – que representam o grosso das exportações de básicos – são atividades já dirigidas ao mercado externo, havendo pouca margem para orientação dessa produção para o mercado doméstico. A estratégia de estimação aqui é análoga ao caso dos industrializados, com a diferença de que no caso dos básicos os testes de raiz unitária apontam para a estacionariedade de todas as séries, à exceção do produto potencial. Dessa forma, não sendo aconselhável a aplicação do teste de cointegração de Gregory-Hansen, a relação de longo prazo será obtida pela análise de cointegração de Pesaran (1999, 2001), que se baseia em um ARDL tradicional e, portanto, continua válida para o caso de variáveis estacionárias em nível.

A seleção dos *lags* dos modelos se dá pelo menor valor dos critérios de informação. Para o modelo 1 foram selecionados 2 e 5 defasagens, exatamente o mesmo resultado para o modelo 3. Nenhum dos modelos apresenta evidência de autocorrelação serial e nem variáveis  $I(2)$ , que são condições para o método de Pesaran (1999, 2001). Também foi testada uma especificação contendo uma *dummy* que toma valor 1 a partir de 2002:3, em virtude da nítida quebra de nível observada nas exportações de básicos a partir deste ponto (gráfico 10). Para o modelo 1 são selecionados os *lags* 2 e 4, já o os *lags* para o modelo 3 com e sem *dummy* são exatamente os mesmos. Os resultados são ilustrados na tabela 17 abaixo. Vale notar que os resíduos foram testados para todos os modelos selecionados e parecem ruídos brancos. Isto é esperado tendo em vista a escolha *ad-hoc* dos *lags* dos modelos.

**Tabela 17 – Critérios de Informação para Seleção das Defasagens do ARDL**

Lags	Modelo 1			Modelo 3			Modelo 1 (dummy)			Modelo 3 (dummy)		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
2	-1,88	-1,46*	-1,71*	-1,87	-1,34*	-1,66*	-1,96	-1,51*	-1,78*	-2,01	-1,46*	-1,79*
3	-1,88	-1,35	-1,66	-1,91	-1,24	-1,64	-1,96	-1,4	-1,73	-2,07	-1,37	-1,79*
4	-1,95	-1,30	-1,69	-1,96	-1,15	-1,63	-2,01*	-1,34	-1,74	-2,11	-1,27	-1,77
5	-1,96*	-1,20	-1,65	-2,00*	-1,05	-1,62	-1,99	-1,20	-1,67	-2,14*	-1,16	-1,74
6	-1,94	-1,08	-1,60	-1,94	-0,85	-1,50	-1,96	-1,06	-1,60	-2,10	-0,97	-1,64

**Tabela 18** – Teste de Fronteira (*F-statistics*) para a Existência de Relação de Longo Prazo em Nível entre Xbas, Mbas, E.P<sup>w</sup>, P<sup>b</sup>, PIBpot

Especificação	Modelo 1	Modelo 3	Modelo 1 (dummy)	Modelo 3 (dummy)
ARDL(2,2,2,2)	1,15 <sup>a</sup>	1,36 <sup>a</sup>	4,28 <sup>c*</sup>	3,95 <sup>c*</sup>
ARDL (4,4,4,4)	-	-	5,64 <sup>c***</sup>	-
ARDL (5,5,5,5)	4,94 <sup>c**</sup>	2,85 <sup>b</sup>	-	5,23 <sup>c***</sup>

<sup>a</sup> indica que a estatística F se situa abaixo do limite inferior a 10% de significância;

<sup>b</sup> indica que a estatística F se situa entre os limites de fronteira a 10%;

<sup>c</sup> indica que a estatística F se situa acima do limite superior a 10%;

\*\*\*, \*\*, \* Rejeita a 1%, 5%, e 10%.

