UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

O BRASIL PEGOU A DOENÇA HOLANDESA?

Cristiano Ricardo Siqueira de Souza

Orientador: Prof. Dr. Fábio Kanczuk

SÃO PAULO
2009

Profa. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

CRISTIANO RICARDO SIQUEIRA DE SOUZA

O BRASIL PEGOU A DOENÇA HOLANDESA?

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Fábio Kanczuk

SÃO PAULO

2009

FICHA CATALOGRÁFICA
Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Souza, Cristiano Ricardo Siqueira de
O Brasil pegou a doença holandesa? / Cristiano Ricardo Siqueira de Souza. -- São Paulo, 2009.
142 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2009.
Bibliografia.

1. Economia internacional 2. Exportação 3. Recursos naturais – Exploração 4. Manufatura 5. Câmbio (Economia) – Variação
I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 337

À minha esposa Sylvia,
sempre presente.

Agradeço à minha esposa Sylvia, por toda a paciência e apoio irrestrito durante o período de aprendizado do doutorado.

Agradeço aos meus pais, pelas sólidas formações intelectual e moral, que possibilitaram meu contínuo desenvolvimento e minha chegada a este estágio.

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Fábio Kanczuk, pela dedicação, interesse e auxílio na elaboração desta tese.

Agradeço a grandes amigos por muitas coisas. Ao Celso Toledo, por todas as oportunidades ao longo da vida profissional. Ao Carlos Eduardo Soares Gonçalves, pelas conversas prazerosas e pelo aprendizado em economia. Ao Alexandre Schwartsman, pela paciência na leitura e correção de partes deste trabalho, mas principalmente pelas ricas discussões econômicas, literárias, cinematográficas, televisivas e, é claro, futebolísticas. À Zeina Latif e à Tatiana Pinheiro, pelo companheirismo e pela ajuda na vida profissional e em etapas deste trabalho.

“Penso que um autor deve intervir o menos possível na elaboração da sua obra. Deve procurar ser um amanuense do Espírito ou da Musa (ambas as palavras são sinônimas), e não das suas opiniões, que são o que de mais superficial nele existe. Assim o entendeu Rudyard Kipling, o mais ilustre dos escritores comprometidos. A um escritor, disse-nos, é-lhe dado inventar uma fábula, não a moralidade dessa fábula.“

Jorge Luis Borges

RESUMO

De acordo com um ramo da literatura de comércio internacional, aumento expressivo nos preços de recursos naturais pode causar forte crescimento na receita de exportação desses bens, que causaria apreciação da taxa real de câmbio e perda de competitividade das exportações e da produção de bens manufaturados. Em casos extremos, haveria encolhimento desse setor, efeito esse denominado desindustrialização. Esse conjunto de efeitos é comumente denominado doença holandesa.

A apreciação da taxa de câmbio no Brasil, experimentada a partir de 2003, gerou debate entre economistas, acadêmicos ou não, a respeito da possível ocorrência de sintomas da doença holandesa no Brasil. A maior parte desses trabalhos e opiniões se amparou em observações dos dados para tomar posição a favor ou contra a ocorrência do fenômeno, sem aparente consenso.

Este trabalho busca testar a hipótese do país ter apresentado sintomas da doença holandesa no período de 1999 a 2008 e contribuir com a literatura através do emprego de técnicas econométricas tradicionalmente observadas em trabalhos sobre o tema, abordagem essa distinta e inédita para o caso brasileiro. A estimação de relações de cointegração (VECM) mostrou ligação positiva entre preços de *commodities* e a taxa real de câmbio no Brasil, principalmente a partir de 2003, porém não corroborou a relação negativa entre os mesmos e exportações e produção de bens manufaturados que seria necessária na ocorrência da doença holandesa. O emprego da equação de gravitação para analisar a ligação entre esses preços e as exportações de bens manufaturados em um painel de 172 países tampouco encontrou indícios da ocorrência desse fenômeno. Concluiu-se, portanto, que entre 1999 e 2008 não há evidências indicativas de que o Brasil tenha apresentado os sintomas da doença holandesa.

ABSTRACT

According to a branch of the literature on international trade, a boom in the price of natural resources could lead to a surge in revenues with the exports of such goods, which would appreciate the real exchange rate and cause a loss of competitiveness in exports and production of manufactured goods. In extreme cases, the manufacturing sector could shrink, thus amounting to a phenomenon known as deindustrialization. The whole of those effects is commonly referred to as Dutch Disease.

The appreciation of the exchange rate in Brazil, experimented from 2003 onwards, generated a debate among economists, both in and out of the academy, concerning the possibility of the symptoms of the Dutch Disease being observed in Brazil. The majority of such works and opinions relied upon the observation of economic data in order to come to a conclusion either in favor or against the phenomenon, without clear consensus.

This work aims to test the hypothesis of the country having presented the symptoms of the Dutch Disease between 1999 and 2008 and to contribute with the literature through the employment of econometric techniques commonly observed in works dealing on the theme, a distinct and novel approach for the Brazilian case. The estimation of cointegration relations (VECM) showed a positive connection between commodity prices and the real exchange rate in Brazil, mainly from 2003 onwards, but failed to find the negative relationship between those prices and exports or production of manufactured goods that would be required in the occurrence of the Dutch Disease. The employment of the gravity equation in order to analyze the connection between the price of commodities and exports using a panel of 172 countries also failed to present evidence of the phenomenon. It was concluded that between 1999 and 2008 there is no indication that Brazil presented the symptoms of the Dutch Disease.

SUMÁRIO

LISTA DE ABREVIATURA E SIGLAS 3
LISTA DE TABELAS 5
LISTA DE GRÁFICOS 7
1 INTRODUÇÃO 9
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA 15
2.1 A maldição dos recursos naturais e a doença holandesa 15
2.2 Modelos de doença holandesa 16
2.2.1 Modelos teóricos de doença holandesa 17
2.2.2 Literatura empírica de doença holandesa 23
2.3 Considerações finais 24
3 PREÇOS DE *COMMODITIES* E TAXA REAL DE CÂMBIO 27
3.1 Introdução 27
3.2 Descrição da metodologia e dos dados 29
3.3 Modelo e resultado das estimações 36
3.4 Conclusão 47
4 PREÇOS DE *COMMODITIES* E EXPORTAÇÕES 49
4.1 Introdução 49
4.2 Desempenho recente das exportações 50
4.3 Descrição da metodologia e resultados das estimações 57
4.3.1 Modelos de séries de tempo 57
4.3.2 Equação de gravitação 76
4.4 Conclusão 87
5 PREÇOS DE *COMMODITIES* E PRODUÇÃO INDUSTRIAL 89
5.1 Introdução 89
5.2 Descrição do desempenho recente do setor industrial 90
5.3 Descrição da metodologia e dos dados 100
5.4 Resultado das estimações 103
5.5 Conclusão 113
6 CONCLUSÃO 115
REFERÊNCIAS 117
APÊNDICE A 133
APÊNDICE B 135
APÊNDICE C 139

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

Bacen: Banco Central do Brasil
BM&F: Bolsa de Mercadorias e Futuro
CAGED: Cadastro Geral de Empregados e Desempregados
CGE: *Computable general equilibrium*
CNAE: Classificação Nacional de Atividades Econômicas
CRB: *Commodity Research Bureau*
EER: *effective exchange rate* - taxa efetiva de câmbio
EMBI: *Emerging Market Bond Index*
FMI: Fundo Monetário Internacional
Funcex: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior
IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IID: distribuição idêntica e independente
IPA: Índice de preços no atacado
IPC: Índice de preços ao consumidor
IPCA: índice de preços ao consumidor ampliado
IPEA: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
MDIC: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio
MQO: mínimos quadrados ordinários
PME: Pesquisa Mensal de Emprego
PIB: Produto Interno Bruto
PIM: Pesquisa Industrial Mensal
POLS: *pooled ordinary least squares*
RAIS: Relação Anual de Informações Sociais
RER: *real exchange rate* - taxa real de câmbio
SIUP: serviços industriais de utilidade pública
STN: Secretaria do Tesouro Nacional
VAR: vetores autoregressivos
VECM: *vector error correction model*

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 - Resumo dos trabalhos empíricos sobre doença holandesa..... 25
Tabela 3.1 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008 42
Tabela 3.2 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 2003 a 2008 46
Tabela 3.3 - Decomposição da variância - participação de diferencial de juros e EMBI (%, média em 60 períodos) 47
Tabela 4.1 - Abertura das exportações brasileiras (%)..... 51
Tabela 4.2 - Crescimento das exportações físicas por setores da CNAE (%)..... 53
Tabela 4.3 - Crescimento das exportações de *commodities* (%) 56
Tabela 4.4 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008 66
Tabela 4.5 - Resultado da estimação da relação de cointegração - amostra de 2003 a 2008... 69
Tabela 4.6 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008 73
Tabela 4.7 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 2003 a 2008 76
Tabela 4.8 - Modelos para amostra de 1999 a 2008..... 82
Tabela 4.9 - Modelos para amostra de 2003 a 2008..... 83
Tabela 4.10 - Modelos para amostra de 1999 a 2008, com taxa de câmbio 85
Tabela 4.11 - Modelos para amostra de 2003 a 2008, com taxa de câmbio 86
Tabela 5.1 - Crescimento da produção física industrial (%) 91
Tabela 5.2 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008 108
Tabela 5.3 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 2003 a 2008 113

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1 - Taxa efetiva de câmbio (2006=100) 9
Gráfico 1.2 - Taxa efetiva de câmbio e preço de *commodities* (2006=100) 10
Gráfico 1.3 - Setor manufatureiro (crescimento em %) 12
Gráfico 3.1 - Taxa efetiva de câmbio (2006=100) 28
Gráfico 3.2 - Equilíbrios interno e externo 31
Gráfico 3.3 - Índices de preços de *commodities* (2006=100) 35
Gráfico 3.4 - Índices mensais (em logaritmo) 36
Gráfico 3.5 - Função de resposta ao impulso – ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008 39
Gráfico 3.6 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008 39
Gráfico 3.7 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008 40
Gráfico 3.8 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008 43
Gráfico 3.9 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008 43
Gráfico 3.10 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008 44
Gráfico 4.1 - Exportações físicas brasileiras e taxa efetiva de câmbio (2006 = 100) 50
Gráfico 4.2 - Exportações brasileiras (US$ bilhões) 51
Gráfico 4.3 - Exportações brasileiras (% do total, em valor) 52
Gráfico 4.4 - Crescimento das exportações industriais por intensidade tecnológica (%) 54
Gráfico 4.5 - Crescimento das exportações industriais por intensidade tecnológica (%, desvio com relação ao total) 55
Gráfico 4.6 - Participação das *commodities* nas exportações (% do total em valor) 57
Gráfico 4.7 - Índices mensais (em logaritmo) 62
Gráfico 4.8 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008 63
Gráfico 4.9 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008 63
Gráfico 4.10 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008 64
Gráfico 4.11 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008 67
Gráfico 4.12 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008 67
Gráfico 4.13 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008 68
Gráfico 4.14 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 1999 a 2008 70
Gráfico 4.15 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 1999 a 2008 71
Gráfico 4.16 - Decomposição da variância (% do total) com taxa efetiva de câmbio - amostra de 1999 a 2008 72
Gráfico 4.17 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 2003 a 2008 74
Gráfico 4.18 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 2003 a 2008 74
Gráfico 4.19 - Decomposição da variância (% do total) com taxa efetiva de câmbio - amostra de 2003 a 2008 75
Gráfico 5.1 - Produção da indústria de transformação e taxa efetiva de câmbio (2006=100) . 92
Gráfico 5.2 - Crescimento dos setores no PIB (%) 92
Gráfico 5.3 - Crescimento dos setores no PIB em relação a serviços (%) 93
Gráfico 5.4 - Peso das *commodities* (%) 94
Gráfico 5.5 - Crescimento do emprego na indústria - PME (%, com relação ao setor de serviços) 95
Gráfico 5.6 - Crescimento das contratações totais - CAGED (%) 96
Gráfico 5.7 - Variação absoluta das contratações líquidas - CAGED (mil postos) 96
Gráfico 5.8 - Crescimento do total de empregados - RAIS (%) 97

Gráfico 5.9 - Crescimento do emprego - pesquisas anuais (%) 98
Gráfico 5.10 - Crescimento da produtividade - pesquisas anuais (%) 98
Gráfico 5.11 - Crescimento dos salários reais - pesquisas anuais (%, a preços de 2006)..... 99
Gráfico 5.12 - Índices mensais (em logaritmo)..... 102
Gráfico 5.13 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008..... 104
Gráfico 5.14 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008..... 104
Gráfico 5.15 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008 105
Gráfico 5.16 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008..... 105
Gráfico 5.17 - Função de resposta ao impulso - Ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008..... 106
Gráfico 5.18 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008 106
Gráfico 5.19 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008..... 109
Gráfico 5.20 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008..... 110
Gráfico 5.21 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008 110
Gráfico 5.22 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008..... 111
Gráfico 5.23 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008..... 111
Gráfico 5.24 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008 112

1 INTRODUÇÃO

A última década e meia trouxe duas importantes alterações no panorama macroeconômico do Brasil. Em primeiro lugar, o Plano Real obteve sucesso não só no controle da inflação, como também em "solidificar a transição para um novo modelo econômico, caracterizado pela emancipação do setor privado, pela abertura comercial e financeira e por um novo papel do Estado [...]" (REIS E URANI, 2004, p. 5). Em segundo lugar, adotou-se, a partir de 1999, taxa flexível de câmbio, complementada adicionalmente com metas de superávit primário e com o regime de metas de inflação para formar o que Barros *et al* (2004) chamou de "tripé fundamental da nova política econômica pós-99." (BARROS *et al*, 2004, p. 131).

Nos primeiros anos, o Plano Real se apoiou em taxa de câmbio fixa e apreciada para garantir o sucesso no controle da inflação. Porém, a ocorrência de sucessivas crises econômicas em países emergentes principalmente a de 1997 na Ásia e a de 1998 na Rússia, levaram a restrições de liquidez externa e levou o Brasil a alterar esse regime em janeiro de 1999. Logo de início, a adoção do novo regime cambial foi seguida por forte depreciação, revertendo o patamar valorizado observado entre 1995 e 1998 (gráfico 1.1).

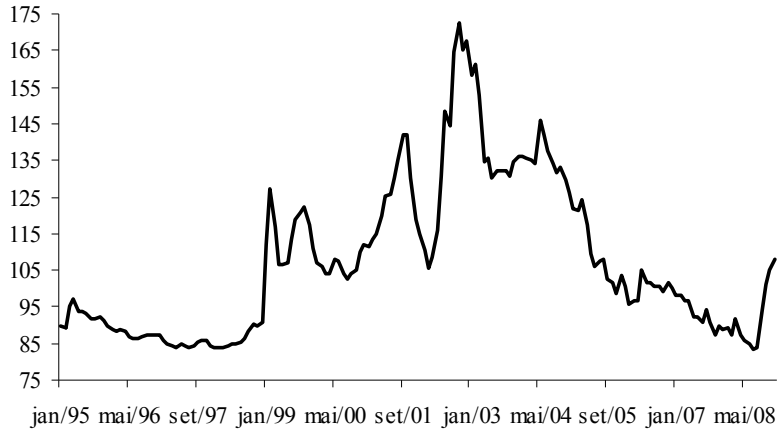


Gráfico 1.1 - Taxa efetiva de câmbio[1] (2006=100)
Fontes: Bacen, IBGE, FMI, diversos bancos centrais.

[1] Inclui Argentina, Canadá, Chile, China, Coréia do Sul, EUA, Índia, Japão, México, Reino Unido, Taiwan, Venezuela e Zona do Euro.

Novas crises imprimiram instabilidade à taxa real de câmbio entre 1999 e 2003. Em fins de 2000 e início de 2001, houve certa depreciação como resposta à ameaça de não-pagamento da dívida pública na Argentina, à restrição doméstica na oferta de energia (IPEA, 2001a), ao aumento das incertezas com os ataques terroristas nos EUA e ao agravamento da recessão da economia americana (IPEA, 2001b). Em 2002, a piora na percepção do risco do país e a intensificação de saídas de divisas em meados do ano levaram a mais depreciação do Real (IPEA, 2002).

A partir de 2004, a taxa real de câmbio iniciou longa tendência de apreciação, que só foi revertida em fins de 2008 com o agravamento da crise financeira internacional. Esse longo período de fortalecimento do Real foi também associado ao crescimento nos preços das *commodities* (BARROS E GIAMBIAGI, 2008; PASTORE *et al*, 2008), como visto no gráfico 1.2, e gerou temor acerca da conseqüente perda de competitividade e possível encolhimento da indústria nacional.

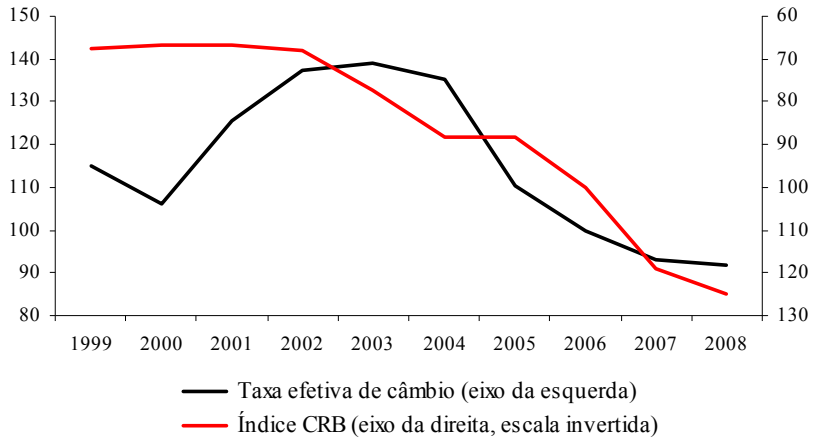


Gráfico 1.2 - Taxa efetiva de câmbio e preço de *commodities* (2006=100)
Fontes: Bacen, IBGE, FMI, diversos bancos centrais, CRB.

Em outras palavras, o debate econômico aventou a possibilidade da economia brasileira sofrer com a doença holandesa. Os sintomas dessa doença, descritos primeiramente por *The Economist* (1977) e teorizado, entre outros, por Corden e Neary (1982), van Wijnbergen (1984b), Krugman (1987), Gylfason *et al* (1999), Torvik (2001), compreendem a apreciação cambial como resultado de aumento dos preços de recursos naturais, que leva à perda na competitividade e subseqüente desindustrialização, entendida pela contração do setor de manufaturas. *The Economist* (1977) apresentou esses fatos estilizados para a indústria holandesa nos anos 70 e os associou à descoberta de grandes reservas de gás natural no Mar

do Norte em fins dos anos 50 e início dos anos 60. Foi influente a ponto de gerar farta literatura acerca do tema.

Ressalta-se que, a princípio, a perda de competitividade do setor industrial decorrente da doença holandesa seria visto apenas como expressão das vantagens comparativas do país, como notado por Krugman (1987). Porém, um resultado da incorporação de *learning by doing* na modelagem dos efeitos de um *boom* nos preços de recursos naturais (VAN WIJNBERGEN, 1984a, 1984b; KRUGMAN, 1987; TORVIK, 2001, como será apresentado no capítulo 2) é o da redução do ritmo de crescimento e desenvolvimento do país. Nesse sentido, a possibilidade da economia brasileira apresentar esse problema poderia ganhar importância maior em termos de potenciais decisões de políticas econômicas.

No Brasil, o debate acerca desse potencial problema foi conduzido principalmente pela imprensa, como em Bresser-Pereira (2005, 2007a, 2007b, 2007c, 2008a), Ming (2005), Ricupero (2005), Dantas (2006), Mendonça de Barros (2006), Netto (2006), Pastore e Pinotti (2006), Scheinkman (2006); por análises conjunturais privadas com abordagem formal, como Schwartsman (2006a, 2006b, 2008, 2009); ou por abordagens descritivas do problema, como Bresser-Pereira (2008b). Puga (2007), Barros e Pereira (2008), Jank *et al* (2008) e Nassif (2008) são os poucos exemplos de trabalhos que adotaram abordagem acadêmica sobre o assunto no Brasil. Nenhum dos quatro encontrou evidência de desindustrialização no país.

Considerando essa discussão, o exame preliminar de dados da indústria manufatureira não parece corroborar a visão da ocorrência da doença holandesa. Entre 1999 e 2008, principalmente a partir de 2004, produção da indústria manufatureira, emprego nesse setor (série iniciada apenas em 2001) e suas exportações em geral apresentaram crescimento (gráfico 1.3).

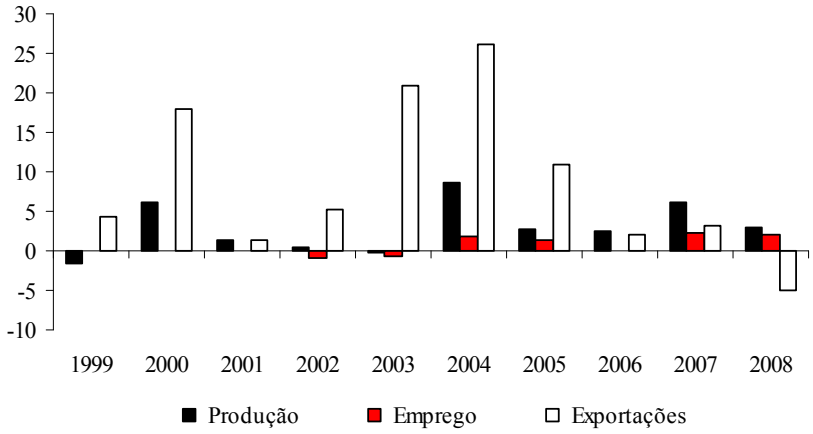


Gráfico 1.3 - Setor manufatureiro (crescimento em %)
Fontes: IBGE, Funcex.

Como visto no gráfico 1.3, nenhuma das séries mostrou tendência consistente de queda, como seria esperado em caso da ocorrência da doença holandesa. Pelo contrário, as variações foram na grande maioria positiva, inclusive para a produção da indústria de transformação, apesar das variações relativamente modestas do emprego no setor. Em anos específicos (2000, 2003 e 2004), as exportações de bens manufaturados deve ter sentido os efeitos defasados das depreciações cambiais de 1999 e 2002.