A aplicação do teste de fronteira revela que, para os casos sem a inclusão da dummy de 2002:3, foi possível encontrar uma relação de longo prazo significativa a 5% para o modelo 1 com 5 lags, enquanto o modelo 3 com 5 lags produz um resultado inconclusivo a 10%. Os modelos contendo *dummy* apresentam maiores evidências de relação de longo prazo entre as variáveis. Com efeito, o modelo 1 passa a rejeitar a hipótese nula a 10% com 2 lags e a 1% com 4 lags, enquanto o modelo 3 rejeita a 10% com 2 lags e a 1% com 5 lags.

Os resultados para as estimativas dos coeficientes de longo prazo são vistos na tabela 19, onde são apresentados os resultados para as especificações que apresentaram pelo menos resultado inconclusivo no teste de fronteira. Apesar de atestar cointegração a 5%, o termo de correção de erro no modelo 1 não possui sinal esperado e nem significância estatística, o que coloca em cheque a validade dos resultados. Por outro lado, apesar de o modelo 3 sem *dummy* apresentar resultado inconclusivo para o teste de fronteira, o termo de correção de erro significativo e negativo corrobora a hipótese de cointegração. Com efeito, observa-se que a inclusão do produto potencial se mostra altamente significativa e com alto coeficiente – 2,40. Importante notar que o coeficiente da elasticidade renda diminui sobremaneira quando se inclui PIBpot no modelo, além de perder significância estatística. O mesmo ocorre com as elasticidades preço, que deixam de ser significativas e têm seus coeficientes reduzidos.

**Tabela 19** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo entre Xbas, Mbas, E.P<sup>w</sup>, P<sup>b</sup> e PIBpot na Amostra 1990-2014

Modelo	Lags	Mbas		E.P <sup>w</sup>		Pb		PIBpot		ECT(-1)		Dummy	
		Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.
1	5	4,84	0,01	1,03	0,01	-1,04	0,01	-	-	0,00	0,97	-	-
3	5	0,81	0,28	0,21	0,72	-0,22	0,72	2,40	0,03	-0,64	0,00	-	-

As *dummies* de nível incluídas em 2002:3 se mostram altamente significativas, mas parecem não afetar muito os resultados anteriores. Seu principal efeito parece ser em reduzir a magnitude dos coeficientes das variáveis explicativas. A inclusão do produto potencial novamente se mostra altamente significativa, apresentando elevados coeficientes – 2,61 e 2,33 – e reduzindo drasticamente a elasticidade renda. As elasticidades preço continuam a se mostrar muito próximas e não significativas. Com efeito, desta vez o teste F não rejeitou a igualdade dos coeficientes dos preços para nenhuma especificação contendo dummy. Há, entretanto, que se ter cautela com a interpretação dos resultados, pois embora a hipótese nula de não cointegração tenha sido rejeitada, os termos de correção de erros não corroboram tal hipótese.

**Tabelas 20** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo na Amostra 1990-2014 com inclusão da Dummy em 2002:3

Modelo	Lags	Mbas		E.P <sup>w</sup>		Pb		PIBpot		ECT(-1)		Dummy	
		Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.
1	2	1,35	0,11	0,02	0,95	-0,02	0,93	-	-	-0,02	0,83	0,15	0,01
1	4	2,27	0,00	0,09	0,68	-0,11	0,60	-	-	0,00	0,96	0,14	0,01
3	2	0,12	0,81	0,54	0,19	-0,54	0,19	2,61	0,01	-0,06	0,46	0,21	0,01
3	5	0,69	0,15	0,32	0,41	-0,34	0,40	2,33	0,00	0,04	0,68	0,19	0,00

Em virtude da quebra ocorrida nas variáveis de preço em 1994, partiu-se para uma análise na sub-amostra 1995-2014. A tabela 21 abaixo resume as ordens de defasagens selecionadas para os modelos 1 e 3 na sub-amostra, contendo ou não a *dummy* referente a quebra de nível em 2002:3. O modelo 1 com 3 lags e com 2 lags e *dummy* apresentam resultados inconclusivos no *bounds testing*, enquanto os demais rejeitam a hipótese nula a pelo menos 5 %. Uma vez mais, os resultados atestam a elevada significância estatística da variável PIBpot, que apresenta elasticidade pouco maior que a unidade. A elasticidade renda, em geral, é menor que na amostra total e sistematicamente não significativa. Por outro lado, os preços continuam a não apresentar significância, mas os coeficientes deixam de ser quase idênticos.