A simples observação desses dados é insuficiente para caracterização completa do problema. Em vista da indicação dos dados e da discussão recente, com opiniões distintas, existe aí motivação clara para este trabalho em termos de contribuição para a discussão econômica. Daí decorrem dois objetivos. Em primeiro lugar - e mais importante - a de testar a hipótese de o país ter apresentado sintomas clássicos da doença holandesa no período de 1999 a 2008. Em segundo lugar, contribuir com a literatura através do emprego de técnicas econométricas tradicionalmente observadas em trabalhos sobre o tema. Essa é uma abordagem distinta e inédita para o caso brasileiro, que remonta a importante contribuição para a literatura, dado que os poucos trabalhos existente se preocuparam em testar essa hipótese para o Brasil principalmente pela análise descritiva dos dados.

A investigação proposta para os dados brasileiros segue a seqüência de efeitos descritos nos principais trabalhos acerca do tema (CORDEN E NEARY, 1982; VAN WIJNBERGEN 1984b; KRUGMAN, 1987; GYLFASON *et al*, 1999; TORVIK, 2001), qual seja, o *boom* nos preços de recursos naturais leva à apreciação cambial, que reduz exportações e leva ao encolhimento do setor de manufaturas comercializáveis. Dessa forma, testou-se,

primeiramente, a ligação entre a taxa real de câmbio e os preços de *commodities* (capítulo 3). Modelos de taxa de câmbio de equilíbrio mostraram relação inversa entre as variáveis. Assim, o aumento no preço desses bens, entre outros fatores (diferenciais de produtividade e de juros e risco-país), parece ter contribuído para a apreciação cambial, principalmente no período entre 2003 e 2008.

No passo seguinte, não foi encontrada relação negativa estatisticamente significante entre os preços de *commodities* e as exportações de bens manufaturados (capítulo 4), seja em uma amostra englobando todo o período de regime de taxa flexível de câmbio - entre 1999 a 2008 - , seja em período de tempo mais restrito - entre 2003 e 2008. Por fim, no último passo, não foi encontrada relação negativa entre esses preços e a produção da indústria manufatureira nesses dois intervalos de tempo (capítulo 5).

Em vista de não terem sido encontradas relações negativas entre preços de *commodities* e exportações de bens manufaturados ou de produção dos mesmos, a conclusão deste trabalho é que o Brasil não parece ter apresentado os sintomas da doença holandesa entre 1999 e 2008 ou no período mais restrito de 2003 a 2008. Esse resultado está em linha com aqueles apresentados por Puga (2007), Barros e Pereira (2008), Jank *et al* (2008) e Nassif (2008), porém contrária à opinião de parte dos economistas que se engajaram no debate.

A organização deste trabalho foi determinada de forma a construir o argumento de modo gradual. O capítulo 2 faz a revisão da literatura de doença holandesa, tanto dos trabalhos teóricos como empíricos. O capítulo 3 analisa a ligação entre a taxa real de câmbio e os preços de *commodities*. O capítulo 4 testa a influência dos preços de *commodities* sobre as exportações, inclusive propondo um teste alternativo envolvendo a equação de gravitação. O capítulo 5 analisa o impacto dos preços de *commodities* sobre a produção industrial. Finalmente, o capítulo 6 conclui.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 A maldição dos recursos naturais e a doença holandesa

Uma confusão normal é tomar a doença holandesa e a maldição dos recursos naturais como fenômenos semelhantes. Assim como notado por Davis (1995) e Oomes e Kalcheva (2007), esses conceitos não são sinônimos e a diferenciação é necessária antes da exposição dos principais trabalhos sobre a doença holandesa. Enquanto a maldição de recursos naturais é um fenômeno mais geral que afeta o desenvolvimento econômico do país, a doença holandesa se resume a uma manifestação desse fato.

Inicialmente formulada nos anos 50, a partir do trabalho de Prebisch (1949), a maldição dos recursos naturais previa que a abundância de recursos naturais poderia impedir o desenvolvimento do país. Segundo Davis (1995), essa teoria foi refutada empiricamente nos anos 50 e 60, porém, a crise do petróleo dos anos 70 novamente levantou dúvidas acerca do valor da exploração mineral para o desenvolvimento econômico. Nankani (1979), Amuzegar (1982), Wheeler (1984), Gelb (1985, 1988), Roemer (1985), Lewis (1989), Auty (1993, 1994, 2001), Auty e Evans (1994), Sachs e Warner (1995), Wood e Berge (1997), Gylfason *et al* (1999), Leite e Weidmann (1999), Gylfason (2001), Atkinson e Hamilton (2003), Bannon e Collier (2003), Davis *et al*. (2003), Eifert *et al.* (2003), Isham *et al*. (2003), Sala-i-Martin e Subramanian (2003) e Neumayer (2004) foram trabalhos que impulsionaram novamente essa linha de pesquisa.

Ressalta-se que, apesar do grande número de trabalhos que, de alguma forma, ligam a dotação de recursos naturais de um país a menores taxas de crescimento e ao baixo nível de desenvolvimento, essa visão não é consensual na literatura. Davis (1995), De Soysa (2000), Sarraf e Jiwanji (2001), Ross (2001), Stijns (2001), Isham *et al*. (2002), Fearon e Laitin (2003), Herb (2003), Ross (2004), Collier e Hoeffler (2005), Fearon (2005), Rosser (2006) e Arezki e van der Ploeg (2007) são exemplos de trabalhos que questionam esses resultados. Alguns, inclusive, encontraram evidências, ainda que tênues, de que recursos naturais podem

ser benéficos, ou ao menos neutros, para o desenvolvimento, como Davis (1995), Ballentine (2003), Ross (2003), Smith (2004), Humphreys (2005) e Sørli *et al.* (2005).

A ligação entre maldição dos recursos naturais com a doença holandesa surge dos mecanismos pelos quais as economias são afetadas pela abundância de recursos naturais e por um *boom* nos mesmos, apresentados por Davis (1995), Sachs e Warner (1995), Gylfason (2001) e Oomes e Kalcheva (2007). Em específico, Gylfason (2001) resume bem os impactos negativos de um *boom* de recursos naturais, definido por aumento na receita com esses bens, sobre a economia de um país: (i) doença holandesa, que leva a apreciação cambial e afeta negativamente as exportações; (ii) comportamento de *rent seeking*: renda dos recursos aliada a direitos de propriedade mal-definidos, mercados imperfeitos e/ou inexistentes e estruturas legais frouxas levam ao comportamento de *rent seeking* dos produtores, que desvia recursos de atividades economicamente frutíferas; (iii) redução de incentivo para acumulação de capital humano: rendas que não advêm de salário (dividendos, gastos sociais, impostos baixos) afetam negativamente a educação, medida por matrículas; (iv) *crowding out* do capital social: abundância de recursos naturais faz com que o governo se esqueça da importância da boa administração econômica (comércio, eficiência da burocracia, qualidade das instituições) para manter o crescimento; e (v) abundância de recursos naturais diminui incentivos para poupar e investir.

Portanto, em vista do que foi apresentado, em especial dos mecanismos pelos quais os recursos naturais afetam crescimento segundo os quatro trabalhos, há diferença entre os conceitos de maldição dos recursos naturais e de doença holandesa. Enquanto o primeiro é um fenômeno mais amplo, o segundo é apenas uma das formas de transmissão do impacto de maiores preços de recursos naturais para o crescimento.

2.2 Modelos de doença holandesa

O termo “doença holandesa” não advém da literatura acadêmica. Foi primeiramente cunhado pela revista *The Economist (*THE ECONOMIST*,* 1977*)*, em um breve artigo que descrevia os efeitos das descobertas de gás no Mar do Norte em fins dos anos 50 sobre a economia

holandesa: estagnação na produção industrial; diminuição dos investimentos privados; aumento do desemprego; queda nos lucros como proporção da renda nacional; apreciação da moeda; e reversão do déficit médio em transações correntes.

Em razão desse artigo, a literatura acadêmica normalmente se refere à doença holandesa como o fenômeno de perda de competitividade da indústria doméstica e, no extremo, desindustrialização, ou seja, redução da importância econômica de alguns setores em decorrência da apreciação cambial advinda de um *boom* de recursos naturais. Trabalhos eminentemente teóricos acerca do tema buscam dar racionalidade econômica ao fenômeno, através da construção de modelos que, por vezes, se limitam a explicar os fatos estilizados. Porém, esses parecem ser casos específicos de alguns poucos trabalhos que desenvolvem modelos mais gerais. Na literatura empírica, os trabalhos buscam, em sua grande maioria, testar a ocorrência dos sintomas da doença holandesa em países específicos. A seguir, são descritos os principais trabalhos de cada grupo.

2.2.1 Modelos teóricos de doença holandesa

O fenômeno da doença holandesa, assim como notado por Feenstra (2003), é um resultado direto da aplicação do teorema de Rybczynski (1955), segundo o qual um aumento na dotação de um fator aumenta a produção do setor que o utiliza de forma intensiva e diminui a produção do outro setor[2]. Dessa forma, no caso de novas descobertas de petróleo, por exemplo, a produção do setor extrativo ou primário da economia deve aumentar à custa da produção do setor manufatureiro ou secundário.

Esse parece ter sido o caso da Holanda nos anos 60 e 70. Porém, os modelos de doença holandesa procuram entender o mecanismo não só pela estática comparativa entre a produção de dois setores, mas principalmente pelo impacto sobre o crescimento da economia e em outras variáveis, como a taxa real de câmbio.

[2] Ressalta-se que o teorema de Rybczynski tem como hipótese preços de fatores constantes.

O primeiro modelo teórico de interesse a ser considerado é o de Buiter e Purvis (1980), que replica os fatos estilizados observados para economias produtoras de recursos naturais que experimentam algum *boom*. Nesse trabalho, os autores examinam três possíveis fontes de desindustrialização em uma economia aberta: desinflação monetária (queda na taxa de crescimento da moeda); aumento no preço internacional do petróleo; e descoberta doméstica de petróleo. Para isso, constroem um modelo de equilíbrio geral que incorpora diferentes velocidades de ajustamento nos mercados de bens e ativos: preços de bens domésticos respondem lentamente ao excesso de demanda, enquanto a taxa de câmbio se ajusta rapidamente.

Bruno e Sachs (1982) notaram que a literatura de doença holandesa só apresentava modelos de estática comparativa. Seu estudo foi uma tentativa de apresentar a dinâmica dos efeitos, permitindo (i) especificidades de curto prazo para o capital e mobilidade de longo prazo entre os setores; (ii) acumulação de capital no agregado; (iii) mobilidade internacional de capital; e (iv) comportamento racional de firmas e famílias nas suas decisões de investimento, consumo e poupança. Para isso, os autores empregam um modelo de equilíbrio geral em horizonte infinito, estendendo um modelo similar de Bruno (1982).

Corden e Neary (1982) também modelam o impacto de um *boom* de recursos sobre uma economia pequena e aberta com três setores (dois de bens comercializáveis, chamados de "energia" e "manufaturas" e um de bens não-comercializáveis, denominados "serviços") e dois fatores de produção (trabalho, móvel entre os três setores, e capital).

Diferentes hipóteses sobre a mobilidade do capital (específico ao setor e móvel entre dois ou três setores) dão origem a três resultados para o *boom* de recursos. Porém, um ponto central da análise de todos, também um importante resultado utilizado em trabalhos subseqüentes, é a distinção entre dois efeitos, a saber, o efeito de movimentos de recursos e o efeito gasto.

De acordo com os autores, o primeiro é observado quando o *boom* de energia aumenta o produto marginal dos fatores móveis empregados nesse setor e retira recursos de outros setores, gerando vários ajustes no restante da economia. Um desses mecanismos é o ajuste a taxa real de câmbio (definida como a razão entre preços de bens não-comercializáveis e bens comercializáveis). Já o efeito gasto prevê que a maior renda real resultante do *boom* leva a

gastos extras com serviços, o que aumenta o preço dos mesmos, causando apreciação cambial e levando a novos ajustes.

Supondo que trabalho seja o único fator móvel entre os setores e que o capital seja fator específico (portanto, uma análise de curto prazo), o efeito de movimentos de recursos aumenta a demanda por trabalho no setor de energia como resposta ao *boom*, em um montante proporcional à extensão do progresso tecnológico. O salário nesse setor se expande, o que causa absorção de trabalho dos outros dois, gerando desindustrialização direta e diminuição na oferta dos outros setores. Com relação ao efeito gasto, o aumento na renda implica maior demanda por serviços, contrabalançada por aumento no seu preço. Portanto, a combinação dos dois efeitos gera apreciação real da taxa de câmbio.

O impacto sobre a produção do setor de serviços é ambíguo, já que esse setor sofre pressão tanto para diminuir (efeito de movimentos de recursos) como para aumentar (efeito gasto). A maior demanda por serviços pode gerar uma segunda onda de desindustrialização, chamada pelos autores de desindustrialização indireta, à medida que o setor de serviços absorve fatores do setor de manufaturas para aumentar produção. Porém, emprego e produção no setor de manufaturas apresentam resultados claros: quedas, em virtude tanto da desindustrialização direta como da indireta. Alterando-se a hipóteses sobre mobilidade de fatores e supondo-se que o capital seja móvel entre os setores de serviços e manufaturas, obtêm-se efeitos mais complexos, que dependem das configurações das intensidades relativas nos usos de fatores nos três setores.

Corden (1984) relaxa diversas hipóteses do modelo de Corden e Neary (1982) para estudar os resultados sobre o equilíbrio final. O autor pressupõe que mais de um fator pode se mover entre essas indústrias; introduz mobilidade internacional de capitais; relaxa a hipótese de economia pequena; supõe que parte do produto do setor *booming* é consumida domesticamente; introduz rigidez real de salários; faz considerações sobre a dinâmica de gastos; mudanças essas que alteram os resultados do modelo original. De Silva (1994) faz ainda outra extensão a Corden e Neary (1982), ao dividir o setor agrícola em duas partes: um que produz para a venda (*cash crop*) e outro para a alimentação de subsistência (*food crop*). Com isso, a ocorrência da doença holandesa pode até levar à expansão da agricultura de subsistência e de alguns setores manufatureiros que competem com a importação, pois esses

seriam agora considerados bens não-comercializáveis e, conseqüentemente, se beneficiariam do aumento da demanda doméstica.

Van Wijnbergen (1984a) apresenta um modelo simples, com dois setores e dois períodos, cuja importante contribuição foi a introdução da hipótese de *learning by doing*, através de relação positiva entre a produção do setor de bens comercializáveis no primeiro e no segundo período. Essa hipótese permitiria corroborar a percepção de que *boom* de recursos retardaria o desenvolvimento de países ricos nesses bens, pois afetaria os setores onde é importante o acúmulo de experiência na produção.

A adoção de subsídio para proteger os setores que apresentam *learning by doing* depende da hipótese de acesso aos mercados financeiros internacionais. No caso em que o país não tem esse acesso, não é possível suavizar intertemporalmente o consumo via acumulação de ativos estrangeiros e o subsídio se mostra necessário. Porém, quando a hipótese de acesso ao mercado internacional de capitais é relaxada, o subsídio pode ser diminuído (porém deve continuar positivo) sem perdas para o setor de bens comercializáveis, apesar da doença holandesa continuar presente.

Van Wijnbergen (1984b) descreve uma economia através de uma versão padrão do modelo de Meade-Salter-Swan de economia aberta, que compreende um bem comercializável e um não-comercializável (MEADE, 1951; SALTER, 1959; SWAN, 1960). O setor de petróleo não usa capital ou trabalho, sua receita provém de transferências do exterior. Logo, um choque do petróleo é representado por aumento nas transferências, que causam os sintomas clássicos da doença holandesa: apreciação real da taxa de câmbio e deslocamento do trabalho do setor de bens comercializáveis para o de não-comercializáveis, aumentando a produção do segundo em detrimento do primeiro.

A partir desse resultado, associado à curva de Phillips e da hipótese de racionalidade dos agentes, a análise de estática comparativa do modelo mostra que o choque do petróleo pode ter efeitos distintos sobre diferentes países produtores. Isso depende da relação entre o peso de bens comercializáveis na cesta de consumo do indivíduo representativo do país e da razão entre elasticidade de demanda de trabalho no setor de bens comercializáveis e da elasticidade total de demanda de trabalho no país.

Krugman (1987) constrói um modelo de especialização internacional baseado em *learning by doing*. Supõe dois países, um fator de produção (trabalho), retornos constantes à escala na função de produção, porém retornos crescentes dinâmicos na produtividade. Os índices de experiência são cumulativos *à la* Arrow (ARROW, 1962) e dependem tanto da produção doméstica como da produção no exterior. A partir daí, o autor justifica teoricamente três fatos estilizados: os efeitos da proteção à indústria no Japão; as conseqüências da descoberta de petróleo para a competitividade industrial; e as penalidades de longo prazo de uma taxa de câmbio sobrevalorizada.

Como não há, no modelo, um papel explícito dos recursos naturais, o *boom* de petróleo é tratado como transferências do estrangeiro para o país doméstico. Esse montante tem dois efeitos, um no curto e outro no longo prazo. No curto prazo, os efeitos da transferência dependem tanto de seu tamanho como de sua duração. Não há, aí, alteração no padrão de especialização, mas sim no balanço de pagamentos que, ao receber as entradas de divisas, pode até compensar a vantagem comparativa e alguns setores se mudam para o exterior.

No longo prazo os efeitos dependem da duração das transferências. O deslocamento de produção do país doméstico para o exterior significará queda na produtividade relativa doméstica ao longo do tempo, ou seja, há alteração na estrutura de vantagens comparativas do país. Se as transferências são muito duradouras, algumas indústrias podem até não retornar uma vez que o *boom* de recursos se encerre e aquelas que, no curto prazo, se mudaram para o exterior, por lá permanecem. Com isso, o *market share* e o salário relativo diminuem permanentemente após a bonança temporária.

Matsuyama (1992) estuda o papel da produtividade do setor agrícola no desenvolvimento econômico. Para isso, utiliza um modelo com dois setores e crescimento endógeno, onde o motor do crescimento é o *learning by doing* no setor manufatureiro. A solução do modelo aponta relação direta entre a produtividade no setor agrícola e crescimento econômico, no âmbito da economia fechada, e relação inversa entre essas variáveis com a hipótese de economia aberta. Nesse segundo caso, a doença holandesa aparece através do movimento de recursos descrito por Corden (1982), com o deslocamento de trabalho das manufaturas em direção à agricultura quando do aumento de produtividade desse segundo setor.

Gylfason *et al* (1999) apresentam modelo estocástico de crescimento endógeno com dois setores, um de bens comercializáveis e outro de bens não-comercializáveis. O primeiro tem acesso a duas tecnologias diferentes de produção, chamadas de setor primário e secundário. Supõe-se que o setor secundário empregue trabalhadores mais qualificados que o primário, o que envolve investimento em capital humano e que torna o trabalho um fator quase específico. Além disso, é esse setor que apresenta *learning by doing* e *spillovers*.

Nesse modelo, a doença holandesa aparece quando um aumento na produtividade do setor primário causa apreciação real da taxa de câmbio, o que a eleva além de certo patamar que inviabiliza o investimento, afetando negativamente a expansão do setor secundário.
Herbertsson *et al* (2000) apresentam um modelo de determinação da taxa real de câmbio similar ao de Gylfason *et al* (1999), também estocástico e com três setores (primário, secundário e de bens não-comercializáveis), e descrevem as decisões de emprego, produção e investimento de uma firma representativa.

Os autores determinam três sintomas para a doença holandesa: quanto maior a produção do setor primário, mais a taxa real de câmbio se aprecia; quanto mais volátil for o setor primário, mais volátil também será a taxa real de câmbio, o que pode afetar os investimentos; quanto maior o salário no setor primário, maior o nível de salário no setor secundário. No curto prazo, isso diminui emprego e produção no setor secundário. No médio prazo, investimento também é afetado, pois a taxa real de câmbio deve apreciar ainda mais para estimular investimento nas firmas.

Torvik (2001) desenvolve outro trabalho sobre doença holandesa levando em conta *learning by doing*, mas estende a literatura de duas formas. Em primeiro lugar, diferentemente dos trabalhos publicados até então, supõe que tanto o setor de bens comercializáveis como o de não-comercializáveis contribuem para o acúmulo de experiência. Em segundo lugar, pressupõe *spillover* das experiências entre os setores. Ambos os fenômenos já haviam sido incorporados à literatura de comércio internacional (YOUNG, 1991), porém a contribuição desse trabalho é utilizar essa metodologia para estudar a doença holandesa.

A hipótese de existência de *spillover* entre os setores torna os trabalhos de Sachs e Warner (1995), de Van Wijnbergen (1984a) e de Krugman (1987) casos particulares dessa formulação. Quanto à solução do modelo, os resultados passam a ser dependentes dos valores

supostos pelos parâmetros de produtividade dos setores. Em determinados combinações desses, a dinâmica de doença holandesa é observada, podendo até ocorrer depreciação da taxa de câmbio (possibilidade prevista por CORDEN E NEARY, 1982; CORDEN, 1984; VAN WIJNBERGEN, 1984a; BEVAN *et al*, 1990; MANSOORIAN, 1991; e RATTSØ E TORVIK, 1998). Porém, outra combinação dos parâmetros pode, inclusive, determinar quedas concomitantes na produção e na produtividade dos dois setores em vista de aumento no fluxo de divisas.

Matsen e Torvik (2005) contibuem para a literatura com a hipótese de endogeneidade no uso do recurso natural. Com isso, um corolário do modelo é que, comparado a economias que não crescem ou economias com crescimento exógeno, *learning by doing* implica ser ótimo consumir uma pequena fração da riqueza nacional em cada período, exceto pelo último. A intuição por trás desse corolário é o *tradeoff* entre consumo e riqueza futura. Logo, a resposta ótima é poupar mais que as outras economias.

2.2.2 Literatura empírica de doença holandesa

Em geral, os trabalhos empíricos podem ser classificados em dois grandes grupos: aqueles que aplicam um modelo de equilíbrio geral computável (CGE), descrito por Dixon *et al* (1992), e aqueles que testam os sintomas com instrumentais econométricos que buscam, em geral, estimar alguma relação entre o *boom* de recursos naturais e a taxa real de câmbio e produção. Essas estimações são feitas tanto por mínimos quadrados ordinários (MQO) como por cointegração. Os principais estão resumidos na tabela 2.1 a seguir.

Existem algumas poucas exceções a esses grupos, normalmente trabalhos descritivos e/ou comparativos sobre os sintomas da doença holandesa.

Younger (1992) analisa as medidas tomadas pelo governo de Gana para fazer frente ao grande volume de recursos recebidos pelo país em forma de ajuda. Usui (1997) compara os efeitos do *boom* de petróleo sobre as economias do México e da Indonésia em termos dos

desenvolvimentos dos números fiscais; de investimento setorial; endividamento externo e taxa real de câmbio por setor.

São poucos os estudos com foco na economia brasileira. Puga (2007) e Barros e Pereira (2008) chegaram à mesma conclusão, também analisando dados da produção industrial. Jank *et al* (2008) refutaram a hipótese de doença holandesa através de análise extensa dos dados da balança comercial brasileira. Nassif (2008) procurou por evidências de desindustrialização no Brasil olhando para o desempenho da produtividade do setor industrial no país e a mudança na composição do setor. Sua conclusão aponta para a não-ocorrência desse efeito. Porém, nenhum desses estudos se apoiou em métodos estatísticos mais elaborados.

2.3 Considerações finais

Este capítulo buscou apresentar os principais trabalhos da literatura da doença holandesa. Iniciou-se situando o problema dentro da discussão da maldição de recursos naturais, tópico esse inserido na discussão mais ampla de desenvolvimento econômico.

Em seguida, foram expostas as abordagens teóricas mais relevantes, principalmente a contribuição de trabalhos que utilizam o conceito de *learning by doing* no crescimento da pesquisa sobre o tema. Por fim, analisou-se a contribuição empírica ao estudo da doença holandesa.

Ressalta-se que, em linhas gerais, a investigação empírica sobre a doença holandesa não procura colocar a prova os modelos teóricos apresentados na seção anterior, seja pela estimação de seus parâmetros, seja pela comparação de suas previsões com os dados econômicos observados. A linha de abordagem normalmente seguida é a de testar a presença dos sintomas nas economias de interesse. Esse também será o enfoque deste trabalho, iniciado no capítulo 3 a seguir.

Tabela 2.1 - Resumo dos trabalhos empíricos sobre doença holandesa

Autores	Metodologia empregada	Países analisados	Período de análise	Fator gerador de entrada de recursos	Resultados
Kamas (1986)	MQO	Colômbia	1975 a 1980	*Boom* do preço do café	Apreciação cambial e queda relativa mais intensa para a produção do setor de bens comercializáveis
Benjamin *et al* (1989)	CGE	Camarões	Anos base: 1979-80	*Boom* de petróleo	Queda nas vendas externas da parcela exportadora do setor agrícola; setor de bens comercializáveis como um todo se contrai, mas alguns ramos se expandem devido a substitutibilidade menos que perfeita entre bens domésticos e estrangeiros; hiato entre salários rurais e urbanos aumenta, apesar dos salários em geral aumentarem
Fardmanesh (1991)	MQO	Argélia, Equador, Indonésia, Nigéria e Venezuela	1970 a 1982	*Boom* de petróleo	Contração do setor agrícola (exceto Venezuela) e crescimento dos setores de manufaturas e de bens não-comercializáveis
Feltenstein (1992)	CGE	México	Ano base: 1978	*Boom* de petróleo	Apreciação da taxa de câmbio; aumento na balança comercial em virtude das receitas com petróleo; aumento da diferença entre salários rurais e urbanos em favor desse último e conseqüente aumento de migração para as cidades; queda na produção de bens manufaturados em resposta à apreciação cambial
Vos (1998)	CGE	Paquistão	Ano base: 1984	Ajuda humanitária	Fortes efeitos da doença holandesa, contrabalançando políticas de ajustes estruturais para aumentar a competitividade e expansão da produção de bens comercializáveis
Herbertsson *et al* (2000)	Cointegração e MQO	Islândia	1973 a 2005	Flutuações nas exportações de peixes	Relação inversa entre as produções no setor primário e no secundário; ligação entre os salários no setor secundário aos do primário
Holmøy e Heide (2005)	CGE dinâmico de larga escala	Noruega	1990 a 2002	*Boom* de petróleo	Crescimento de custos nominais do trabalho; redução do emprego no setor manufatureiro; crescimento da produtividade do trabalho; apreciação real da taxa de câmbio; e redução do setor manufatureiro
Bourdet e Falck (2006)	Cointegração	Cabo Verde	1980 a 2000	Transferências unilaterais	Grandes entradas de capitais podem introduzir os sintomas da doença holandesa no país, impedindo o desenvolvimento do setor dinâmico exportador.
Acosta *et al* (2007)	VAR e BVAR (VAR bayesiano)	El Salvador	1991 a 2006	Transferências unilaterais	Transferências causam doença holandesa e aumentam o custo de produção de bens não comercializáveis
Égert e Leonard (2008)	Cointegração	Cazaquistão	1996 a 2005	*Boom* de petróleo	Não se observou indícios de doença holandesa
Levy (2007)	CGE	Chade	Ano base: 1996	*Boom* de petróleo	Gastos públicos afetam as funções de produção dos setores relevantes, evita os sintomas da doença holandesa e estimula crescimento do PIB e da renda da população mais pobre
Oomes e Kalcheva (2007)	Cointegração	Rússia	1997 a 2005	*Boom* de petróleo	Evidências inconclusivas a respeito da ocorrência de doença holandesa

Fontes: autores citados.

3 PREÇOS DE *COMMODITIES* E TAXA REAL DE CÂMBIO

3.1 Introdução

Trabalhos como Buiter e Purvis (1980), Corden e Neary (1982), van Wijnbergen (1984b), Krugman (1987), Gylfason *et al* (1999), Torvik (2001) mostram que, ao menos no curto prazo para esse último, a grande entrada de recursos no país em resposta à descoberta de reservas de recursos naturais ou à alta no preço desses bens leva à apreciação real da taxa de câmbio e à conseqüente perda de produtividade no setor de bens manufaturados. Logo, a observação do comportamento da taxa de câmbio *vis-à-vis* os preços dos recursos naturais que uma economia exporta pode fornecer pistas a respeito de uma possível ocorrência de doença holandesa.

A partir de 2003 a taxa efetiva de câmbio manteve tendência de contínua apreciação no Brasil (gráfico 3.1). Observou-se leve depreciação no início de 2004, movimento esse revertido a partir de julho daquele ano. Essa tendência foi mantida até o agravamento da atual crise financeira, em fins de 2008. Durante esse período, os preços mundiais das *commodities* apresentaram movimento contrário, crescendo quase que continuamente (gráfico 3.3 mais adiante).

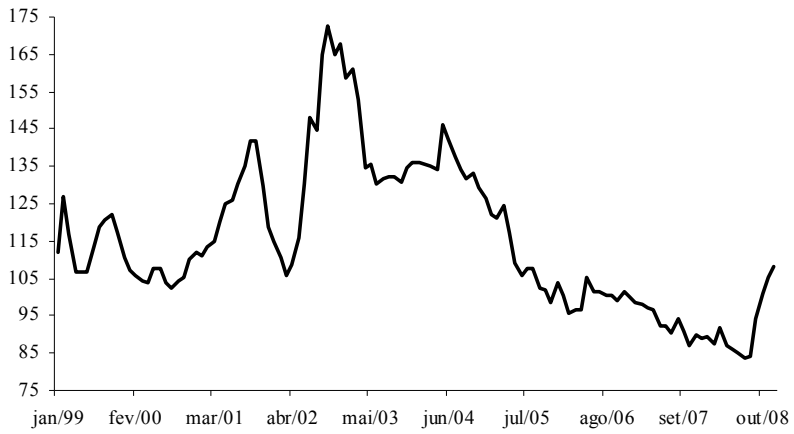


Gráfico 3.1 - Taxa efetiva de câmbio[3] (2006=100)
Fontes: Bacen, IBGE, FMI, diversos bancos centrais.

Em vista dos comportamentos recentes da taxa de câmbio e dos preços de *commodities* englobar a possibilidade da doença holandesa ter sido observada no Brasil, propõe-se, neste capítulo, estudar a relação entre preços de *commodities* e a taxa de câmbio a fim de conduzir uma primeira abordagem para o teste dessa hipótese. Ressalta-se, porém que a existência de relação entre as variáveis não necessariamente indica a ocorrência de doença holandesa, somente permite essa possibilidade.

Para isso, foram estimados modelos de taxa de câmbio de equilíbrio, seguindo a metodologia de Baffes *et al* (1999), baseada em Edwards (1988). Para o período de 1999 a 2008, não se encontrou forte relação estatística entre o preço de *commodities* e a taxa de câmbio no Brasil. Ademais, modelos de vetores autoregressivos (VAR) também corroboram esse resultado.

Porém, ao restringir-se o período de análise para o intervalo entre 2003 e 2008, a conclusão se alterou. Durante esse período, os mesmos testes indicaram a existência de relação de longo prazo e inversa entre preços de *commodities* e taxa efetiva de câmbio.
Na seção 3.2, são descritos a metodologia e os dados utilizados e seus comportamentos recentes. Em seguida, na seção 3.3, serão estimados diversos modelos econométricos para testar a hipótese de ocorrência de doença holandesa. Por fim, a seção 3.4 conclui.

[3] Inclui Argentina, Canadá, Chile, China, Coréia do Sul, EUA, Índia, Japão, México, Reino Unido, Taiwan, Venezuela e Zona do Euro.

3.2 Descrição da metodologia e dos dados

A metodologia de Edwards (1988) consiste em determinar a taxa real de câmbio de equilíbrio de longo prazo através de determinados fundamentos econômicos, como termos de troca; consumo de bens não-comercializáveis pelo governo; tarifas de importação; progresso tecnológico; entrada de capitais; razão investimento/PIB e quaisquer outros que possam estar ligados à variação da taxa real.

Essa abordagem tem grande tradição na literatura de economia internacional como mostrado por Williamson (1994) e Hinkle e Montiel (1999). Elbadawi (1994), Alberola *et al* (1999), Baffes *et al* (1999), MacDonald e Ricci (2003) e Buchs (2004) são alguns exemplos aplicados. Em particular, esse último é um raro trabalho focado em dados brasileiros. Nele, o autor estimou uma relação de equilíbrio de longo prazo para a taxa real de câmbio no país entre julho de 1994 e dezembro de 2003 utilizando, entre os fundamentos, variáveis fiscais, uma medida de produtividade; termos de troca; indicador de abertura comercial e diferencial de juros.

Utilizando o modelo apresentado por Baffes *et al* (1999), baseado em Edwards (1988) e Montiel (1997) e também exposto em Buchs (2004), tem-se que a taxa real de câmbio de equilíbrio de longo prazo é definida como aquela que prevalece quando a economia está em equilíbrio externo e interno para valores sustentáveis de política e variáveis exógenas. A equação (3.1) a seguir determina a condição simultânea de para os mercados de trabalho e de bens não-comercializáveis.

$$y_N(e,\phi,\delta) = c_N + g_N = (1-\theta)ec + g_N,$$
$$\partial y_N/\partial e < 0,\ \ \partial y_N/\partial \phi < 0,\ \partial y_N/\partial \delta < 0 \qquad (3.1)$$

onde y_N representa a oferta de bens não-comercializáveis; c é o total de gastos privados medidos em termos de bens comercializáveis; θ é a fração desse gasto dirigido a bens comercializáveis; g_N é o gasto governamental com bens não-comercializáveis; e é a taxa real de câmbio; ϕ é o diferencial de produtividade dos bens comercializáveis; e δ representa os termos de troca. A oferta de bens não-comercializáveis é pressuposta como função crescente

da taxa real de câmbio e decrescente dos termos de troca. A equação (3.1) gera a curva EI no gráfico 3.2 a seguir.

A condição de equilíbrio externo é dada pela equação (3.2)[4]:

$$\begin{aligned} &\pi^* f = b + z + r^* f = \delta y_x(e,\phi,\delta) + y_z(e,\phi,\delta) - g_z - (\tau+\theta)c + z + (r^* + \pi^*) f, \\ &\partial y_x / \partial e > 0,\ \partial y_x / \partial \phi > 0,\ \partial y_x / \partial \delta > 0 \\ &\partial y_z / \partial e > 0,\ \partial y_z / \partial \phi > 0,\ \partial y_z / \partial \delta < 0 \end{aligned} \tag{3.2}$$

onde * denota valores do país estrangeiro; f é o total de ativos estrangeiros líquidos; b é a balança comercial; z são as transferências externas líquidas recebidas pelo país; r^* é a taxa real de juros dos ativos estrangeiros; π^* é a inflação externa; y_x e y_z são respectivamente as produções de bens exportáveis e importáveis; g_z é o consumo do governo com bens importáveis; e τ é um parâmetro que incorpora os custos de transação associados ao consumo privado[5]. A equação (3.2) é representada pela curva EE no gráfico 3.2.

A taxa real de câmbio de equilíbrio, e^{ee}, é determinada pela intersecção das curvas EI e EE, representada pelo ponto 1 no gráfico 3.2. Igualando o lado direito da equação (3.2) a zero e combinando-a com a equação (3.1), obtém-se a taxa de equilíbrio

$$\begin{array}{c} e^{ee} = e^{ee}\left(g_N, g_T, \left[r^{ee} f^{ee} + z\right], \tau, \phi, \delta\right) \\ \quad - \quad + \qquad\quad - \qquad + \ - \ - \end{array} \tag{3.3}$$

onde o sobrescrito *ee* denota valores no estado estacionário para as variáveis endógenas e os sinais abaixo da equação são aqueles correspondentes às derivadas parciais de e^{ee}.

[4] A definição de equilíbrio externo pressupõe que a acumulação ou redução de ativos externos líquidos seja zero, ou seja, conta corrente equilibrada. Essa é uma definição possível, mas não necessária, determinada de forma arbitrária de modo a servir a este estudo. A discussão na literatura acerca do equilíbrio externo não aponta uma forma universalmente aceita.

[5] Para Montiel (1997), esse custo motiva a demanda por moeda.

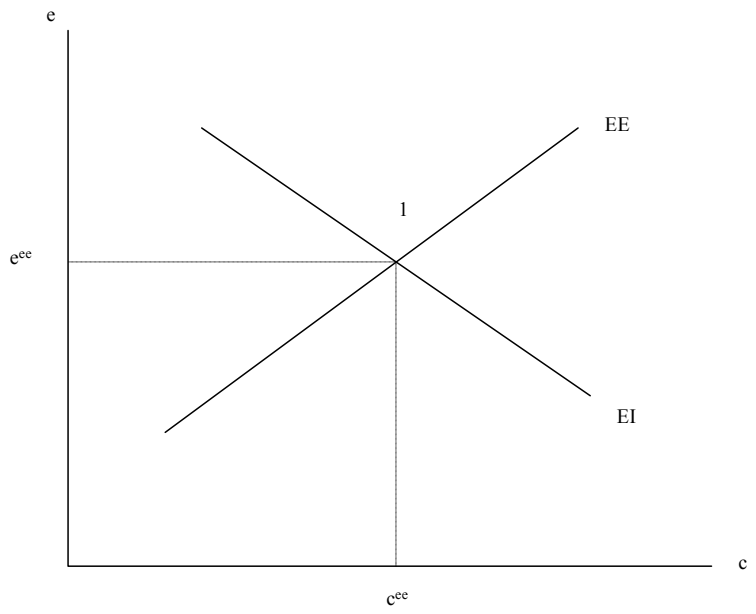


Gráfico 3.2 - Equilíbrios interno e externo
Fonte: Baffes *et al*, 1999, p. 408.

De acordo com Baffes *et al* (1999), também em Buchs (2004), supõe-se que τ dependa da taxa nominal de juros; que transferências internacionais sejam desprezíveis; que o serviço da dívida, em estado estacionário, seja função da taxa internacional de juros; que o papel da taxa de juros para a demanda por moeda e para a conta de serviços no balanço de pagamentos possa ser capturado por diferencial de taxas reais de juros e que se inclua no modelo uma medida do caráter da política comercial, representada por η, que afeta tanto o equilíbrio interno como o externo e que implica apreciação da taxa real de câmbio quando a política comercial se torna mais restrita, ou seja, $\partial e^{*}/\partial\eta < 0$. Ademais, é interessante incluir no modelo a percepção de risco com relação ao país, representada por λ. Introduzindo esses elementos nas equações (3.1) e (3.2) e resolvendo para o equilíbrio, obtém-se a seguinte equação para taxa real de câmbio:

$$e^{ee} = e^{ee}\left(\underset{-}{g_N}, \underset{+}{g_T}, \underset{-}{\left(r - r^{*}\right)}, \underset{-}{\phi}, \underset{-}{\delta}, \underset{-}{\eta}, \underset{+}{\lambda}\right) \tag{3.4}$$

onde, novamente, o sobrescrito *ee* denota valores no estado estacionário para as variáveis endógenas; r^{*} representa a taxa de juros internacional e os sinais abaixo da equação são aqueles correspondentes às derivadas parciais de e^{ee}. Assim, a taxa real de câmbio é função de variáveis fiscais; diferencial de juros; termos de troca; variáveis de política comercial;

diferencial de produtividade, que captura o efeito Balassa-Samuelson e do risco-país. A partir dessa relação de equilíbrio, estimada na próxima seção, será testada a existência de relação entre a taxa efetiva de câmbio e a medida do preço de *commodities* através da significância do termo δ. É importante notar que, por (3.4) se tratar de uma forma reduzida, deve-se ter cautela na interpretação dos coeficientes estimados adiante.

Os dados são mensais e estão disponíveis de janeiro de 1999 a dezembro de 2008. Para as estimações, foram utilizados logaritmos dos dados, de modo a levar em consideração possível não-linearidades na relação entre os mesmos. Não se observou sazonalidade pronunciada nos números, logo não foram utilizados dados dessazonalizados.

O período a ser estudado foi delimitado por duas razões. Em primeiro lugar, porque o debate acerca da economia brasileira ter mostrado sintomas da doença holandesa se centrou nesse intervalo de tempo. Em segundo, porque em janeiro de 1999 foi alterado o regime cambial vigente na economia brasileira (BARROS *et al*, 2004; BARROS E GIAMBIAGI, 2008; e PASTORE *et al*, 2008). Em específico, entre 1995 e 1998 adotou-se um regime de taxa fixa de câmbio com *crawling peg* (FRANCO, 1995, 2000; PINHEIRO *et al*, 1999; CARDOSO, 2000, 2001; BARROS E GIAMBIAGI, 2008), que manteve a taxa nominal fixa entre bandas e a taxa real apreciada. A partir de janeiro de 1999, o regime adotado foi o de taxa flutuante. Logo, ao se testar os efeitos de eventual choque de preços de recursos naturais sobre a taxa de câmbio incluindo períodos com regimes cambiais distintos, estimar-se-iam parâmetros inconsistentes de acordo com a versão econométrica da crítica de Lucas (LUCAS, 1976), assim como explicitado por Favero e Hendry (1992), que poderiam comprometer as conclusões.

A taxa real de câmbio (RER) calculada bilateralmente para o Real brasileiro e o dólar americano é determinada pela metodologia adotada por Harberger (1986), Edwards (1988) e Hinkle e Nsengiyumva (1999). Na notação desse último,

$$RER = \frac{E_{dC} . P_{Gf}}{P_{Gd}} \tag{3.5}$$

onde E_{dC} é a taxa nominal de câmbio medida como unidades de Reais que compra uma unidade de dólar; P_{Gf} é o índice de preços no atacado nos EUA e P_{Gd} é um índice de preços ao

consumidor no Brasil, por definição o IPCA, divulgado pelo IBGE. Segundo os autores, tanto o IPA no exterior como o IPC doméstico são *proxies* para preços de bens comercializáveis e não-comercializáveis, respectivamente.

Porém, o comércio bilateral Brasil-EUA corresponde a uma pequena fração do total do comércio internacional do país. Segundo dados do MDIC para 2008, as exportações brasileiras para os EUA corresponderam a 13,9%, as importações a 14,8% e o fluxo de comércio a 14,3% dos respectivos totais. Ademais, esses percentuais vêm declinando lentamente desde o pico recente em 2002, quando chegaram a 25,4%, 21,8% e 23,8%, respectivamente.

Conclusões mais robustas devem ser obtidas a partir de um grupo de países mais representativos do comércio internacional. Para isso, utilizou-se neste trabalho a taxa efetiva de câmbio (EER), que engloba 13 países e/ou regiões, a saber, Argentina; Canadá; Chile; China; Coréia do Sul; EUA; Índia; Japão; México; Reino Unido; Taiwan; Venezuela; e Zona do Euro que, juntos, responderam por 72,1% do fluxo de comércio com o Brasil em 2008.

Hinkle e Nsengiyumva (1999) determinam a EER por uma média geométrica, e não aritmética, para manter certas propriedades de simetria e consistência que um índice aritmético não possui. Na notação dos autores,

$$EER = \prod_{i=1}^{13} \left[E_{dC_1} P_{Gi} \right]^{\omega_{id}} \cdot \frac{1}{P_{Gd}} \tag{3.6}$$

onde E_{dCi} é a taxa nominal de câmbio medida como unidades de Reais que compra uma unidade da moeda estrangeira do país i; P_{Gi}* é um índice de preços no atacado no país estrangeiro i; P_{Gd} é novamente o IPCA; ω_{id} é o peso de cada país no fluxo de comércio com o Brasil, normalizado para que $\sum_{i=1}^{13} w_{id}$ some a unidade. Ressalta-se que se adotou ponderação móvel para melhor refletir o peso de cada país na cesta. A ponderação de cada ano é dada pela participação do país no fluxo de comércio no ano anterior.