**Tabela 21** – Estimativas para as Relações de Longo Prazo  
na Sub-amostra 1995-2014

Modelo	Lags	Mbas		E.P <sup>w</sup>		Pb		PIBpot		ECT(-1)		Dummy	
		Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.
1	2	0,42	0,52	0,13	0,40	0,42	0,11	-	-	-0,29	0,04	0,12	0,02
1	3	0,28	0,79	0,47	0,02	0,44	0,24	-	-	-0,32	0,01	-	-
1	3	0,42	0,58	0,22	0,15	0,43	0,11	-	-	-0,32	0,04	0,09	0,09
3	2	0,21	0,46	-0,05	0,84	0,42	0,05	1,13	0,01	-0,47	0,01	-	-
3	2	0,25	0,41	-0,04	0,87	0,34	0,15	1,25	0,01	-0,33	0,05	0,07	0,22

Adicionalmente, foram testados os mesmos modelos (1 e 3) com a especificação contendo as variáveis de preço condensadas numa única variável – i.e., na taxa de câmbio real efetiva. À exceção do modelo 3 com 2 lags, cujo resultado do teste de fronteira foi inconclusivo, todas as demais especificações apresentaram estatística de teste que se situou acima da fronteira superior a pelo menos 5% de significância. Entretanto, somente as especificações do modelo 3 na amostra 1990-2014 apresentaram termos de correção de erro significativos e negativos. Os resultados são vistos na tabela 22 abaixo.

Na amostra 1990-2014, as elasticidades renda são de elevada magnitude no modelo 1, mas, novamente, são bastante reduzidas quando se inclui o PIBpot (modelo 3), que, por sinal, é sistematicamente significativo e de coeficiente elevado. A taxa de câmbio efetiva real apresenta sinal negativo e significativo no modelo 3. Na amostra 1995-2014, a elasticidade renda é elevada e significativa no modelo 1, mas perde significância e magnitude quando se inclui o produto potencial, que segue elevado e altamente significativo. O câmbio efetivo real se mostra negativo, e por vezes significativo. As inferências nos modelos na sub-amostra 1995-2014 são, contudo, invalidadas por não apresentarem termos de correção de erro adequados.

**Tabela 22** – Resultados de Longo Prazo Contendo Explicitamente a  
Taxa de câmbio Efetiva Real

	Modelo	Lags	ECT(-1)		Mbas		Ebas		PIBpot		Dummy	
			Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.	Coef.	p-val.
1990-2014	1	5	-0,02	0,60	5,81	0,00	1,95	0,04	-	-	-	-
	1	5	0,06	0,57	2,65	0,00	0,53	0,19	-	-	0,09	0,16
	3	3	-0,13	0,27	0,21	0,07	-0,44	0,04	1,44	0,00	0,25	0,00
	3	4	-0,43	0,00	0,67	0,00	-0,26	0,47	1,78	0,04	-	-
	3	5	-0,39	0,03	0,93	0,00	-0,09	0,83	1,83	0,08	-	-
1995-2014	1	2	-0,06	0,52	1,43	0,07	-0,16	0,45	-	-	0,18	0,00
	3	2	0,37	0,02	0,62	0,22	-0,34	0,23	1,64	0,03	-	-
	3	2	0,18	0,17	0,28	0,42	-0,52	0,01	1,21	0,02	0,22	0,00
	3	5	0,01	0,93	-0,68	0,12	-0,51	0,02	2,07	0,00	0,27	0,00

A partir dos resultados ilustrados acima, é possível aferir algumas evidências a respeito das exportações brasileiras de básicos. Primeiramente, o produto potencial da economia brasileira parece ser um importante – e talvez o mais- importante fator determinante das exportações de commodities. A variável é significativa e apresenta alto coeficiente em todas as especificações testadas. O fato de as elasticidades serem positivas e se situarem acima da unidade pode sugerir um viés pró-comercial da economia brasileira nesta categoria de produto<sup>59</sup>, que parece ser razoável dada a inserção histórica do Brasil no comércio internacional. Ou seja, na medida em que cresce a capacidade produtiva do país, crescem ainda mais as exportações desta categoria. Em segundo lugar, a demanda mundial por commodities apresentou por diversas vezes um coeficiente não significativo. A elasticidade quanto a demanda mundial é reduzida substancialmente quando se inclui o produto potencial no modelo, sugerindo que a demanda mundial seja menos determinante que o PIBpot quanto às principais variáveis explicativas das exportações de commodities. Ademais, os preços domésticos e internacionais não parecem ser determinantes importantes, haja vista sua sistemática insignificância estatística nos modelos. O mesmo se aplica à taxa de câmbio efetiva real, que se mostrou pouco significativa e por diversas vezes apresentou um sinal negativo não esperado<sup>60</sup>.

<sup>59</sup> Zini Jr. (1988) traz uma discussão a respeito da magnitude e do sinal do coeficiente da variável PIBpot e a orientação comercial de um país.

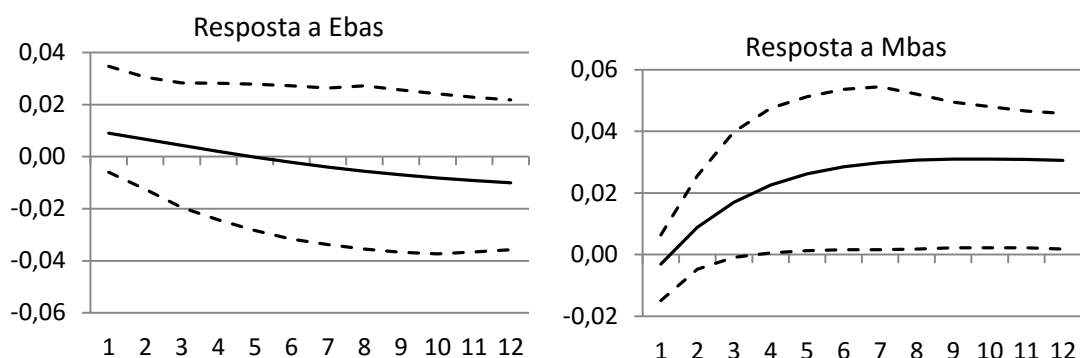
<sup>60</sup> Por mais que a nível teórico se esperasse um sinal positivo, o sinal negativo não surpreende tanto, haja vista a discussão do capítulo 2 - Com efeito, o *boom* das exportações de básicos coincide com um período de forte valorização cambial (2002-2010).



Uma análise VAR complementar apresentou, em linhas gerais, resultados qualitativos semelhantes aos obtidos pela análise de cointegração por *bounds testing*. A identificação adotada no VAR estrutural considera que as exportações sofrem efeito contemporâneo da demanda mundial e dos preços, com estes últimos não sofrendo efeito instantâneo de choques nas exportações. O número de defasagens escolhidas se deu em conformidade com os critérios de informação de Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e Akaike (AIC). Uma vez mais, vale ressaltar que a presença de variáveis com diferentes ordens de integração no VAR não gerou preocupação, tendo em vista que, mesmo na presença de processos integrados, as FRI de modelos VAR podem ser calculadas e interpretadas de maneira usual (Lutkepohl, 2004; Cavalcanti e Napoleão, 2010).