Ademais, os preços das *commodities* são tipicamente denominados em dólares e eventual depreciação da moeda americana poderia levar a aumento desses preços ao criar excesso de

demanda por *commodities* aos preços iniciais nos países cuja moeda se apreciou em relação ao dólar. Assim, há dois fatores que levariam à apreciação da taxa Real/dólar: o aumento do preço das *commodities*[6] e a depreciação do dólar, o que poderia superestimar o efeito das commodities sobre a taxa de câmbio. A utilização da taxa efetiva de câmbio minimiza esse problema.

As demais variáveis empregadas foram:

a) **Fiscais:** despesas correntes e outras despesas de custeio e capital, uma *proxy* para investimento público, ambas referentes ao governo central e acumuladas em doze meses, como proporção do PIB, e divulgados pela STN. De acordo com Buchs (2004), a primeira variável representa gastos governamentais com bens não-comercializáveis e a segunda, com bens comercializáveis;

b) **Diferencial de produtividade:** calculado segundo Alberola *et al* (1999), pela razão entre o índice de preços ao consumidor e o índice de preços no atacado no Brasil contra a mesma razão no exterior. Para a estimação contra uma cesta de moedas, calculou-se um índice médio de preços no atacado e ao consumidor nos 13 países, utilizando a mesma ponderação empregada para se obter a cesta de moedas;

c) **Política comercial:** aproximada por uma medida de abertura comercial, calculada pela soma das exportações e das importações como proporção do PIB, utilizando dados divulgados pelo MDIC;

d) **Diferencial de juros:** foi calculado utilizando as taxas reais *ex-post*, através da Selic e das taxas de juros médias para os 13 parceiros comerciais do Brasil, das quais foram subtraídas as variações dos respectivos índices de preços, novamente composta usando a ponderação da taxa efetiva aplicada a dados coletados nos respectivos bancos centrais desses países;

e) **Risco soberano:** para a medida de risco associado ao país, foi empregado o índice EMBI, divulgado pelo banco JP Morgan;

---

[6] A observação gráfica do comportamento do índice CRB e da taxa nominal de câmbio Real-dólar, não apresentada neste estudo, mostra forte correlação negativa entre as variáveis entre 2004 e 2008.

f) **Termos de troca:** foram utilizados dois índices de preços médios para as *commodities* brasileiras, um contendo o total das *commodities* exportadas pelo Brasil[7], aqui denominado índice de *commodities* Brasil, e o índice de preço divulgado pelo CRB[8]. O primeiro foi construído utilizando as variações mensais dos preços das commodities divulgadas pelo MDIC ponderadas pelos pesos de cada produto no total exportado do ano anterior, normalizados para somar a unidade. Apesar da diferença entre os componentes dos índices, todos mostram comportamento semelhante no período em análise, como pode ser visto no gráfico 3.3 a seguir. Durante o final da década de 90 e em grande parte dos anos 2000, os preços mundiais das *commodities* mantiveram tendência de crescimento, principalmente como resposta à maior demanda chinesa pelos produtos nesse período (FMI, 2006, 2008). Esse movimento só foi revertido com a crise financeira internacional, que se intensificou ao longo de 2008. Ademais, optou-se por utilizar diretamente esses preços, e não os termos de troca definidos como a razão de preços de exportação e os de importação, para se ter o impacto direto dos mesmos sobre as variáveis de interesse. Os resultados mostrados adiante são qualitativamente semelhantes quando os termos de troca são empregados.

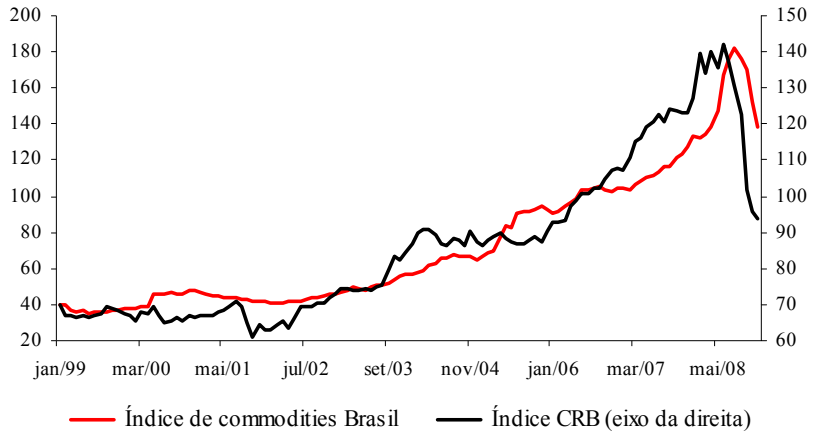


Gráfico 3.3 - Índices de preços de *commodities* (2006=100)
Fontes: MDIC, CRB.

[7] Segundo o MDIC, são classificados como *commodities* na pauta brasileira de exportação café em grão; soja (grão, farelo e óleo); suco de laranja congelado; açúcar; celulose; alumínio; carnes *in natura*; semimanufaturados de ferro e aço; laminados planos; couro; fumo em folhas; minério de ferro; gasolina; óleos combustíveis; petróleo em bruto; algodão; milho; álcool etílico.

[8] O índice inclui cobre, chumbo e aço reciclados (*scrap*); estanho; zinco; borracha; resina (*resin*); tecido para sacaria (*burlap*); algodão; tecido para impressão (*print cloth*); lã semiprocessada (*wool top*); pele (*hide*); suínos; gordura suína; novilho (*steer*); gordura de outros animais (*tallow*); manteiga, óleo de soja; chocolate; milho; trigo; açúcar.

O gráfico 3.4 a seguir mostra o comportamento de todas as séries empregadas neste capítulo.

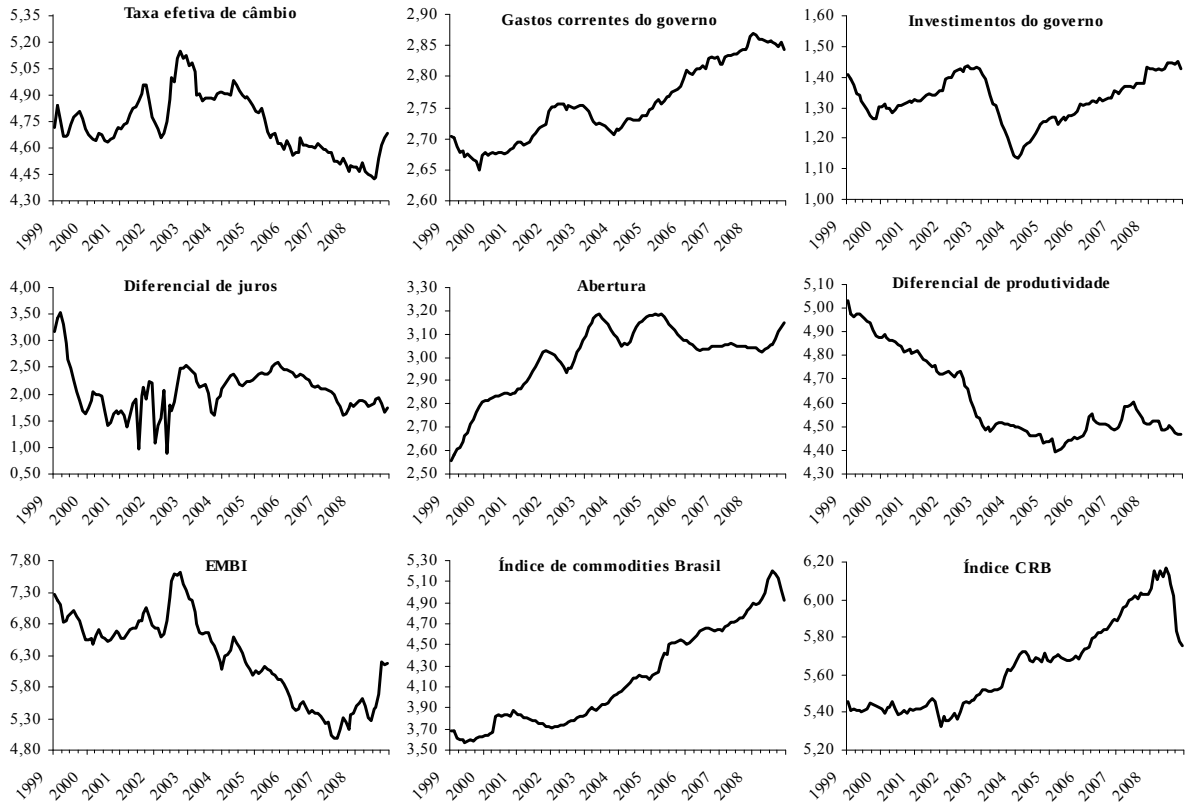


Gráfico 3.4 - Índices mensais (em logaritmo)
Fontes: Bacen, STN, IBGE, diversos bancos centrais e órgãos estatísticos oficiais, MDIC, JP Morgan, CRB.

3.3 Modelo e resultado das estimações

Baffes *et al* (1999) determinam o estado estacionário, ou a relação de longo prazo, entre a taxa real de câmbio e um conjunto de fundamentos econômicos. De outra forma, a taxa real de câmbio de equilíbrio é definida como a taxa real de câmbio no estado estacionário condicional a um vetor de fundamentos econômicos. Para estimá-la, supõe-se que essa relação de longo prazo é linear com transformação simples das variáveis, tal que a equação (3.4) é escrita como

$$\ln e_t^{ee} = \beta' F_t^p + n_t \tag{3.7}$$

onde e^{ee} é a taxa real de câmbio de equilíbrio, F^P é um vetor dos fundamentos econômicos e n_t é um vetor de perturbações necessário para a estimação a partir de dados observados, suposto com variância condicional e valor esperado zero em horizonte suficientemente longo.

Segundo os autores, essa relação deve ser dinamicamente estável. Choques que levem a taxa real de câmbio a divergir do seu (possível novo) equilíbrio no curto prazo deve levar à convergência para o estado estacionário na ausência de novos choques. A especificação que captura essa noção, ao mesmo tempo em que mantém a consistência com a equação (3.7), é o modelo geral de correção de erro (VECM), dado por

$$\Delta \ln e_t = \alpha\left(\ln e_{t-1} - \beta' F_{t-1}\right) + \sum_{j=1}^{p} \mu_j \Delta \ln e_{t-j} + \sum_{j=0}^{p} \gamma'_j \Delta F_{t-j} + \upsilon_t \qquad (3.8)$$

onde F_t é o vetor de fundamentos econômicos, contendo as variáveis fiscais, a medida de abertura comercial, os diferenciais de juros e produtividade, a medida de risco soberano e os preços de commodities e υ_t é uma variável aleatória *i.i.d.* com média zero. Supondo que todas as variáveis tenham uma raiz unitária, a equação (3.8) implica (3.7).

Porém, segundo Bueno (2008) o modelo VECM estimado com (3.8) corresponde a um modelo de vetores autoregressivos (VAR) mais completo, obtido através de manipulações algébricas de um VAR(p). Logo, um modelo VAR embute as mesmas informações que o VECM e também pode dar pistas acerca da relação de interesse. Duas formas de obter isso são a função de resposta ao impulso e a decomposição de variância, apresentadas em Enders (2004) e Bueno (2008).

O primeiro passo é, portanto, estimar dois modelos VARs, um para a taxa real de câmbio e outro para a taxa efetiva de câmbio, representados por

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \Phi_i X_{t-i} + e_t \qquad (3.9)$$

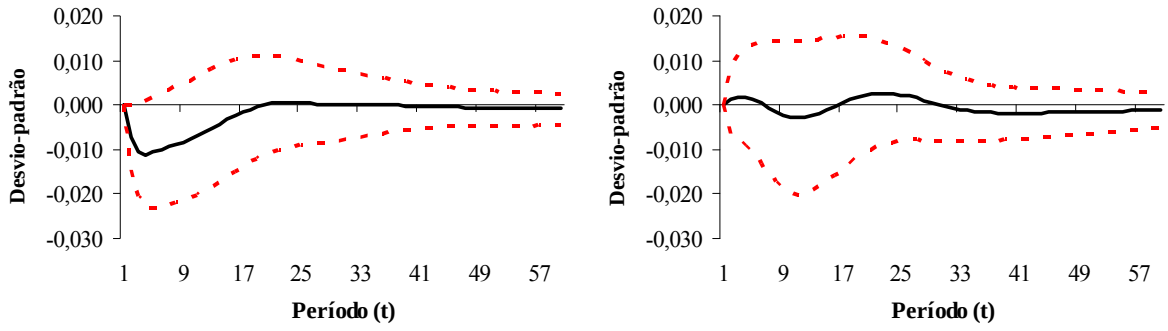
onde X_t é um vetor com todas as nove variáveis definidas como endógenas, Φ_0 é um vetor de constantes 8 x 1, Φ_i são matrizes 8 x 8 e e_t é um vetor 8 x 1 de perturbações aleatórias i.i.d. com média zero.

Para escolher o valor de p, para as defasagens incluídas do lado direito de (3.9), foram observados três critérios simultâneos: estabilidade do modelo, segundo Enders (2004) uma condição análoga à condição de estabilidade em modelos ARIMA aplicada à matriz de coeficientes associada à matriz de variáveis defasadas do lado direito da equação (3.9); menores valores para os critérios de informação de Akaike e Schwarz; e resíduos e_t distribuídos como ruído branco. Com isso, determinou-se $p = 2$ nos modelos contendo tanto o índice de *commodities* Brasil como o índice CRB.

A partir dessas estimações, foram obtidas as funções resposta ao impulso de um choque nos preços de *commodities* sobre a taxa de câmbio. Para resolver o problema de identificação dos parâmetros inerentes a esse exercício utilizou-se a sugestão de Sims (1980), decomposição de Choleski. Porém, essa solução embute outro problema, qual seja a ordenação das variáveis do modelo. Assim, foram empregadas duas ordenações. A ordenação 1 com taxa de câmbio; gastos do governo; investimento do governo; produtividade; abertura; diferencial de juros; risco país; preços das *commodities*. A ordenação 2 foi definida pela inversão da ordenação 1. Foram, assim, obtidas as funções de resposta ao impulso vistas nos gráficos 3.5 e 3.6, representadas pelas linhas negras cheias. As linhas vermelhas pontilhadas são dois desvios-padrões acima e abaixo da função.

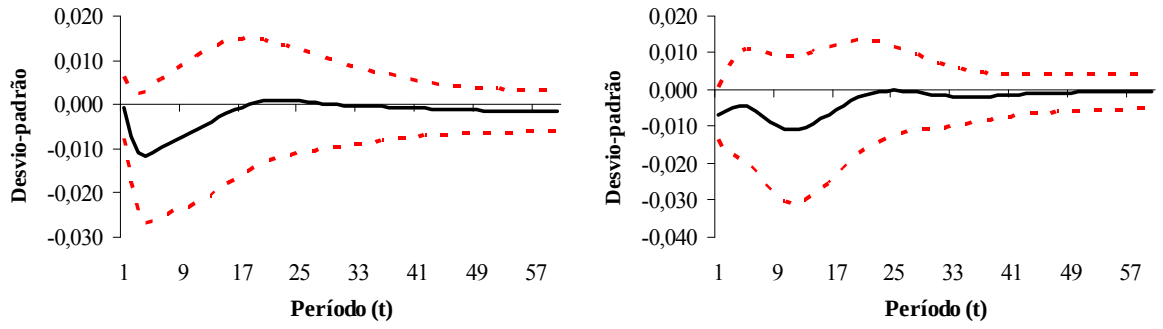
A função resposta ao impulso estimada para a ordenação 1 mostra que um choque positivo no índice de *commodities* Brasil leva à apreciação da taxa de câmbio no curto prazo (gráfico 3.5, painel a). Ao longo do tempo, o impacto do choque cessa e o efeito sobre a taxa efetiva de câmbio tende a zero. Para o índice CRB, o mesmo movimento a oscilações ao redor de zero por alguns períodos, permanecendo em terreno levemente negativo no longo prazo (gráfico 3.5, painel b). A ordenação 2 mantém os mesmos movimentos com relação ao índice de *commodities* Brasil (gráfico 3.6, painel b), porém com o impacto do choque do CRB sobre a taxa efetiva tendo impacto mais pronunciado no curto prazo (gráfico 3.6, painel b).

No entanto, nota-se que dois desvios-padrões (linhas tracejadas nos gráficos 3.5 e 3.6) são suficientemente largos para englobar o zero. Com isso, não se pode afirmar com alto grau de certeza que as funções resposta ao impulso permitam reconhecer a relação inversa entre a taxa efetiva de câmbio e os preços de *commodities*.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

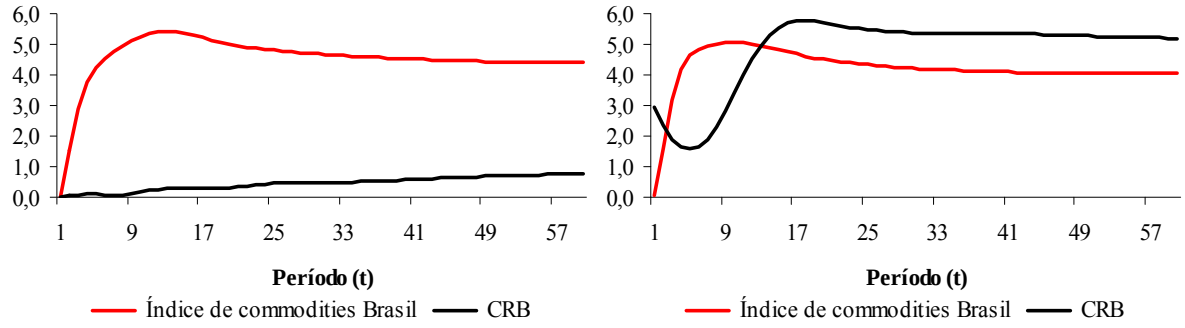
Gráfico 3.5 - Função de resposta ao impulso – ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 3.6 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008

Outra forma de obter informação sobre as relações entre as variáveis, segundo Bueno (2008), é utilizar a decomposição da variância dos erros. Trata-se, segundo o autor, de uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Segundo Enders (2004), essa medida sofre do mesmo problema de identificação das funções resposta ao impulso e serão utilizadas as mesmas ordenações determinadas anteriormente. Os resultados para ambas as ordenações são apresentadas no gráfico 3.7, painéis (a) e (b).



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 3.7 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008

Vê-se que os resultados das decomposições levam às mesmas conclusões que as funções resposta ao impulso. Em geral, uma proporção relativamente pequena da variância dos erros de projeção está ligada aos preços de *commodities*, algo não superior a 6% tanto para a ordenação 1 como para a ordenação 2. Nota-se que a mudança de ordenação também altera em certa medida a importância da variância do CRB para a projeção *vis-à-vis* o índices de *commodities* Brasil, superando esse último na ordenação 2.

Em suma, as medidas de contabilidade da inovação (funções resposta ao impulso e decomposição da variância) não parecem apontar para relação negativa estatisticamente significante entre preços de *commodities* e taxa efetiva de câmbio.

Posteriormente à análise dos resultados determinados pelos modelos VAR, foram estimados os modelos VECM, representados pela equação (3.8), e testar a significância estatística do parâmetro associado aos índices de preços de *commodities*. Essa estimação é dividida em três passos: (i) determinação do grau de integração das variáveis incluídas nos modelos; (ii) aplicação do teste de Johansen para verificação da cointegração das variáveis; e (iii) estimação do melhor modelo e teste sobre o parâmetro.

Para o passo (i), foram empregados os testes de raiz unitária de Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001), que não rejeitou a hipótese de uma raiz para todas as séries utilizadas (ver tabela A.1 no apêndice A). Com isso, possibilitou-se a utilização do método de Johansen para testar a cointegração das variáveis.

No passo (ii), o teste de Johansen encontrou dois vetores de cointegração para os modelos com o índice de *commodities* Brasil e três para o modelo contendo o índice CRB (tabelas A.2 e A.3 no apêndice A).

Como foi encontrado mais de um vetor de cointegração para cada modelo, impôs-se uma combinação linear dos mesmos para se chegar à relação de interesse, seguindo Enders (2004). Segundo o autor, a interpretação do caso de mais de um vetor de cointegração não é direta. ”Quando há múltiplos vetores de cointegração, qualquer combinação linear desses vetores também é um vetor de cointegração. Felizmente, é normalmente possível identificar relações comportamentais específicas com restrições apropriadas dos vetores de cointegração individuais.” (ENDERS, 2004, p. 360) Desse procedimento decorre algumas variáveis apresentarem valor nulo na tabela 3.1.

Para os testes e estimações, foram escolhidos modelos com constante e tendência no vetor de cointegração, já que algumas variáveis mostram tendência de crescimento ou decrescimento ao longo do tempo, enquanto outras apresentam oscilações durante o período. O número de defasagens foi escolhido de modo a deixar os resíduos mais próximos de ruído branco. Os resultados dos vetores de cointegração estimados são apresentados na tabela 3.1 a seguir. Ressalta-se que, em virtude de terem sido apresentados os vetores de cointegração, a interpretação para os sinais dos coeficientes estimados para as variáveis é invertida ao observado nessa tabela.

À exceção dos investimentos do governo em ambas as equações, que eram esperados com sinal positivo e mostraram impacto negativo (sinal positivo no vetor de cointegração) e significância estatística, as demais variáveis nas equações apresentaram os sinais esperados e foram estatisticamente significantes a 1%.

No entanto, o maior interesse das estimações recai sobre o impacto das duas medidas de preços de *commodities* sobre a taxa efetiva de câmbio. A hipótese de doença holandesa necessitaria de relação inversa entre os preços e a taxa de câmbio (ou sinal positivo no vetor de cointegração). Isso foi observado em ambas as equações. Porém, o índice de *commodities* Brasil se mostrou estatisticamente igual a zero na equação 1. Isso parece refutar a hipótese de relação inversa entre preços de *commodities* e taxa de câmbio no Brasil no período em análise, em linha com o que já havia sido observado pelas medidas de contabilidade da

inovação apresentadas anteriormente. Porém, na equação 2 há indicação, ao nível de significância de 9,7%, de que essa relação negativa pode ser observada quando se leva em conta o índice CRB.