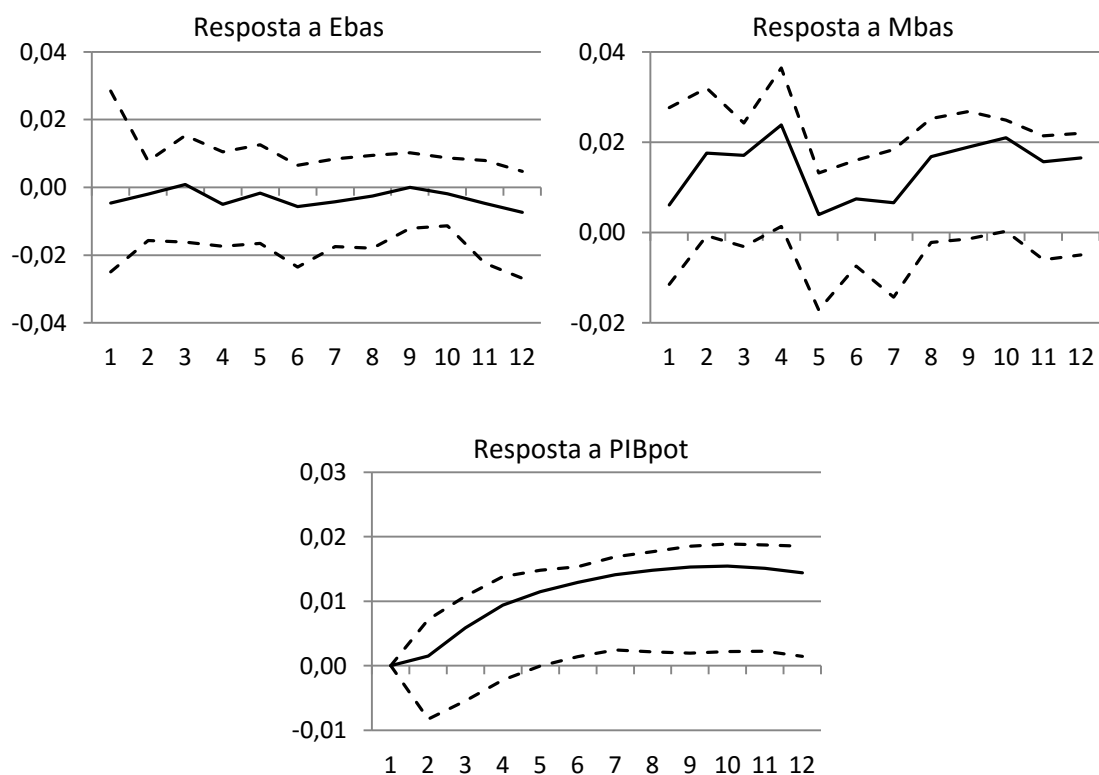
Para o modelo 1, os critérios HQ e SC apontam para 1 *lag* e o AIC para 6 *lags*. Como os exercícios de função resposta ao impulso (FRI) apresentam resultados qualitativos bastante semelhantes, optou-se por ilustrar a especificação mais parcimoniosa com 1 defasagem. Os resultados são vistos no gráfico 17 abaixo. O efeito da taxa de câmbio efetiva real sobre as exportações de básicos parece pequeno e positivo inicialmente, se tornando negativo a partir do sexto período a frente. Já a demanda mundial apresenta efeito positivo e consideravelmente mais forte, além de significativo a 10%. Incluindo o produto potencial na especificação (modelo 3), os resultados se alteram. Os choques na demanda mundial resultam em respostas positivas, mas não significativas a 10%; enquanto choques na taxa de câmbio efetiva real resultam em respostas negativas bastante pequenas, e novamente não significativas. Já o produto potencial apresenta efeito significativo a 10%, o sinal do efeito é positivo e de impacto razoável. Em linhas gerais, o impacto da variável de demanda nas exportações parece perder magnitude com a introdução de PIBpot no modelo, e o sinal da resposta de choques no câmbio parece alternar de sinal.

**Gráfico 17 - Resposta das Exportações de Básicos a Choques na Demanda Mundial e na Taxa de Câmbio Efetiva Real (Modelo 1)**



Obs: As linhas com marcadores são as estimativas pontuais da FRI; as linhas sem marcadores mostram o intervalo de confiança a 90%.

**Gráfico 18 - Resposta das Exportações de Básicos a Choques na Demanda Mundial Taxa de Câmbio Efetiva Real, e no Produto Potencial (Modelo 3)**



Obs: As linhas com marcadores são as estimativas pontuais da FRI; as linhas sem marcadores mostram o intervalo de confiança a 90%.

## Considerações Finais

O presente trabalho buscou contribuir para a literatura brasileira sobre funções de exportação mediante, sobretudo, a adição de novos dados e nova investigação econométrica no tema. Diversos trabalhos na literatura explorada buscaram explicar o comportamento das exportações desagregadas mediante séries de demanda e preço bastante agregadas. Precisamente por isto, foram construídas no âmbito da pesquisa tanto séries trimestrais de demanda externa por básicos e industrializados, quanto série trimestrais de taxa de câmbio efetiva real para estas categorias, que levam em conta a diversidade de parceiros comerciais do Brasil e os preços específicos a cada uma destas categorias. Por sua vez, a abordagem econométrica empregada procurou fazer justiça às propriedades estocásticas das séries temporais relevantes. A abordagem de cointegração por *bounds testing* de Pesaran (1999, 2001) permitiu testar para relação de longo prazo em modelos contendo séries integradas de ordem zero e um -  $I(0)$  e  $I(1)$ , o que foi especialmente importante em vista dos resultados conflitantes obtidos com a aplicação de testes de raiz unitária. De maneira mais geral, esta abordagem permitiu também contornar o conhecido problema do baixo poder dos testes de raiz unitária, especialmente diante de pequenas amostras e quebras estruturais. Quando possível, também foi utilizado o teste de Gregory e Hansen (1996), que incorpora quebras no vetor de cointegração. Finalmente, como forma de aferir as relações entre as variáveis de interesse em um contexto onde todas elas estão endogeneizadas, foi feita uma análise por modelo vetorial autoregressivo (VAR).

Os resultados das estimações para as exportações de produtos industrializados, vale notar, são algo sensíveis quanto à amostra utilizada. Esta constatação corrobora as suspeitas de que as quebras presentes são relevantes e que a abordagem de *bounds testing* de Pesaran (1999; 2001) é sensível a estas. As estimativas para a elasticidade renda envolvendo a amostra total (1990-2014) são significativas em geral e se situam muito próximas à unidade. As elasticidades quanto aos preços domésticos e internacionais variam bastante com respeito à especificação e são quase sempre não significativas, mas o que chama atenção é o fato de os coeficientes dos preços serem quase idênticos a despeito da especificação. Não foi possível, entretanto, confirmar a hipótese de homogeneidade de preços pelo teste F. O hiato do produto parece ter um efeito substancial, haja vista os elevados coeficientes obtidos. Mas a não significância desta variável torna dúbia qualquer interpretação dos resultados. O produto potencial também não apresenta significância, mas suas estimativas são em geral pequenas. A análise de cointegração por Gregory-Hansen, que leva explicitamente em consideração

quebras no vetor de cointegração, confirmam em parte estes resultados. A elasticidade renda é significativa e se situa próxima à unidade, a elasticidade câmbio é positiva e pequena, já o produto potencial não se mostra significativo. Ademais, quando sujeitos a quebras, as elasticidades por vezes oscilam substancialmente. Vale destacar que o sinal dos coeficientes é definido e amparado pela fundamentação teórica. Em linhas gerais, pode-se aferir a partir dos resultados que a demanda mundial e o hiato do produto sejam variáveis cujo impacto nas exportações de industrializados sejam mais expressivos, enquanto os preços e câmbio possuem impacto geralmente menor e sujeito a insignificância estatística mais frequentemente. Aparentemente, inclusive, os resultados das funções de resposta ao impulso nos VAR's empregados corroboram os resultados qualitativos da análise univariada.