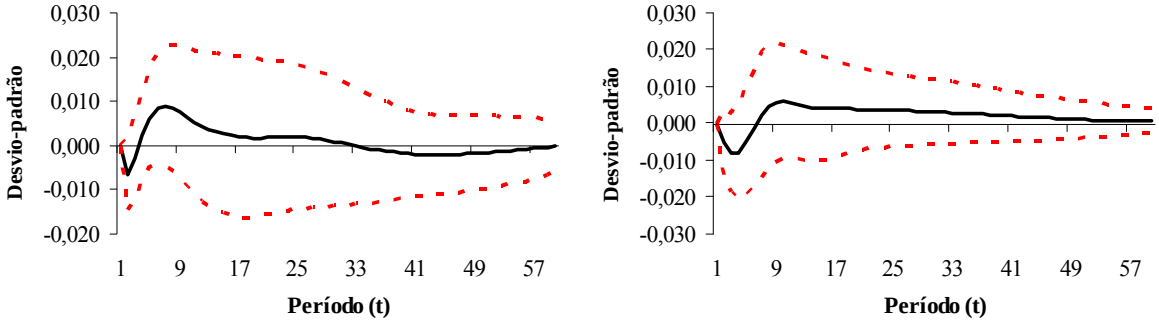
Tabela 3.1 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008

	(1)	(2)
Variável dependente	**Taxa efetiva de câmbio**	**Taxa efetiva de câmbio**
Primeira observação	04/1999	05/1999
Observação final	12/2008	12/2008
Número de observações	117	116
Vetores de cointegração	2	2
Número de defasagens	2	4
	Coeficientes	
Gastos correntes do governo	0,000	0,000
Investimentos do governo	0,724* (2,07)	1,918* (2,36)
Abertura	2,531* (5,16)	5,405* (6,05)
Diferencial de produtividade	4,146* (5,91)	6,777* (5,11)
Diferencial de juros	0,678* (6,74)	1,211* (7,10)
Risco-país	-0,241* (-2,85)	-0,308* (-2,03)
Índice de *commodities* Brasil	0,157 (0,84)	-
CRB	-	1,094*** (1,67)
Tendência	0,007*** (1,80)	0,005 (0,54)
Constante	-33,663	-62,283

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%;
*** - estatisticamente significante a 10%.

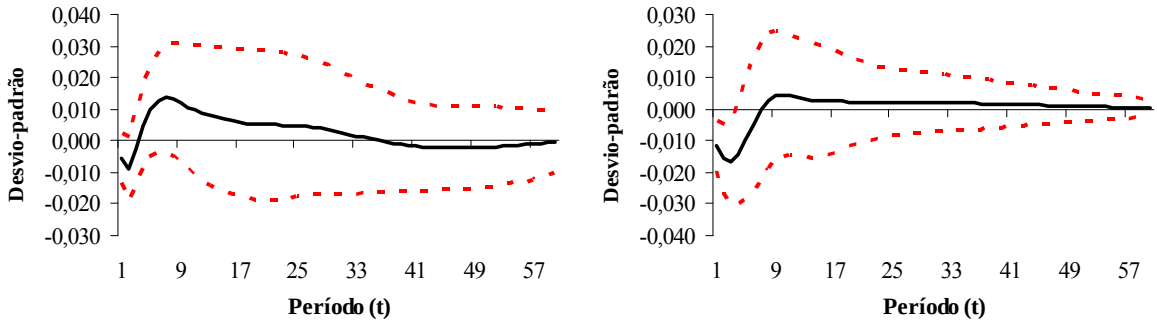
Para determinar a robustez dos resultados, os exercícios mostrados anteriormente foram replicados com os dados iniciados em janeiro de 2003, período a partir do qual, como visto no gráfico 3.1 anterior, a taxa efetiva de câmbio inicia tendência de apreciação. O ponto de início foi escolhido por representar o ponto a partir do qual a taxa efetiva de câmbio, como vista anteriormente, iniciou longa tendência de apreciação.

Foram estimados outros dois modelos VAR, novamente ambos com p=2. A partir dos mesmos, procedeu-se com nova análise das medidas de contabilidade da inovação, que geraram resultados diferentes dos anteriores. As funções de resposta ao impulso continuaram apresentando reação negativa imediatamente posterior ao choque no índice de preços de commodities (gráficos 3.8 e 3.9). Esse movimento, no entanto, se transforma em aumento alguns períodos à frente, denotando uma resposta cíclica que converge para zero no longo prazo. Porém, novamente dois desvios-padrões (linhas tracejadas) são suficientemente amplos para englobar o zero.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

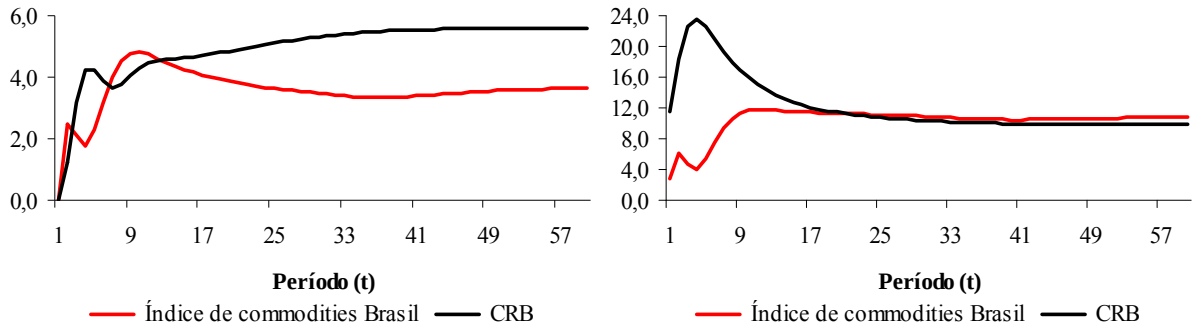
Gráfico 3.8 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 3.9 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008

Com relação à decomposição da variância dos erros de projeção (gráfico 3.10), também houve alteração nos resultados apresentados anteriormente. Na ordenação 1, a participação máxima de 6% se manteve, porém com a participação do índice CRB acima do índice de *commodities* Brasil. Na ordenação 2, a importância desse segundo se elevou para algo ao redor de 12%, enquanto para o índice CRB a proporção chegou a quase 24% de maneira quase imediata, depois decaindo ao mesmo nível do índice de *commodities* Brasil.



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 3.10 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008

Portanto, quando se restringiu o intervalo de tempo para dados posteriores a 2003, as medidas de contabilidade da inovação novamente não foram conclusivas. As funções de resposta ao impulso continuaram com grande incerteza associada, dados os desvios-padrões amplos, além de mostrarem comportamento menos claro de eventual relação negativa entre taxa de câmbio e preço de *commodities*. As decomposições de variâncias mostraram valores maiores que aquelas estimadas com dados entre 1999 e 2008, porém significativamente ampliadas apenas para a ordenação 2.

Procedeu-se, em seguida, com a estimação de modelos VECM também para os dados entre 2003 e 2008. Apesar da perda de quatro anos de observações, a amostra ainda contém graus de liberdade suficientes para a estimação dos modelos. Os testes de Johansen para cointegração das variáveis são apresentados nas tabelas A.4 e A.5 no apêndice A.

Desta vez, optou-se por modelos com constante, porém sem tendência, já que as séries de dados mostram comportamentos mais lineares a partir de janeiro de 2003. Os critérios de escolha foram os mesmos do exercício anterior. Os resultados são apresentados na tabela 3.2 a

seguir. Novamente, valores nulos para algumas variáveis decorrem da combinação linear na ocorrência de mais de um vetor de cointegração.

Para ambos os modelos, as variáveis diferencial de produtividade, diferencial de juros e risco-país se mostraram estatisticamente significantes ao nível de 1%. No modelo contendo o índice CRB (equação 4), a variável abertura se mostrou estatisticamente igual a zero. Ressalta-se que os coeficientes estimados para o diferencial de produtividade e o risco-país foram semelhantes nos dois modelos. O coeficiente associado ao diferencial de juros no modelo com o índice de *commodities* Brasil (equação 3) foi pouco inferior àquele determinado no modelo com o índice CRB.

Porém, a grande mudança nos resultados ficou por conta da importância dos índices de preços de *commodities*. Durante o período de 2003 a 2008, ambos mostraram sinal positivo (impacto negativo dos preços sobre a taxa efetiva de câmbio) e significância estatística a 1%, o que não havia acontecido nos modelos com dados iniciados em 1999. Dessa forma, é possível falar em relação inversa entre as variáveis nesse período, tal que o aumento de preços das *commodities* (ou melhora de termos de troca) esteve ligado à apreciação cambial mesmo levando-se em conta o desempenho de outras variáveis econômicas, principalmente o risco-país.

Tabela 3.2 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 2003 a 2008

Variável dependente	(3) Taxa efetiva de câmbio	(4) Taxa efetiva de câmbio
Primeira observação	04/2003	06/2003
Observação final	12/2008	12/2008
Número de observações	69	67
Vetores de cointegração	4	3
Número de defasagens	2	4
	Coeficientes	
Gastos correntes do governo	0,000	0,000
Investimentos do governo	0,000	0,000
Abertura	0,000	0,559 (1,10)
Diferencial de produtividade	2,549* (5,71)	2,439* (3,56)
Diferencial de juros	0,357* (4,36)	1,405* (6,70)
Risco-país	-0,194* (-3,39)	-0,314* (-5,28)
Índice de *commodities* Brasil	0,412* (5,55)	-
CRB	-	2,985* (7,10)
Constante	-17,719	-36,274

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%.

A fim de entender o porquê dos preços de *commodities* terem mostrado diferenças em termos de significância estatística, observou-se novamente a decomposição da variância nos modelos VAR. Nos modelos estimados, as duas variáveis com maiores importâncias nos erros de projeção no período 1999 a 2008 (supondo a ordenação 1) foram o diferencial de juros e o EMBI, além da própria taxa de câmbio, como visto na tabela 3.3 a seguir.

Com a redução no tamanho da amostra, houve diminuição da importância do diferencial de juros e relativa manutenção no impacto do EMBI para os erros de projeção. É possível que esse resultado esteja ligado ao período de instabilidade econômica não só no Brasil, mas também nos parceiros comerciais brasileiros entre 1999 e 2002, principalmente na Argentina. Isso não só mudou a importância dessa variável quando esse período não mais é levado em consideração, como também parece ter capturado certo poder explicativo dos preços de *commodities*.

Tabela 3.3 - Decomposição da variância - participação de diferencial de juros e EMBI (%, média em 60 períodos)

Variáveis	Modelo	1999-2008	2003-2008	Variação
Diferencial de juros	**Índice de commodities Brasil**	15,8	5,2	-10,5
	CRB	18,2	6,1	-12,1
EMBI	**Índice de commodities Brasil**	14,8	16,3	1,5
	CRB	11,1	12,8	1,7

3.4 Conclusão

Este capítulo buscou, utilizando modelos econométricos para a determinação de taxa efetiva de câmbio de equilíbrio, colocar à prova a hipótese de ocorrência de doença holandesa no Brasil no período posterior a 1999.

No período que vai desse ano até 2008, os dados não parecem dar suporte empírico claro a essa hipótese. Medidas de contabilidade da inovação (função de resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de projeção), obtidas a partir da estimação de modelos VAR, não mostram impacto significativo de choques nos preços de *commodities* sobre a taxa efetiva de câmbio. Esse resultado é corroborado pela estimação de modelo VECM incluindo o índice de *commodities* Brasil, que não mostrou coeficiente estatisticamente diferente de zero para essa variável ao relacioná-la à taxa efetiva de câmbio, levando em conta diversas outras

variáveis econômicas. Quando o índice CRB foi introduzido no modelo, o coeficiente associado a ela foi estimado positivo (impacto negativo na taxa de câmbio) e estatisticamente significante a 9,7%, indicando, mesmo que de forma fraca, relação inversa entre as variáveis.

Restringindo o período de análise de 2003 a 2008, sendo o ano de início aquele a partir do qual a taxa efetiva de câmbio mostrou tendência contínua de apreciação, os resultados para os modelos VECM foram alterados. As estimações mostraram relação negativa robusta entre as medidas de preços de commodities e a taxa de câmbio nesse intervalo de tempo, sinalizando que, mesmo quando se leva em contra outras variáveis importantes para explicar o desempenho da taxa de câmbio, os preços das *commodities* colaboraram com a apreciação. As medidas de contabilidade de inovação foram menos conclusivas.

Apesar dos resultados divergentes, a estimação de relação robusta e negativa entre taxa efetiva de câmbio e preços de *commodities* entre 2003 e 2008 não é prova conclusiva da ocorrência de doença holandesa no Brasil. Segundo Buiter e Purvis (1980), Corden e Neary (1982), van Wijnbergen (1984b), Krugman (1987), Gylfason *et al* (1999), Torvik (2001) entre outros, o problema equivale à diminuição da produção no setor de bens comercializáveis e das exportações *vis-à-vis* a apreciação cambial. A comprovação de que os preços de *commodities* no Brasil estiveram ligados à apreciação da taxa efetiva de câmbio fornece uma condição apenas necessária, porém não suficiente, para não se rejeitar a hipótese de ocorrência do problema no Brasil. Nos capítulos seguintes, tratar-se-ão das exportações e da produção industrial em específico.

4 PREÇOS DE *COMMODITIES* E EXPORTAÇÕES

4.1 Introdução

Segundo a literatura, principalmente Buiter e Purvis (1980), Corden e Neary (1982), van Wijnbergen (1984b), Krugman (1987), Gylfason *et al* (1999), Torvik (2001), um aumento expressivo nos preços de recursos naturais leva à apreciação real da taxa de câmbio, que gera perda de competitividade do setor de bens comercializáveis, com perda de exportações e encolhimento do setor dentro do país com relação ao setor de bens não-comercializáveis. Toda essa cadeia de eventos representa a doença holandesa.

No capítulo anterior, viu-se que a taxa real de câmbio no Brasil sentiu os efeitos do aumento no preço de *commodities* ao longo de parte dos anos 2000. Para tentar determinar a eventual ocorrência de doença holandesa no país, este capítulo olha especificamente o caso de exportações de bens manufaturados. Para isso, foram utilizadas duas metodologias: a estimação de equações de demanda de exportações, seguindo diversos trabalhos da literatura e um teste alternativo, aplicando a equação de gravitação aos dados.

Para ambas, não se comprovou relação negativa entre os preços de *commodities* e as exportações. Pelo contrário, variáveis que captam o desempenho do nível de atividade econômica no mundo foram importantes para explicar o desempenho das exportações brasileiras no período de análise. Assim, apesar da apreciação cambial observada entre 2003 e 2008, influenciada também pela alta dos preços de *commodities*, não parece ser possível afirmar que isso tenha afetado negativamente as exportações de manufaturas.

Na seção 4.2, é descrito o comportamento recente das exportações. A seção 4.3, dividida em duas subseções, apresenta os modelos, as variáveis a serem utilizadas e o resultado das estimações para os modelos de séries de tempo e para a equação de gravitação. A seção 4.4 conclui.

4.2 Desempenho recente das exportações

A partir da alteração do regime cambial, em 1999, abriu-se espaço para crescimento das exportações brasileiras. Em particular, a forte depreciação cambial de 2002 acabou, pouco tempo depois, por impulsionar ainda mais as vendas externas. Porém, mesmo com a contínua depreciação da taxa efetiva de câmbio, a partir de 2003, as exportações físicas mantiveram tendência de crescimento, assim como visto no gráfico 4.1 a seguir.

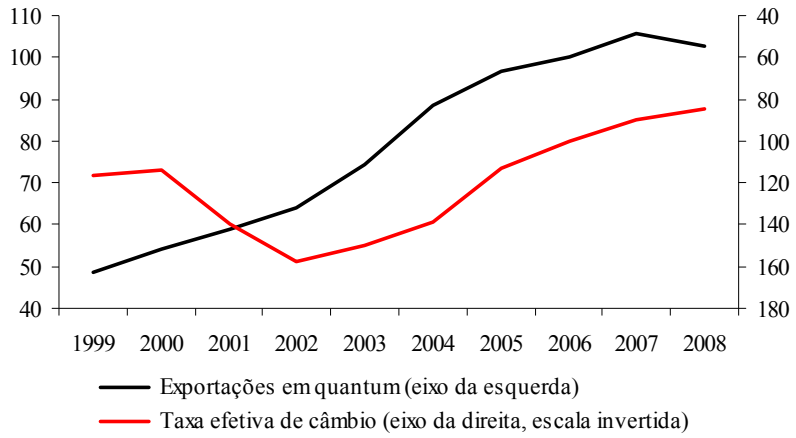


Gráfico 4.1 - Exportações físicas brasileiras e taxa efetiva de câmbio (2006 = 100)
Fontes: Funcex, Bacen, IBGE, FMI, diversos bancos centrais.

Dados do MDIC mostram que as exportações em valor cresceram 287% entre 1999 e 2008. A partir de 2002, a expansão foi de 228%. Essas taxas de crescimento foram baseadas no aumento dos três tipos de produtos, a saber básicos, semimanufaturados e manufaturados (gráfico 4.2).

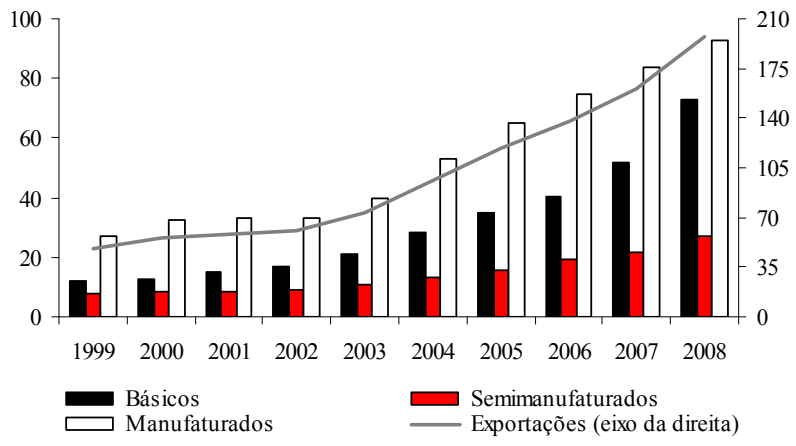


Gráfico 4.2 - Exportações brasileiras (US$ bilhões)
Fonte: MDIC.

O crescimento do valor exportado de produtos básicos foi, em grande medida, afetado pelo aumento de preços desses bens no período, principalmente entre 2003 e 2008, quando seu custo aumentou 164% (tabela 4.1). Mesmo assim, todas as aberturas dos dados mostram crescimento nas exportações físicas.

Tabela 4.1 - Abertura das exportações brasileiras[9] (%)

	1999-2008			2003-2008		
	Preço	**Quantum**	**Valor**	**Preço**	**Quantum**	**Valor**
Total	**69,7**	**128,2**	**287,1**	**104,4**	**60,3**	**227,9**
		Classe de produtos				
Básicos	90,6	195,4	462,8	164,1	63,1	330,8
Semimanufaturados	92,5	73,3	233,4	133,8	29,1	202,0
Manufaturados	42,3	121,7	215,4	65,5	69,4	180,9
		Categorias de uso				
Bens de capital	19,6	229,4	293,9	11,8	179,0	212,0
Bens intermediários	75,1	95,0	241,5	120,0	44,3	217,5
Bens duráveis de consumo	9,1	148,4	171,0	38,9	58,8	120,5
Bens não-duráveis de consumo	63,2	127,5	271,2	114,9	42,1	205,2
Combustíveis	453,6	887,3	5.365,1	274,8	80,7	577,2

Fontes: MDIC, Funcex.

Entre 1999 e 2008, os produtos básicos lideraram as exportações físicas. Entre as classes de produtos, combustíveis tiveram essa primazia, também em razão do esforço de exploração do

[9] As variações para os índices de preço e quantum foram determinadas a partir de índices de Laspeyres. Assim, sua soma não corresponde à variação das exportações em valor.

setor, que aumentou a produção doméstica de petróleo. Fora esse segmento, bens de capital mostraram expansão de 229%. Entre 2003 e 2008, bens manufaturados tomaram o lugar dos básicos em termos de crescimento para as classes de produto, enquanto bens de capital mantiveram forte aumento, superando todas as outras categorias de uso.

Em razão desses movimentos, os produtos básicos ganharam maior participação nas exportações entre as classes de produtos. Em 1999, esses bens correspondiam a cerca de 25% do total exportado, valor esse que cresceu para 37% em 2008. No mesmo período, bens manufaturados tiveram sua participação diminuída de 57% para 47% (gráfico 4.3). Porém, como visto na tabela 4.1, esse movimento não se deu em razão de menores vendas externas, mas sim em virtude de crescimento de preços menos vigorosos que levaram a taxas de crescimento mais intensas para o primeiro tipo de bens.

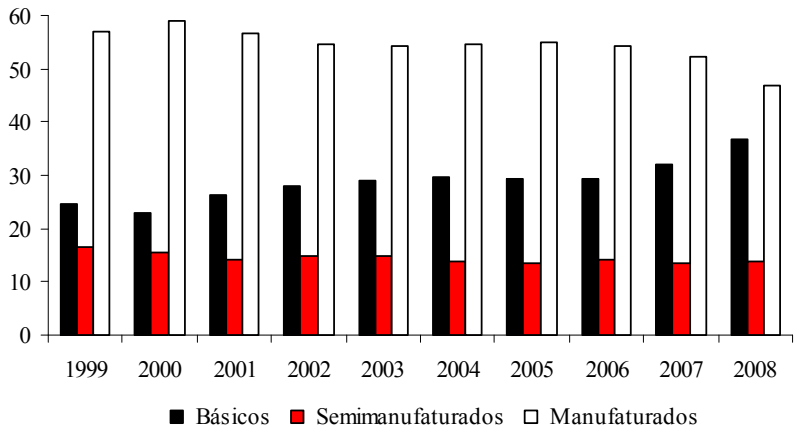


Gráfico 4.3 - Exportações brasileiras (% do total, em valor)
Fonte: MDIC.

Os números das exportações físicas por setores da CNAE mostram crescimento disseminado para todos entre 1999 e 2008 (tabela 4.2). A partir de 2003, apenas três de 24 (confecção de artigos do vestuário e acessórios; preparação de couros seus artefatos e calçados; e produtos de madeira) mostraram desempenho negativo.

Tabela 4.2 - Crescimento das exportações físicas por setores da CNAE (%)

Setores da CNAE	Crescimento total		Desvio com relação à média	
	1999-2008	2003-2008	1999-2008	2003-2008
Agricultura e pecuária	150,4	47,7	9,7	-7,8
Extração de petróleo*	-	86,1	-	16,2
Extração de minerais metálicos	92,5	78,8	-15,6	11,5
Extração de minerais não-metálicos	194,3	57,9	29,0	-1,5
Produtos alimentícios e bebidas	155,5	49,3	12,0	-6,9
Produtos têxteis	140,7	70,6	5,5	6,5
Confecção de artigos do vestuário e acessórios	3,0	-45,6	-54,8	-66,1
Preparação de couros seus artefatos e calçados	20,3	-7,3	-47,3	-42,1
Produtos de madeira	79,4	-10,1	-21,4	-43,9
Celulose, papel e produtos de papel	118,9	80,4	-4,1	12,6
Coque, refino de petróleo e combustíveis	291,0	64,3	71,4	2,5
Produtos químicos	69,2	40,4	-25,8	-12,4
Artigos de borracha e plástico	137,6	80,5	4,1	12,6
Produtos de minerais não-metálicos	128,2	41,4	0,0	-11,7
Metalurgia básica	44,5	10,7	-36,7	-30,9
Produtos de metal	135,6	102,8	3,3	26,6
Máquinas e equipamentos	175,1	113,3	20,6	33,1
Máquinas para escritório e de informática	44,8	61,6	-36,5	0,9
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	228,2	121,4	43,8	38,2
Material eletrônico e de comunicações	409,6	112,7	123,3	32,7
Equipamentos médico-hospitalares, de automação industrial e de precisão	173,1	67,0	19,7	4,2
Veículos automotores, reboques e carrocerias	105,9	80,6	-9,8	12,7
Outros equipamentos de transporte	316,3	207,8	82,4	92,1
Móveis e indústrias diversas	137,7	40,0	4,2	-12,6

* - o Brasil começou a exportar petróleo de forma consistente a partir de 2001.
Fonte: Funcex.

Em comparação ao crescimento das exportações físicas totais, 9 entre 23 setores mostraram expansão abaixo da média entre 1999 e 2008. A partir de 2003, 10 entre 24 mostraram esse comportamento. Porém, não houve indicação clara de determinados setores mostrarem desempenho consistentemente pior nessa comparação. O setor "agricultura e pecuária", por exemplo, cresceu menos que a média entre 2003 e 2008, sendo que o desempenho de bens de capital, em geral, esteve acima das exportações totais. De outra forma, a apreciação cambial observada a partir de 2003 não parece ter exercido pressão negativa sobre determinados setores de forma consistente, principalmente o industrial.

Em termos de exportações em valor da indústria, uma abertura interessante é feita por intensidade tecnológica, que mostra crescimento generalizado para as classificações. Para qualquer tipo de intensidade, o período entre 2004 e 2008, quando a taxa efetiva de câmbio já mostrava tendência clara de apreciação, mostrou crescimento contínuo das vendas externas, independente da intensidade tecnológica (gráfico 4.4). Ressalta-se que setores com média intensidade se sobressaíram no período.

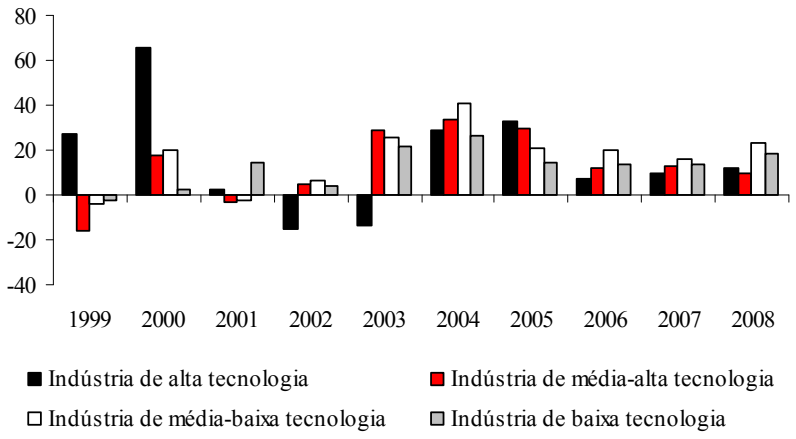


Gráfico 4.4 - Crescimento das exportações industriais por intensidade tecnológica (%)
Fonte: MDIC.

O crescimento desses setores com relação à média das exportações mostrou resultados distintos, com a indústria de alta e média-alta tecnologia crescendo menos que a média, especialmente a partir de 2006, e com a de baixa tecnologia se expandindo consistentemente acima das exportações totais (gráfico 4.5). Esses movimentos, porém, indicam apenas perda relativa de participação no total de vendas externas, mas não necessariamente (como visto na gráfico 4.4) retração nas exportações de cada segmento durante esses anos.

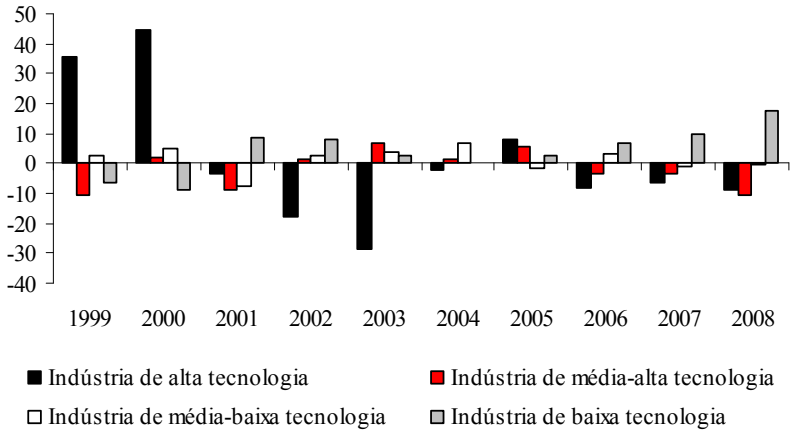


Gráfico 4.5 - Crescimento das exportações industriais por intensidade tecnológica (%, desvio com relação ao total)
Fonte: MDIC.

Por fim, durante esse período de forte crescimento das exportações, as *commodities* produzidas pelo Brasil também mostraram expansão significativa. Dados divulgados pela Funcex mostram crescimento em valor de 359% entre 1999 e 2008 e de 278% a partir de 2003. Os preços se mantiveram em forte alta mesmo a partir de 2003, o que não impediu crescimento intenso da quantidade exportada, apesar da queda da taxa de expansão pela metade após 2003 (tabela 4.3).

O crescimento tanto de preços quanto da quantidade exportada de *commodities* causou grande aumento da participação desses produtos no total das vendas externas do Brasil em valor. Em 1999, sua participação era de 40% e cresceu gradualmente até 44% em 2007. Em 2008, houve aceleração para 48% (gráfico 4.6). Destacam-se, entre esses produtos, minério de ferro, petróleo em bruto e soja em grão, que mostraram forte aumento na sua participação conjunta nas vendas externas de 10% em 1999 para 20% em 2008.

Tabela 4.3 - Crescimento das exportações de *commodities* (%)

Commodities	1999-2008			2003-2008		
	Quantum	Preço	Valor	*Quantum*	Preço	Valor
Café em grão	57,5	12,6	77,3	1,0	242,2	245,7
Soja em grão	164,3	90,6	403,9	53,5	135,5	261,5
Farelo de soja	17,6	112,0	149,4	-1,8	102,1	98,4
Óleo de soja em bruto	47,6	86,8	175,6	3,6	183,6	194,0
Suco de laranja congelado	57,7	-2,5	53,8	93,1	15,7	123,3
Açúcar em bruto	184,5	17,2	233,4	78,6	83,9	228,4
Açúcar refinado	63,6	32,5	116,7	2,2	82,7	86,6
Celulose	157,5	45,1	273,5	109,8	61,0	237,7
Alumínio	-13,3	87,8	62,8	-11,0	95,9	74,4
Carna suína *in natura*	540,4	44,0	822,2	4,1	179,3	190,7
Carne bovina *in natura*	1.165,0	14,5	1.348,4	137,7	117,1	416,0
Carne de frango *in natura*	433,6	47,7	687,9	104,3	113,5	336,1
Semimanufaturado de ferro e aço	4,4	205,4	218,8	-27,1	289,6	183,8
Laminados planos	-29,2	171,4	92,2	-22,9	206,4	136,3
Couro	49,8	91,0	186,1	33,9	47,0	96,7
Fumo em folhas	125,6	26,6	185,5	45,8	88,2	174,5
Minério de ferro	87,6	171,1	408,7	69,2	220,7	442,5
Gasolina	65,4	581,8	1.027,8	-21,4	301,5	215,6
Óleos combustíveis	181,8	567,2	1.780,1	19,7	297,7	376,1
Petróleo em bruto*	-	-	-	84,4	334,7	701,5
Algodão	17.036,7	-4,2	16.316,5	386,1	52,6	642,0
Milho	89.741,6	-86,8	11.758,0	134,2	124,2	425,1
Álcool etílico*	-	-	-	760,2	67,1	1.337,3
Total	110,6	244,2	359,4	60,7	257,4	277,5

* - o Brasil começou a exportar petróleo e álcool etílico de forma consistente a partir de 2001.
Fonte: MDIC.

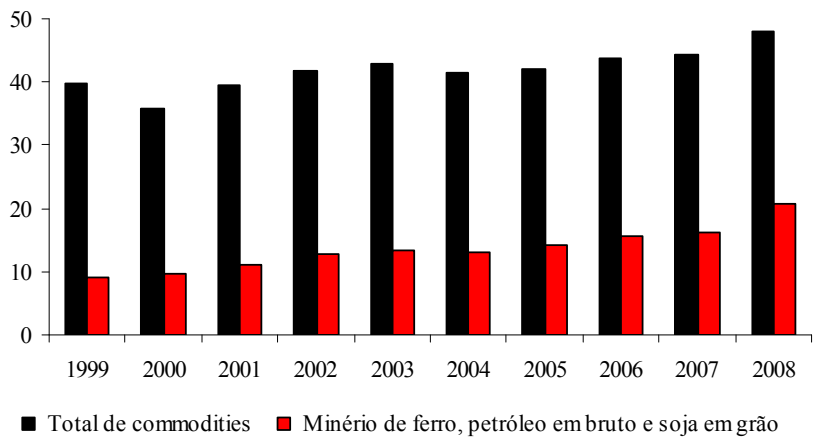


Gráfico 4.6 - Participação das *commodities* nas exportações (% do total em valor)
Fonte: MDIC.

4.3 Descrição da metodologia e resultados das estimações

4.3.1 Modelos de séries de tempo

Um grande número de trabalhos na literatura de economia internacional trata da abordagem empírica do comércio entre países. Magee (1975) e Goldstein e Khan (1985) apresentam duas revisões extensas sobre o tema. Segundo os autores, relações importantes nessa literatura são as equações de demanda por exportações e importações. Em específico, segundo Goldstein e Khan (1985), caso os bens comercializados sejam substitutos imperfeitos, um modelo de equilíbrio para o comércio internacional contém uma equação de demanda do mundo por produtos do país e uma equação de demanda do país por bens estrangeiros. Ambas podem ser derivadas a partir de agentes que maximizam suas utilidades sujeitas a restrições orçamentárias.

Seguindo a notação de Senhadji e Montenegro (1998), supõe-se que o país exportador (país doméstico) tenha apenas um parceiro comercial (país estrangeiro). Portanto, a demanda por exportações do exportador (x_t) será idêntica à demanda por importações do parceiro comercial (m_t^*). Supõe-se, ademais, que a decisão de importar no país estrangeiro é feita por um agente representativo com horizonte infinito que decide quanto consumir de bens

domésticos (d_t^*) e de bens importados (m_t^*), onde o asterisco designa variáveis relativas ao país estrangeiro. A decisão intertemporal do agente representativo no país estrangeiro pode ser formalizada por

$$\underset{\{d_t^*, m_t^*\}_{t=0}^{\infty}}{Max} \quad E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (1+\delta)^{-1} u(d_t^*, m_t^*) \tag{4.1}$$

sujeito a

$$b_{t+1}^* = (1+r)b_t^* + (e_t^* - d_t^*) - p_t m_t^* \tag{4.2}$$

$$e_t^* = (1-\rho)\bar{e}^* + \rho e_{t-1}^* + \xi_t^*, \xi_t^* \sim (0, \sigma^2) \tag{4.3}$$

$$\lim_{T\to\infty} \frac{b_{t+1}^*}{\prod_{t=0}^{T} (1+r)^{-1}} \tag{4.4}$$

onde δ é a taxa de desconto subjetiva do consumidor; r é a taxa de juros mundial; b_{t+1}^* é o estoque de títulos domésticos detidos pelo país estrangeiro no período *t+1*, se positivo, ou o estoque de títulos estrangeiros detidos pelo país doméstico em *t+1*, se negativo; e_t^* é a dotação estocástica que segue um processo autoregressivo de ordem 1 com média condicional $\bar{e}^*$ e variância não-condicional $\sigma^2/(1-\rho^2)$, onde σ^2 é a variância da inovação *iid* ξ_t^* e ρ determina o grau de persistência do choque sobre a dotação; p_t é o preço do bem doméstico em termos do bem estrangeiro. As equações (4.2), (4.3) e (4.4) representam, respectivamente, a equação de transações correntes, o processo estocástico dos choques de dotação, e a condição de transversalidade que impede esquemas Ponzi.

As condições de primeira ordem são

$$u_t^{d^*} = \lambda_t \tag{4.5}$$

$$u_t^{m^*} = \lambda_t p_t \tag{4.6}$$

$$\lambda_t = (1+\delta)^{-1}(1+r)E_t \lambda_{t+1} \tag{4.7}$$

onde λ_t é o multiplicador de Lagrange da equação (4.2) de transações correntes. A equação (4.5) mostra que λ_t é a utilidade marginal do bem produzido pelo país doméstico para o consumidor estrangeiro.

A partir de Ogaki (1992) e Clarida (1994), supõe-se que a função de utilidade instantânea é log aditiva, tal que

$$u(d_t^*, m_t^*) = A_t (d_t^*)^{1-\alpha} (1-\alpha)^{-1} + B_t (m_t^*)^{1-\beta} (1-\beta)^{-1}, \ \alpha, \beta > 0 \tag{4.8}$$

$$A_t = e^{a_0 + \varepsilon_{A,t}} \tag{4.9}$$

$$B_t = e^{b_0 + \varepsilon_{B,t}} \tag{4.10}$$

onde A_t e B_t são choques exponenciais estacionários e aleatórios sobre as preferências; $\varepsilon_{A,t}$ e $\varepsilon_{B,t}$ são choques estacionários e α e β são parâmetros de curvatura. Substituindo a equação (4.8) em (4.5) e (4.6), obtém-se

$$d_t^* = \lambda_t^{-\frac{1}{\alpha}} A_t^{\frac{1}{\alpha}} \tag{4.11}$$

$$m_t^* = \lambda_t^{-\frac{1}{\beta}} B_t^{\frac{1}{\beta}} p_t^{-\frac{1}{\beta}} \tag{4.12}$$

Substituindo as equações (4.9) a (4.11) em (4.12) e linearizando a relação, tem-se

$$\log(m_t^*) = \log(x_t) = c_0 - \frac{1}{\beta}\log(p_t) + \frac{\alpha}{\beta}\log(d_t^*) + \varepsilon_t \tag{4.13}$$

onde $c_0 = (1/\beta)(b_0 - a_0)$ e $\varepsilon_t = (1/\beta)(\varepsilon_{B,t} - \varepsilon_{A,t})$.

Porém, nesse modelo $x_t^* = e_t^* - d_t^* = PIB_t^* - d_t^*$, onde x_t^* são as exportações do país estrangeiro. Logo, $d_t^* = PIB_t^* - x_t^*$ e a equação (4.13) pode ser reescrita como

$$\log(m_t^*) = \log(x_t) = c_0 - \frac{1}{\beta}\log(p_t) + \frac{\alpha}{\beta}\log(PIB_t^* - x_t^*) + \varepsilon_t \tag{4.14}$$

Mais recentemente, a literatura de comércio internacional, também utilizando a equação (4.14), tem se preocupado com a possível influência de algumas variáveis sobre as exportações e importações, em específico a volatilidade da taxa de câmbio. Alguns exemplos dessa linha de pesquisa são Bahmani-Oskooee e Payesteh (1993), Choudhurry (1993), Gagnon (1993), Grobar (1993), Caporale e Doroodian (1994), Arize (1995), Arize e Shwiff (1998), Dell'Ariccia (1999), Senhadji e Montenegro (1999), Arize *et al*. (2000), Aristotelus (2001), Bahmani-Oskooee e Ardalani (2006). Para isso, os autores utilizam uma medida de volatilidade na taxa de câmbio do lado direito da equação de demanda de exportações e analisam sua significância.

Esse ramo da literatura que testa a influência de determinada variável sobre o comércio internacional fornece uma abordagem para investigar o possível impacto dos preços de *commodities* sobre as exportações brasileiras, o que, caso confirmado, configuraria a ocorrência de doença holandesa no país. Portanto, uma das abordagens utilizadas neste capítulo é estimar equações de demanda de exportações de bens manufaturados e testar o impacto dos preços de *commodities* sobre as mesmas, seguindo principalmente Arize (1995).

Assim, estimou-se uma variação da equação (4.14):

$$x = f(p,\ y,\ pc) \tag{4.15}$$

$$\text{-} \quad + \quad ?$$

onde x são as exportações brasileiras; p é o preço das exportações domésticas relativo às mundiais; y é uma medida de atividade econômica no mundo; e pc é um índice de preços de *commodities*. Os sinais abaixo da equação são aqueles correspondentes às derivadas parciais de x. O ponto de interrogação relativo ao sinal dos preços das *commodities* é justificado pela incerteza quanto ao impacto dessa variável sobre as exportações físicas. Caso seja negativo, haveria indicação da ocorrência de doença holandesa. Portanto, é a ligação dessa variável com as exportações que será de interesse central nas estimações apresentadas a seguir.

Os dados são novamente mensais e disponíveis de janeiro de 1999 a dezembro de 2008. Para as estimações, foram utilizados logaritmos dos dados, de modo a eliminar não-linearidades na

relação entre os mesmos. Os números foram dessazonalizados com o método TRAMO-SEATS.

As variáveis empregadas foram:

a) **Exportação:** dados de exportações físicas (*quantum*) de bens manufaturados publicados pela Funcex e calculados a partir de uma decomposição dos dados do comércio em valor;

b) **Preços de bens manufaturados:** a partir dos dados de valor e *quantum* de exportação mundial, divulgados pelo FMI, calculou-se indiretamente um índice de preços das exportações totais. De posse do índice de preços de *commodities* divulgado pelo FMI e da participação de bens manufaturados no total das exportações mundiais, disponível na publicação *World Development Indicators*, divulgada anualmente pelo Banco Mundial, pode-se determinar, mais uma vez de forma indireta, um índice de preços de bens manufaturados no mundo. Dividiu-se o índice de preços dos bens exportados divulgado pela Funcex por esse índice calculado a partir de dados do FMI e do Banco Mundial;

c) **Atividade econômica mundial:** dada a inexistência de dados mensais agregados para o mundo, seja de produção industrial ou de PIB, foram utilizadas as exportações mundiais em *quantum* como *proxy* do desempenho da atividade econômica;

d) **Preços de *commodities*:** foram utilizados os mesmos índices do capítulo 3, a saber o índice de preços das *commodities* exportadas pelo Brasil, calculados a partir de dados do MDIC (índice de *commodities* Brasil) e o índice CRB.

O gráfico 4.7 a seguir mostra o comportamento das séries empregadas neste capítulo durante o período analisado.

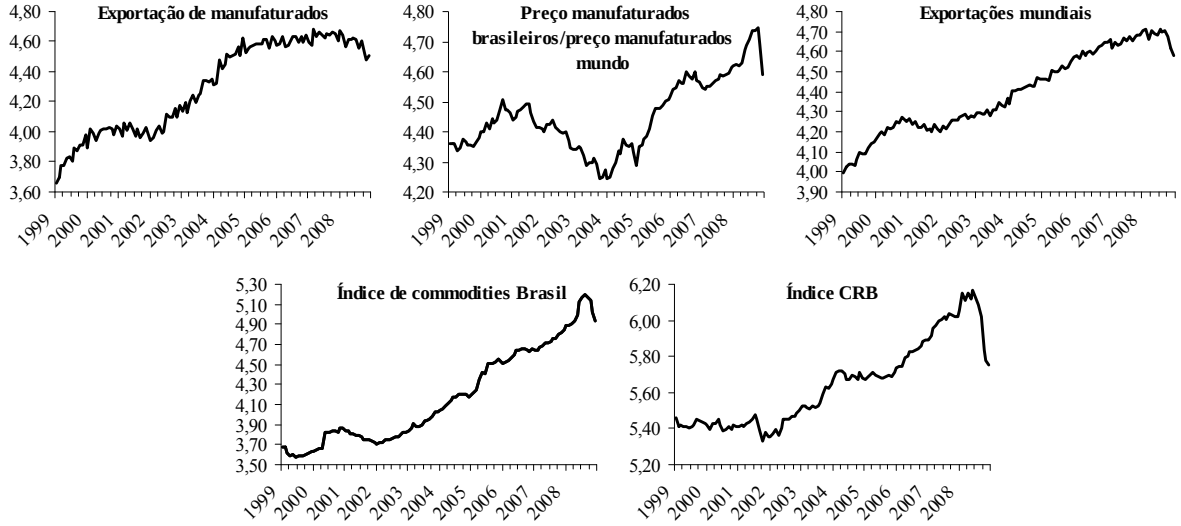


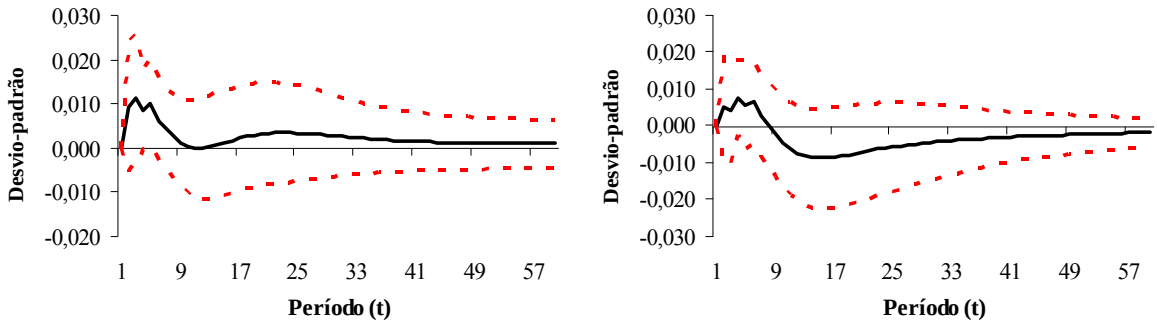
Gráfico 4.7 - Índices mensais (em logaritmo)
Fontes: Funcex, FMI, MDIC, CRB, diversos bancos centrais e órgãos estatísticos oficiais.