A interpretação dos resultados dos modelos para exportação de básicos requer a ressalva de que o mais apropriado seria a adoção de um modelo de bem homogêneos substitutos perfeitos. Apesar disso, os resultados das estimações dos modelos para bens diferenciados revelam detalhes interessantes. A demanda mundial e o produto potencial parecem ser importantes variáveis explicativas para as exportações de básicos. Com efeito, a elasticidade renda apresenta coeficiente significativo e maior que a unidade em geral. A introdução da variável de produto potencial no modelo, contudo, retira importância relativa da demanda mundial. A rigor, as elasticidades renda caem substancialmente quando da inclusão da variável PIBpot. Esta última, por sinal, é sistematicamente significativa e apresenta elasticidade maior que a unidade, por vezes apresentando elasticidade maior que 2. Ou seja, na medida em que cresce a capacidade produtiva do país, crescem ainda mais as exportações desta categoria. Tais resultados são razoáveis dada a histórica orientação primário-exportadora da economia brasileira. Ademais, os preços domésticos e internacionais apresentam sistematicamente insignificância estatística. O mesmo se aplica à taxa de câmbio efetiva real, que se mostrou pouco significativa e por diversas vezes apresentou um sinal negativo não esperado. Em linha geral, os resultados nos modelos VAR's são bastante semelhantes, já que as respostas das exportações à choques nas referidas variáveis explicativas possuem mesmo sinal. Novamente, requer-se cautela, em especial com as variáveis de preço, pois commodities deveriam ser tratadas em um modelo de preço único, de bens substitutos perfeitos. Ainda são necessários, contudo, maiores esforços de pesquisa neste sentido.

## Referências

- BLOEM, A. M., DIPPELSMAN, R. J., MAEHLE, R. J. (2001), "Quarterly National Accounts Manual-Concepts, Data Sources, and Compilation", International Monetary Fund, Washington-DC.
- BRAGA, H. C., MARKWALD, R. A. (1983), "Funções de Oferta e de Demanda das Exportações de Manufaturados no Brasil: Estimação de um Modelo Simultâneo". IPEA TD n° 57.
- CARDOSO, E. e DORNBUSCH, R. (1980), "Uma Equação para as Exportações Brasileiras de Produtos Manufaturados", Revista Brasileira de Economia, 34(3).
- CASTILHO, M. e LUPORINI, V. (2009), "A Elasticidade-Renda do Comércio Regional de Produtos Manufaturados". Textos para Discussão, CEPAL/IPEA.
- CASTRO, A. S. e CAVALCANTI, M. A. F.H. (1998), "Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil - 1955/95", Pesquisa e Planejamento Econômico 28(1), p. 1-68.
- CAVALCANTI, M.A.F.H. e RIBEIRO, F.J., 1998, "As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes", IPEA TD n545.
- CAVALCANTI, M.A.F.H. e SILVA, N.L.C. (2010). "Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008", Economia Aplicada, vol.14, nº4, p. 391-418.
- CLEMENTS, M. P. e HENDRY, D. F. (2006). Forecasting with Breaks, Handbook of Economic Forecasting, Vol. 1, Chapter 12, p. 605-657.
- DAGUM, E. B. and CHOLETTE P. A. Benchmarking, Temporal Distribution, and Reconciliation Methods for Time Series. Lecture Notes in Statistics. Springer-Verlag, New York, 2006. [p80, 82]
- DENTON, F. T. Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization. Journal of the American Statistical Association, v. 66, n. 333, p. 99-102, 1971.
- ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", Econometrica, 55(2), 251-76.
- GOLDFELD, S. M. and QUANDT, R. E (1973), "A Markov Model for Switching Regressions," Journal of Econometrics 1, 3-16.
- GOLDSTEIN, M., KHAN, M. S. (1978), "The supply and demand for exports: a simultaneous approach". The Review of Economics and Statistics, 60(2), p. 257-86.
- GOLDSTEIN, M., KHAN, M. S. (1985), "Income and Price Effects in Foreign Trade", in: JONES, R. W., KENNEN, P. B. (eds). Handbook of International Economics, vol. II, Amsterdam, North Holland.

- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. (1974), "Spurious regressions in econometrics". *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- GREGORY, A.W. & HANSEN, B. E. (1996a), 'Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts', *Journal of Econometrics* 70(1), 99–126.
- GREGORY, A.W. & HANSEN, B. E. (1996b), "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, n 3, 555-560.
- HAMILTON, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica* 57, 357-384.
- HAMILTON, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- IGLESIAS, R. (2001), "Baixo dinamismo das exportações de produtos industrializados ou baixo crescimento da produção industrial?", *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, n.67.
- KANNEBLEY JR., S. (2002), "Desempenho Exportador Brasileiro Recente e Taxa de Câmbio Real: Uma Análise Setorial", *Revista Brasileira de Economia*, FGV/EPGE, vol. 56(3).
- KANNEBLEY JR., S, PRINCE, D., SCARPELLI, M. C. (2011), "Histerese e e Comércio Exterior de Produtos Industrializados Brasileiros", *Pesquisa e Planejamento Econômico* 41(3), p. 397-432.
- LALL, S. (2000). The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98. *Oxford development studies*, 28(3), 337-69.
- LEE, J. & STRAZICICH, M. C. (2003), 'Minimum Im unit root test with two structural breaks', *The Review of Economics e Statistics* 84(4), 1082–89.
- LOPES, F. L. e LARA RESENDE, A. (1981), "Inflação e Balanço de Pagamentos: Uma Análise Quantitativa das Opções de Política Econômica", PUC-RJ, Relatório de Pesquisa.
- LUTKEPOHL, H. (2004), "Vector autoregressive and vector error-correction models, in *Applied Time Series Econometrics*", Cambridge University Press.
- MARKWALD, R. (2014), "Inserção do País na economia mundial: Qual a singularidade do Brasil?". *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, n118.
- NONNENBERG, M. B., PADRON, A. S., ARAUJO, B. C., FERREIRA, P. A. A. (2015). Novos cálculos da taxa efetiva real de câmbio para o Brasil. *Carta de Conjuntura*, Ipea, Brasília, nº 28.
- PAIVA, C. (2003), "Trade Elasticities and Market Expectations in Brazil", *IMF Working Paper* 140.
- PERRON, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, p.1361-1401

PERRON, P. (2005). Dealing with Structural Breaks, Handbook of Econometrics: Econometric Theory, Vol. 1, Chapter 8, p. 278-252.

PESARAN, M. H., SHIN, Y. (1999), “An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis”, Chapter 11 in S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press, Cambridge.

PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R. J., (2001), “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.

PORTUGAL, M. S. (1993), ‘A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras’, *Pesquisa e Planejamento Econômico* 23(2), 313–48.

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

REIS, E. J. (1979), “Estimação de Equações de Exportações”, IPEA/INPES, mimeo.

RIBEIRO, L. S., (2006), “Dois Ensaio sobre a Balança Comercial Brasileira: 1999/2005”. Dissertação de Mestrado, PUC-Rio – Certificação Digital nº 0410597/CD.

SAPIENZA, L. D. (2006), “Análise do Desempenho da Balança Comercial Brasileira – Estimativas das Elasticidades das Funções da Oferta de Exportação e da Demanda de Importação (1980/2006)”. Dissertação de Mestrado, FGV-EESP.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF G. C.; GOUVÊA R. R. (2012), “Estimativas da função de exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais (1995-2009)”, *Economia Aplicada*, v. 16, n.1, p. 167-196.

STOCK, J. H. (1994), “Unit Roots, Structural Breaks and Trends”, Chapter 46 in ENYLE, R. F. e McFADDEN, D. L., *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Elsevier.

ZIVOT, E. & ANDREW, D. W. K. (1992), ‘Further evidence on the great crash, the oil-price shock, e the unit-root hypothesis’, *Journal of Business e Economic Statistics* 10(3), 251–70.

ZINI JR., A. A., (1988), “Funções de exportação e de importação para o Brasil”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 3, p. 615-662.