Para a estimativa da equação (4.15), devem-se levar em consideração dois pontos levantados pela literatura. Em primeiro lugar, o fato das séries utilizadas possivelmente apresentarem uma raiz unitária. Novamente testou-se essa hipótese com a metodologia de Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001), que não foi rejeitada (ver tabela B.1 no apêndice B) Em segundo, a possibilidade da relação entre as exportações físicas e as variáveis incluírem defasagens.

Para resolver ambos, seguiu-se a metodologia empregada por Koray e Lastrapes (1989), Arize (1995), Arize e Shwiff (1998), Bahmani-Oskooee (1998), Bahmani-Oskooee e Niroomand (1998) e Arize *et al.* (2000) e foram estimados modelos de vetores autoregressivos (VAR) e modelos de correção de erro (VECM) para testar a hipótese de relação negativa entre exportações físicas e preços de *commodities*.

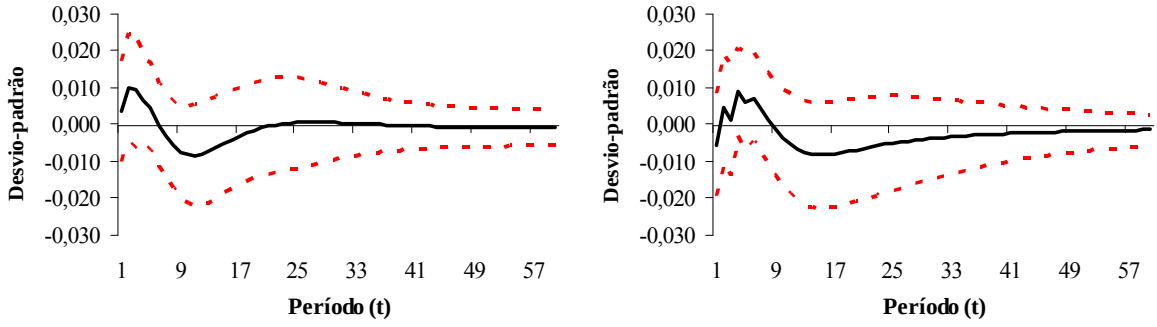
Seguindo os procedimentos apresentados no capítulo 3, definiu-se que o modelo VAR contendo as exportações de bens manufaturados; a razão preços de manufaturados brasileiros/preços de manufaturados no mundo; as exportações físicas mundiais; e o índice de *commodities* Brasil deveria conter quatro defasagens (p = 4). Para o VAR que substitui o índice de preços de *commodities* brasileiras pelo índice CRB, foi escolhido p = 3.

A partir dessas estimações, foram obtidas as funções resposta ao impulso de um choque nos preços de *commodities* sobre as exportações em *quantum*, novamente empregando-se duas ordenações. A ordenação 1 com exportações em *quantum* de bens manufaturados; razão de preços de bens manufaturados; exportações físicas mundiais; e preços das *commodities*. A ordenação 2 foi definida pela inversão da ordenação 1. Foram, assim, obtidas as seguintes funções de resposta ao impulso, representadas pelas linhas negras cheias. As linhas vermelhas pontilhadas são dois desvios-padrões acima e abaixo da função.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 4.8 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

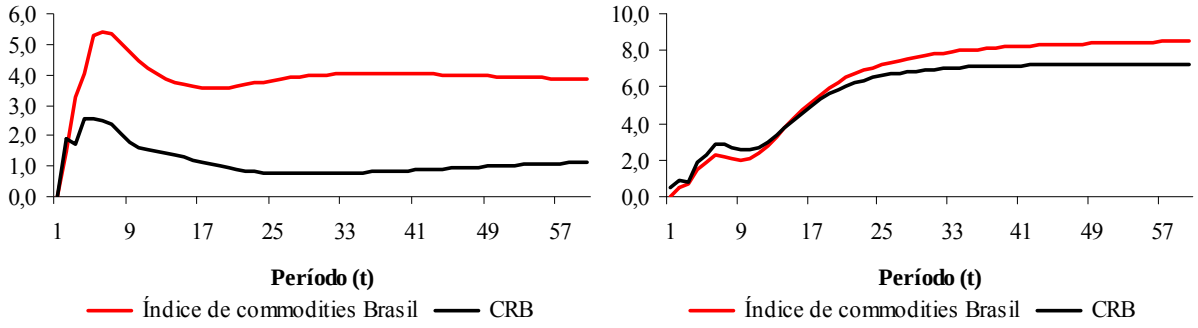
Gráfico 4.9 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008

Para o modelo com o índice de *commodities* Brasil, vê-se que um choque sobre o preço de *commodities* tem impacto imediato contra-intuitivo: aumenta as exportações. Esse choque se dissipa em poucos períodos, com a função revertendo para zero. Na ordenação 2, o impacto do choque oscila entre positivo e negativo antes de se tornar nulo (gráficos 4.8 e 4.9, painéis a). Deve-se notar que, em ambos os casos, o intervalo de confiança ao redor do resultado da função de resposta ao impulso é largo o suficiente para, durante todo o período de análise, envolver zero. Com isso, os movimentos apresentados podem não ser estatisticamente significantes.

Para o modelo com o índice CRB, o impacto inicial do choque também aumenta as exportações. Porém ao longo do tempo esse choque se reverte, levando a impacto negativo sobre as vendas externas. Porém, o intervalo de confiança novamente engloba o valor nulo durante todos os períodos e não se pode afirmar que o impacto seja, em determinado ponto, estatisticamente diferente de zero.

A análise da decomposição da variância dos erros de projeção (gráfico 4.10) mostra que os índices de preços de commodities têm relativamente pouca importância para as exportações físicas. Utilizando a ordenação 1, a participação da variância do índice de *commodities* Brasil inicialmente cresce até pouco mais de 5%, daí decrescendo e se estabilizando ao redor de 4% (painel a). Para o índice CRB, esse movimento é menor, chegando a 2% e diminuindo para cerca de 1%. Com a ordenação 2 (gráfico 4.10, painel b), as participações das variâncias dos índices de preços são maiores, chegando a cerca de 8%. Porém, ainda assim são as menores dentre as variáveis do modelo.

Assim, tanto a análise das funções resposta ao impulso como da decomposição da variância não parecem mostrar relação entre os índices de preços de *commodities* e as exportações físicas.



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 4.10 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008

O passo seguinte, assim como no capítulo 3, foi estimar os modelos VECM. Seguindo a metodologia já apresentada, testou-se a presença de uma raiz unitária nos dados. Os testes de Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001) rejeitaram a hipótese de estacionariedade para as séries (tabela B.1 no apêndice B). A seguir, foram realizados os testes de Johansen para a existência de cointegração entre as variáveis. Esse teste apontou a existência de um vetor de cointegração tanto para o modelo com o índice de commodities Brasil como para aquele com

o índice CRB (tabelas B.2 e B.3 no apêndice B).

Para os testes e estimações, foram escolhidos modelos com constante e tendência no vetor de cointegração, dada a característica não-linear do comportamento das exportações físicas no período 1999 a 2008. Porém, a estimação desse modelo apresentou tendência estatisticamente não-significante, o que levou à reestimação dos modelos sem esse componente. O número de defasagens foi escolhido de modo a deixar os resíduos mais próximos de ruído branco.

Os resultados dos vetores de cointegração estimados são apresentados na tabela 4.4 a seguir. Em razão disso, assim como se procedeu no capítulo 3, os sinais estimados para as variáveis devem ser invertidos quando se comparam os resultados com os previstos pela equação (4.15).

Em primeiro lugar, nota-se que os sinais estimados para o preço dos bens manufaturados e a *proxy* de atividade mundial foram aqueles esperados pela equação (4.15): o impacto da primeira variável é negativo sobre as exportações físicas (sinal positivo no vetor de cointegração), enquanto a segunda é positivamente relacionada às vendas externas (sinal negativo na estimação). Ademais, seus valores estão em linha com aqueles estimados para outros países em desenvolvimento por Bahmani-Oskooee (1998), Bahmani-Oskooee e Niroomand (1998) e Arize *et al*. (2000).

Porém, é interessante analisar o impacto dos preços de *commodities* sobre as exportações físicas. Nesse caso, as estimações apresentaram sinais distintos: o índice de *commodities* Brasil (equação 1) mostrou impacto negativo (sinal positivo no vetor de cointegração), enquanto o índice CRB (equação 2) se mostrou positivamente relacionado (sinal negativo no vetor de cointegração). No entanto, ambos se mostraram estatisticamente iguais a zero, o que mostra ausência de relação estatisticamente significante entre as variáveis. Isso permite concluir, ao menos para o período em análise, que não parece ter ocorrido diminuição das exportações em razão do crescimento dos preços das *commodities*. De outra forma, as exportações brasileiras não parecem ter sofrido com a doença holandesa.

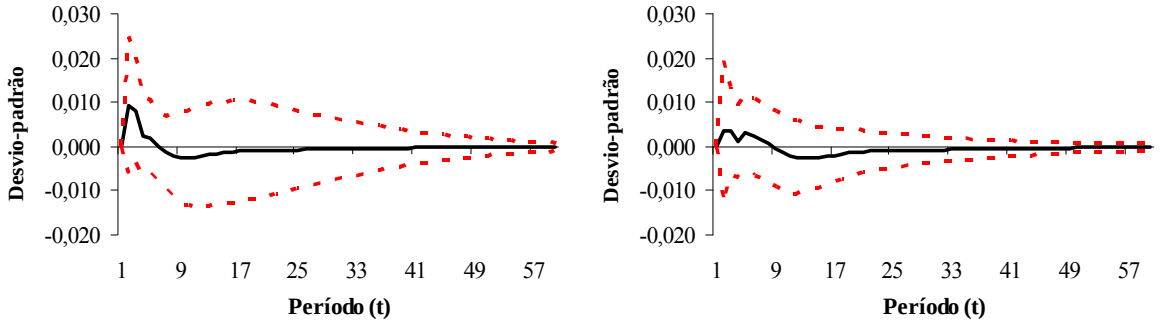
Tabela 4.4 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008

	(1)	(2)
Variável dependente	**Exportação de manufaturados**	**Exportação de manufaturados**
Primeira observação	07/1999	07/1999
Observação final	12/2008	12/2008
Número de observações	116	116
Vetores de cointegração	1	1
Número de defasagens	5	5
Preço de exportação	1,303*	1,754*
	(9,578)	(7,557)
Exportações mundiais	-2,153*	-1,534*
	(-8,982)	(-5,711)
Índice de *commodities* Brasil	0,119	-
	(1,029)	
CRB	-	-0,166
		(-0,761)
Constante	-1,129	-4,437

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%.

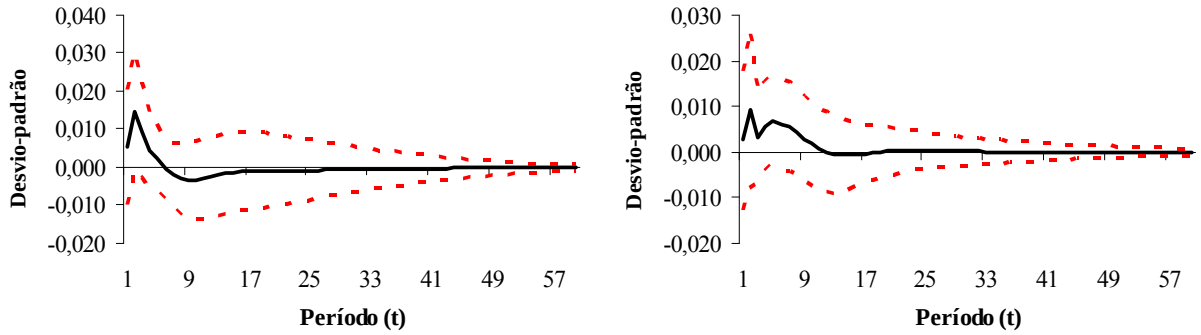
Novamente a fim de testar a robustez das estimações, restringiu-se o período de análise para os anos de 2003 a 2008. Procedeu-se da mesma maneira que anteriormente descrita para a escolha do número de defasagens incluído nos modelos VAR, definidas em $p = 2$ para ambos.

A partir dessa definição, foram estimadas as funções de resposta ao impulso e as decomposições das variâncias dos erros de projeção. As primeiras estimativas (gráfico 4.11) mostram relação direta entre preços de commodities e exportações físicas nos primeiros períodos após choque nos preços. Esse efeito se torna levemente negativo por alguns períodos e desaparece rapidamente, revertendo a zero subseqüentemente. Ao se mudar a ordenação, esse resultado se mantém em larga medida (gráfico 4.12). Nota-se novamente que, para as duas variáveis, em ambas as ordenações, os intervalos de confiança são largos o suficiente para englobar o zero, indicando que as respostas ao impulso podem ser nulas.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

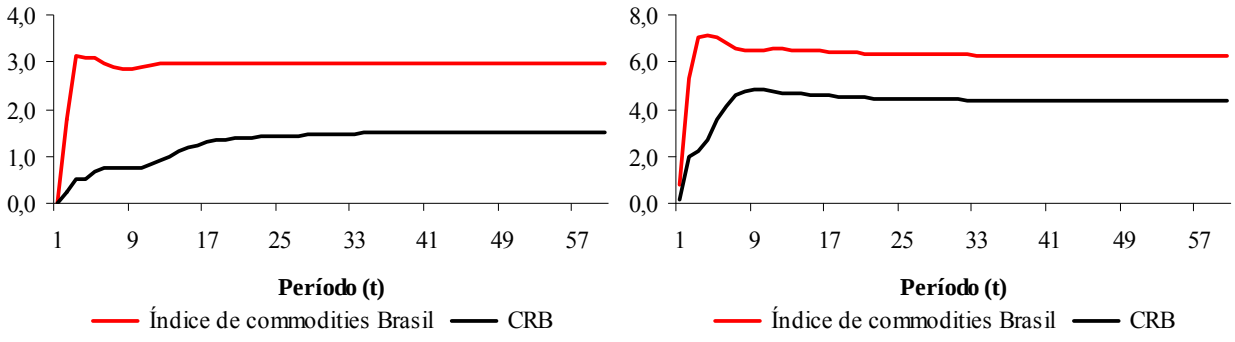
Gráfico 4.11 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 4.12 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008

As estimações das decomposições das variâncias dos erros novamente mostram pequena importância relativa dos preços das *commodities* nos modelos, tanto na ordenação 1 como na 2 (gráfico 4.13). Na primeira, o índice de commodities Brasil atinge 3% quando se estabiliza, enquanto o índice CRB atinge 1%. Esses percentuais aumentam para 4% e 7%, respectivamente, quando se altera a ordenação. Logo, a análise de inovação não parece mostrar relação estatisticamente significante e negativa entre preços de *commodities* e exportações físicas.



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 4.13 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008

O próximo passo foi a estimação dos modelos VECM. Porém, o teste de Johansen não encontrou relação estável de longo prazo para o modelo contendo o índice de *commodities* Brasil (tabela B.4 no apêndice B). Para o modelo com o índice CRB, o teste apontou a existência de dois vetores de cointegração (tabela B.5 no apêndice B). Para esse segundo, o componente de tendência se mostrou novamente estatisticamente não-significativo e o modelo foi estimado apenas com a constante no vetor de cointegração.

O resultado da estimação (equação 3 na tabela 4.5) novamente mostrou relação positiva entre atividade e exportações (coeficiente negativo no vetor de cointegração), em patamar semelhante ao encontrado para o período 1999-2008 e por trabalhos como Bahmani-Oskooee (1998), Bahmani-Oskooee e Niroomand (1998) e Arize *et al*. (2000).

A estimação da relação entre o índice CRB e as exportações físicas se mostrou negativa (sinal positivo no vetor de cointegração), porém novamente estatisticamente não-significante. Logo, também no período 2003-2008, tanto para a análise de inovação conduzida para os modelos VAR como na estimação do modelo VECM, não foram encontradas evidências da ocorrência de impacto negativo dos preços de *commodities* sobre as exportações brasileiras.

Tabela 4.5 - Resultado da estimação da relação de cointegração - amostra de 2003 a 2008

Variável dependente	(3) Exportação de manufaturados
Primeira observação	07/2003
Observação final	12/2008
Número de observações	66
Vetores de cointegração	2
Número de defasagens	5
Preço de exportação	0,000
Exportações mundiais	-2,214* (-3,325)
Índice de *commodities* Brasil	-
CRB	0,061 (0,140)
Constante	5,163

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%.

A equação (4.15), em virtude da derivação de um modelo de maximização de utilidade do consumidor, não inclui a taxa de câmbio entre as variáveis explicativas. A diferença entre o preço de exportação de bens manufaturados brasileiros e os bens internacionais já deveria incluir essa informação como evidenciado na formulação de Goldstein e Khan (1985), que inclui a taxa de câmbio de forma indireta.

Em vista do potencial erro de medida na construção da série de preço internacional de bens manufaturados, determinado como resíduo, optou-se por incluir a taxa efetiva de câmbio na equação (4.15), determinando a seguinte relação a ser estimada:

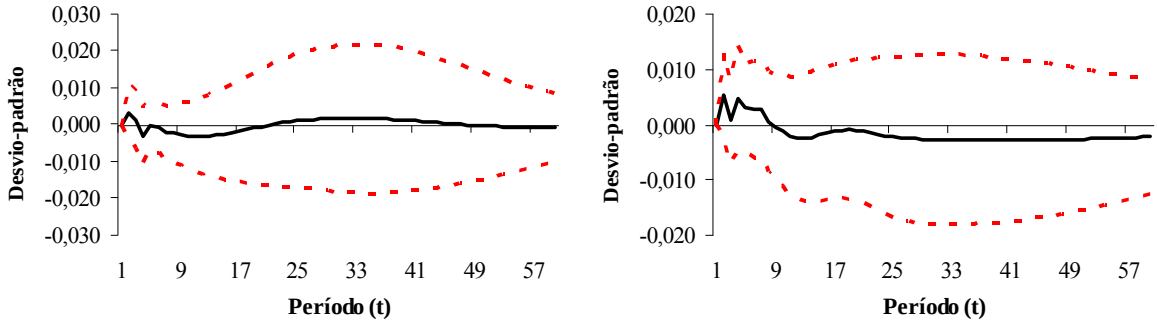
$$x = f(p,\ y, REER,\ pc) \qquad (4.16)$$

$$\quad - \quad + \quad + \quad ?$$

onde *REER* é a taxa efetiva de câmbio, definida no capítulo 3, e os sinais abaixo da equação (4.16) indicam o sinal das derivadas parciais. Tentou-se, ademais, estimar os modelos com outra variável relacionada ao nível de atividade, a taxa de juros. Porém, essas se mostraram instáveis, sem resultados confiáveis e essa abordagem foi abandonada.

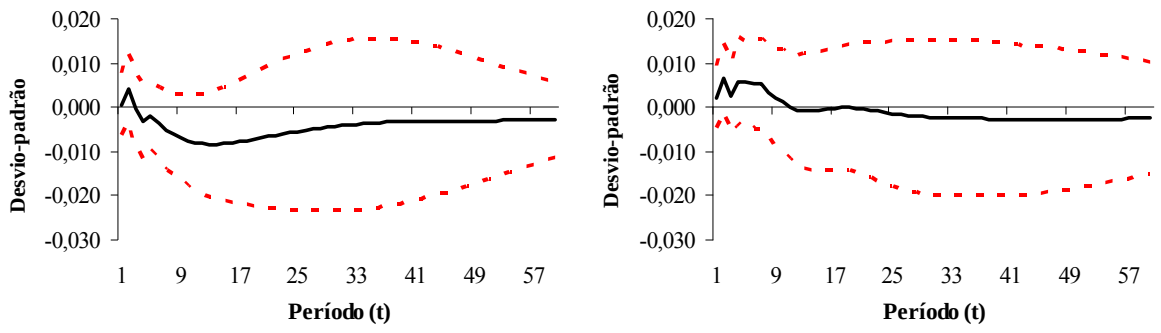
A estimação de modelos VAR foi realizada com 4 defasagens tanto para o modelo incluindo o índice de *commodities* Brasil quanto para aquele utilizando o índice CRB ($p = 4$). A partir das estimações, procedeu-se com a análise de inovação da mesma forma mostrada anteriormente, com as funções de resposta ao impulso as decomposições de variância. Para isso, definiu-se a ordenação 1 com exportações em *quantum* de bens manufaturados; taxa efetiva de câmbio; razão de preços de bens manufaturados; exportações físicas mundiais; e preços das *commodities*. A ordenação 2 foi definida pela inversão da ordenação 1.

O gráfico 4.14 mostra as funções de resposta ao impulso, pelas linhas negras cheias. As linhas vermelhas pontilhadas representam dois desvios-padrões acima e abaixo da função.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 4.14 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 1999 a 2008

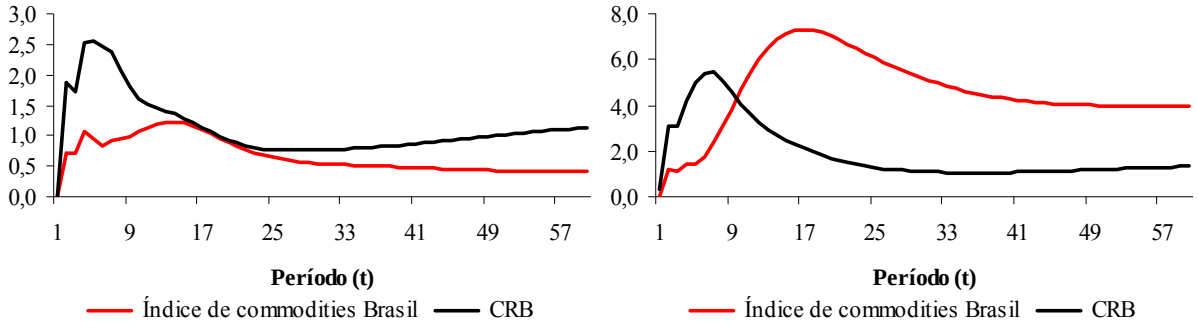


(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 4.15 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 1999 a 2008

Apesar da leve alteração na forma da função de resposta ao impulso para o modelo com o índice de *commodities* Brasil com a mudança de ordenação, o que se vê, em geral, é pequeno impacto do preço de *commodities* sobre as exportações físicas. Nota-se que, para os modelos com índice de commodities Brasil na ordenação 2 e com índice CRB em ambas as ordenações, o impacto do preço de *commodities* causa impacto negativo sobre as exportações alguns períodos à frente. Porém, em todos os casos o intervalo de confiança é largo o suficiente para englobar zero, o que não dá certeza sobre a significância estatística do resultado.

A decomposição da variância dos erros de projeção (gráfico 4.16) mostra certa alteração nos resultados com a mudança de ordenação para o modelo com índice de *commodities* Brasil, que passa de menor para maior em comparação ao resultado com o índice CRB. Porém, em ambas as ordenações não parece haver grande importância dos preços de commodities para explicar os erros de projeção das exportações físicas. Quando tomados em conjunto, ambas as abordagens de análise de inovação não dão mostras de relação negativa entre preços de *commodities* e exportações em *quantum*.



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 4.16 - Decomposição da variância (% do total) com taxa efetiva de câmbio - amostra de 1999 a 2008

A partir daí, foram realizados testes de Johansen, que encontraram dois vetores de cointegração entre o conjunto de variáveis contendo o índice de *commodities* Brasil (tabela B.6 no apêndice B) e aquele contendo o índice CRB (tabela B.7). As estimações dos modelos VECM são apresentadas na tabela 4.6 a seguir.

Os resultados obtidos foram similares àqueles encontrados nos modelos sem a taxa efetiva de câmbio. Os coeficientes relativos ao preço de bens manufaturados e às exportações mundiais foram estimados com os sinais esperados e mostraram valores ligeiramente inferiores àqueles obtidos nos modelos sem a taxa efetiva de câmbio. Novamente, se mostraram em linha com a literatura.

Os coeficientes relativos aos índices de preços de commodities apresentaram relação negativa dessas variáveis com as exportações físicas (sinal positivo no vetor de cointegração). Porém, se mostraram estatisticamente iguais a zero em ambos os modelos, evidenciando inexistência de relação entre as variáveis.

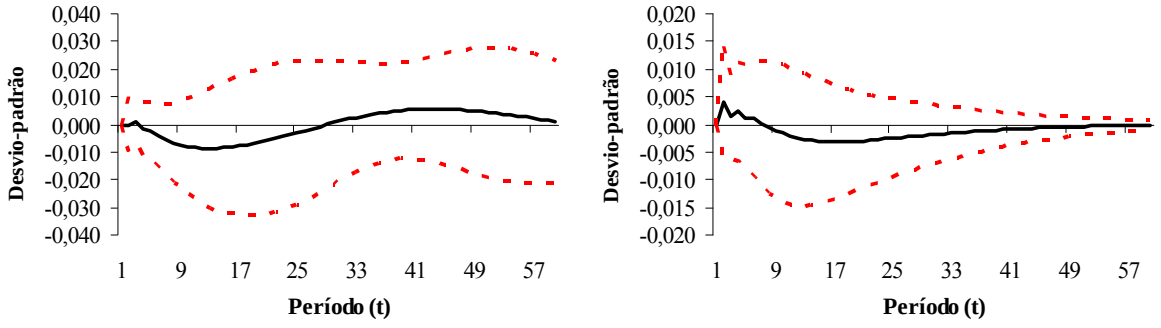
Tabela 4.6 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008

	(4)	(5)
Variável dependente	**Exportação de manufaturados**	**Exportação de manufaturados**
Primeira observação	08/1999	07/1999
Observação final	12/2008	12/2008
Número de observações	113	114
Vetores de cointegração	2	2
Número de defasagens	6	5
Taxa efetiva de câmbio	0,000	0,000
Preço de exportação	1,192* (8,46)	1,336* (8,78)
Exportações mundiais	-2,111* (-8,12)	-1,894* (-11,62)
Índice de *commodities* Brasil	0,039 (0,37)	-
CRB	-	0,075 (0,56)
Tendência	0,001 (0,61)	-
Constante	-0,539	-2,349

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%.

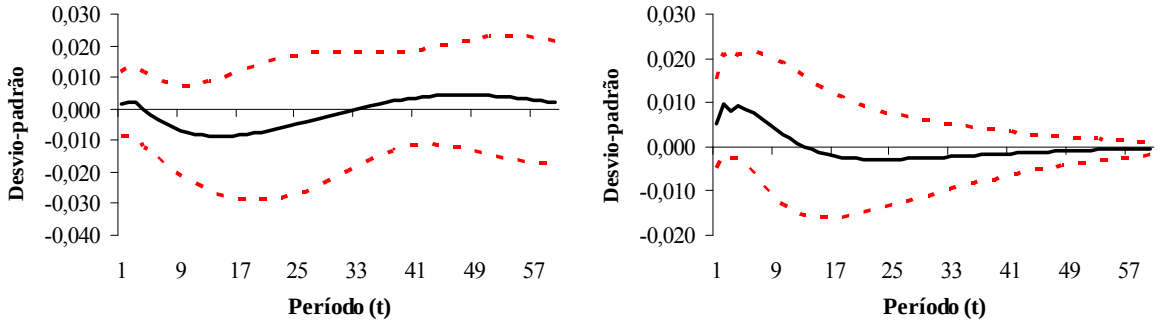
Para testar a robustez dos resultados, novamente restringiu-se a amostra de 1999 a 2008 para o período 2003 a 2008. Os modelos VAR foram estimados com $p = 2$. Em seguida, foi conduzida a análise de inovação utilizando as mesmas ordenações descritas anteriormente.

As funções de resposta ao impulso (gráfico 4.17) mudaram pouco com as alterações nas ordenações em ambos os modelos. Para a estimação com o índice de *commodities* Brasil, o impacto sobre as exportações flutua ao redor de zero. Para o modelo com o índice CRB, o impacto inicial é positivo, logo se torna negativo e converge para nulo. No entanto, em ambos os casos os intervalos de confiança são largos e englobam o zero, indicando que os resultados possivelmente não são estatisticamente significantes.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

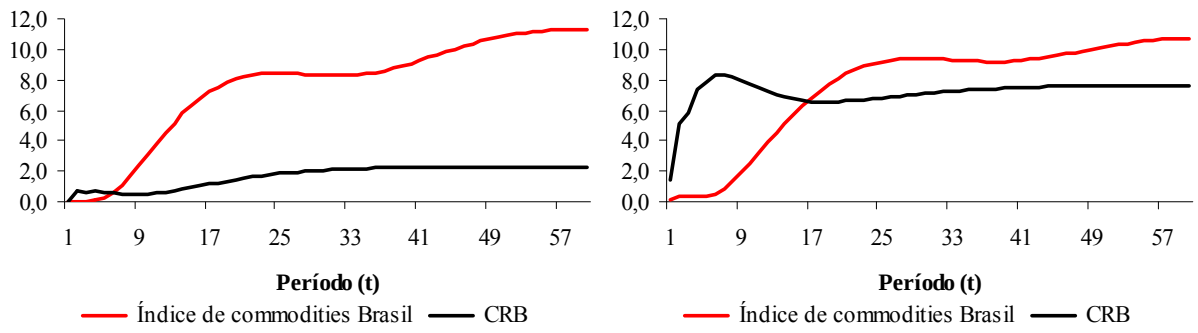
Gráfico 4.17 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 2003 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 4.18 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 com taxa efetiva de câmbio - amostra de 2003 a 2008

Houve certa mudança também nas decomposições das variâncias dos erros de projeção com as duas ordenações (gráfico 4.19). A importância do índice de commodities Brasil se manteve similar, porém a do índice CRB aumentou sensivelmente. Porém, em ambas as ordenações essas importâncias se mantiveram relativamente baixas, menores que 12%. Novamente, parece haver indicações de inexistência de relação negativa entre preços de *commodities* e exportações físicas.



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 4.19 - Decomposição da variância (% do total) com taxa efetiva de câmbio - amostra de 2003 a 2008

Os testes de Johansen indicaram um vetor de cointegração entre as variáveis, independente do índice de preços de *commodities* utilizado (tabelas B.8 e B.9 no apêndice B). Nota-se que, com a inclusão da taxa efetiva de câmbio, encontrou-se uma relação de equilíbrio de longo prazo para o modelo que levou em conta o índice de *commodities* Brasil, ao contrário do observado anteriormente.

Os resultados das estimações (equações 6 e 7 na tabela 4.7) mostram que, em geral, coeficientes com os sinais esperados. A única exceção ocorreu para a taxa efetiva de câmbio no modelo com o índice de *commodities* Brasil. Porém, em ambos os modelos os coeficientes associados a essa variável não foram estimados estatisticamente diferente de zero. Os valores dos coeficientes associados a preços de manufaturados e exportações mundiais se mantiveram próximos àqueles encontrados anteriormente.

Por fim, os coeficientes associados a ambos os índices de preços de *commodities* apresentaram impacto positivo sobre as exportações físicas (sinal negativo no vetor de cointegração). Porém, ambos não se mostraram estatisticamente diferentes de zero ao nível de 10%. Logo, também nos modelos que levaram em conta a taxa efetiva de câmbio de forma explícita não foram encontradas evidências de relação negativa entre preços de *commodities* e as exportações brasileiras.

Tabela 4.7 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 2003 a 2008

	(6)	(7)
Variável dependente	**Exportação de manufaturados**	**Exportação de manufaturados**
Primeira observação	09/2003	10/2003
Observação final	12/2008	12/2008
Número de observações	64	63
Vetores de cointegração	1	1
Número de defasagens	7	8
Taxa efetiva de câmbio	-0,182 (-1,51)	0,118 (0,54)
Preço de exportação	0,822* (3,51)	0,521* (4,40)
Exportações mundiais	-2,879* (-8,59)	-3,080* (-8,87)
Índice de *commodities* Brasil	-0,229 (1,46)	-
CRB	-	-0,045 (-0,20)
Tendência	0,013* (4,31)	0,015** (2,34)
Constante	6,245	6,246

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%.

4.3.2 Equação de gravitação

Com relação à segunda metodologia empregada neste capítulo, segundo Feenstra (2003), uma característica comum entre os modelos de concorrência monopolística e de Hecksher-Ohlin com um contínuo de bens é que, em ambos, o número de bens é maior que o de fatores de produção. Isso possibilita a especialização em diferentes variedades de produtos entre os

países. Nesse caso, os padrões de comércio podem ser descritos de uma forma simples pela equação de gravitação, introduzida na literatura econômica por Tinbergen (1962), mas, segundo Head (2000), primeiramente proposta por Newton em 1687, em sua Lei da Gravitação Universal.

A forma mais simples da equação de gravidade descreve as relações bilaterais de comércio entre países como uma relação envolvendo os PIBs e a distância entre os mesmos. Sua representação é dada, segundo Head (2000), por

$$F_{ij} = G\frac{M_i^{\alpha} M_j^{\beta}}{D_{ij}^{\theta}} \tag{4.17}$$

onde F_{ij} representa o fluxo de origem i e destino j, M_i e M_j são os tamanhos das respectivas economias, medido pelo PIB, e D_{ij} é a distância entre os países. Ressalta-se que, na formulação clássica de Newton, $\alpha = \beta = 1$ e $\theta = 2$.

A partir dessa proposição, infere-se que países grandes tendem a comercializar mais entre si. Países que são mais parecidos em seus tamanhos relativos também comercializam mais. Por fim, distâncias maiores são impedimentos para o comércio.

Dada a característica não-linear da equação de gravitação, seu emprego empírico exige linearização de (4.17), tal que

$$\ln F_{ij,t} = \ln G + \alpha \ln M_{i,t} + \beta \ln M_{j,t} - \theta \ln D_{ij} \tag{4.18}$$

A aplicação da equação de gravitação ao comércio bilateral e de análise da mesma são abundantes: Anderson (1979), Bergstand (1985, 1989), Summary (1989), McCallum (1995), Deardorff (1998), Dell'Ariccia (1999), Redding e Venables (2000), Anderson e van Wincoop (2001), Baier e Bergstand (2001), Feenstra *et al* (2001), Rose e van Wincoop (2001), Evenett e Keller (2002) e Hanson e Xiang (2004).

Em específico, Dell'Ariccia (1999), entre outros, nota que muitos estudos empíricos que se utilizaram da equação de gravitação incluem, de forma *ad hoc*, diversas variáveis *dummy* para

controlar diferentes fatores que podem afetar os custos de transação, como a existência de fronteira comum, língua, laços advindos de passado colonial, o que contribui para expandir a equação (4.18).

Em vista do largo emprego na literatura, propõe-se trabalhar os dados no âmbito desse modelo, de forma a levar em conta o crescimento econômico dos países como fator importante para o comércio. Uma abordagem útil é a de Dell'Ariccia (1999), que testa o possível impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional também incluindo essa variável de forma *ad hoc* na equação de gravitação. O teste de significância estatística da variável mostra se há ou não impacto da mesma sobre o comércio.

Em outro estudo, Stijns (2003) aplica esse modelo ao comércio bilateral mundial, incluindo entre as variáveis explicativas uma que capta o choque sobre o preço da energia. A significância estatística da mesma, nas regressões em painel, evidencia, a hipótese da ocorrência da doença holandesa para o autor.

Neste estudo, altera-se a equação (4.18) para

$$\begin{aligned} \ln F_{ij,t} = \ln G + \beta_1 \ln M_{i,t} + \beta_2 \ln M_{j,t} + \beta_3 \ln D_{ij,t} + \beta_4 \ln FR_{ij,t} + \beta_5 \ln LING_{ij,t} + \\ + \beta_6 \ln LIT_{j,t} + \beta_7 \ln P_t + \beta_8 \ln PC_t \end{aligned} \tag{4.19}$$

de forma a estimar uma função de demanda por exportações em painel, no âmbito da equação de gravitação, onde

a) F_{ij} representa as exportações brasileiras para o país *j*, de fonte MDIC. A amostra contém 172 países, escolhido com base na disponibilidade dos dados dos PIBs nominais, que têm por fonte o FMI e também pela existência de comércio regular de bens manufaturados nesse período. Os dados estão disponíveis apenas em valor, em milhões de dólares americanos;

b) M_i e M_j são os respectivas PIBs, divulgados pelo FMI, em milhões de dólares americanos;

c) D_{ij} é a distância entre os países, representada pela distância entre as capitais do Brasil e

do respectivo parceiro comercial, utilizando as latitudes e longitudes de cada cidade, medida em quilômetros;

d) FR_{ij} é uma variável *dummy* para a existência de fronteira comum, que adota o valor zero quando não há fronteira e 1 caso contrário;

e) $LING_{ij}$ é uma variável *dummy* para língua comum, que adota o valor zero quando o parceiro comercial não tem o português como idioma oficial e 1 caso contrário;

f) LIT_j é uma variável *dummy* para a existência de litoral, que adota o valor zero quando o país possui portos e 1 caso contrário;

g) *P* representa o índice preço de bens manufaturados exportados, divulgados pela Funcex, aqui utilizado de forma absoluta em razão dos números de exportação serem medidos em valor; e

h) *PC* é um índice de preço de *commodities*, dado pelo índice de *commodities* Brasil e pelo índice CRB, já utilizados anteriormente.

Os estimadores utilizados neste trabalho também levam em conta a dimensão temporal dos dados, daí a inserção do subscrito *t* na equação (4.19). Ademais, o subscrito *i* se mantém fixo, pois indica apenas o fluxo de mercadorias do Brasil para o país de destino *j*.

A partir das definições, são esperados os seguintes sinais para as variáveis:

$$f_{ij} = f(g, m_i, m_j, d_{ij}, fr_{ij}, ling_{ij}, lit_j, p, pc) \qquad (4.20)$$

$$+ \quad + \quad - \quad + \quad + \quad - \quad ? \quad ?$$

onde, de acordo com a literatura supracitada, espera-se que as variáveis com o sinal positivo na equação (4.20) sejam positivamente relacionadas às exportações, aquelas com o sinal negativo sejam negativamente relacionadas e há indefinição quanto ao sinal correspondente aos preços bens manufaturados e os de *commodities*. Caso o segundo seja negativo e estatisticamente significante, há a indicação de ocorrência de doença holandesa.

Com relação aos preços de bens manufaturados, ressalta-se que, por serem utilizados dados de exportação em valor, o coeficiente estimado associado a essa variável representa a elasticidade da receita de exportações. Formalmente, tem-se $R = p.q$, onde R = receita de exportações, p = preços de exportações e q = quantidade exportada. Daí, deriva-se $\left(1/p\right)\left(dR/dp\right) = (1 + E_{x,p})$, onde $E_{x,p}$ é a elasticidade preço de demanda. Dessa forma, o sinal do coeficiente associado ao preço de bens manufaturados pode ser tanto positivo, quando a demanda é pouco elástica e o efeito associado ao aumento do preço sobre a receita predomina, como negativa, quando a elasticidade é elevada e a receita cai.

O período de análise foi delimitado entre 1999 e 2008, de acordo com as razões explicitadas anteriormente. Os dados têm periodicidade anual, com os valores para os índices de preços determinados pelas médias dos dados mensais.

Para a equação de gravitação (4.20), foram estimados modelos de efeitos aleatórios e fixos para o comércio de bens manufaturados, sendo realizados testes de Hausman para determinar a existência de correlação entre as variáveis explicativas e os componentes não observáveis. Ademais, modelos de *pooled OLS* (*POLS*) foram estimados apenas para efeito de comparação.

Uma crítica à qual essas estimações estão sujeitas é a de endogeneidade. Em primeiro lugar, com relação aos preços das *commodities* exportadas pelo Brasil, pois alguns não são necessariamente definidos no mercado internacional. Em segundo lugar, a estimação de uma equação de demanda com o preço de bens manufaturados não inclui os efeitos da demanda sobre o preço, gerando endogeneidade por simultaneidade.

Dessa forma, faz-se necessário instrumentalizar ambas as variáveis. Isso foi realizado utilizando o índice CRB como instrumento do índice de *commodities* Brasil e o índice de preços de bens manufaturados mundiais como instrumento para o índice de preços de manufaturados brasileiros. Em ambos os casos, foram utilizadas a respectiva observação contemporânea e uma defasagem em estimações em dois estágios. Os resultados são apresentados nas tabelas 4.8 e 4.9 a seguir.

A estimação utilizando dados de 1999 a 2008 (tabela 4.8) mostrou, em geral, os sinais esperados na equação (4.20). Os PIBs dos países de destino mostraram sinal positivo, assim como a existência de fronteiras e língua em comum. Distância até o destino, inexistência de litoral no destino e o preço dos bens manufaturados mostraram efeitos negativos sobre as vendas externas. O PIB brasileiro mostrou valores negativos e estatisticamente significantes ao nível de 1%, ao contrário do esperado. Nos modelos com efeitos aleatórios, fronteira e língua comuns não se mostraram estatisticamente significantes.

Os parâmetros associados aos índices de *commodities* se mostraram estatisticamente significantes ao nível de 1% e foram estimados com sinal positivo, evidenciando variáveis positivamente relacionadas às exportações brasileiras. Apesar de não indicarem a ocorrência de doença holandesa, mostram uma relação não esperada. Por fim, ressalta-se que os testes de Hausman sugerem a adoção de estimadores de efeitos aleatórios para os dados.

Tabela 4.8 - Modelos para amostra de 1999 a 2008

Variáveis	*POLS*		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
Constante	20,960*	18,917*	21,958*	19,845*	0,175	-1,690
	(5,89)	(5,93)	(7,64)	(7,35)	(0,08)	(-0,89)
PIB destino	1,016*	1,016*	1,054*	1,042*	1,349*	1,230*
	(66,65)	(66,91)	(28,71)	(28,45)	(12,10)	(11,05)
PIB Brasil	-0,949*	-0,876*	-0,948*	-0,884*	-0,949*	-0,906*
	(-3,11)	(-3,43)	(-5,10)	(-5,74)	(-5,12)	(-5,87)
Distância	-2,353*	-2,355*	-2,421*	-2,413*	-	-
	(-28,32)	(-28,46)	(-11,40)	(-11,38)		
Fronteira comum	0,451**	0,449**	0,381	0,394	-	-
	(2,51)	(2,51)	(0,81)	(0,84)		
Língua comum	0,255	0,252	0,347	0,317	-	-
	(1,56)	(1,55)	(0,82)	(0,76)		
Inexistência de litoral	-1,344*	-1,347*	-1,318*	-1,336*	-	-
	(-15,87)	(-15,96)	(-6,08)	(-6,17)		
Preço de manufaturados	-1,937***	-1,599***	-2,071*	-1,761*	-1,886*	-1,714*
	(-1,84)	(-1,70)	(-3,24)	(-3,11)	(-2,94)	(-3,02)
Índice de *commodities* Brasil	3,570*	-	3,589*	-	3,126*	-
	(5,39)		(8,80)		(7,11)	
Índice CRB	-	3,469*	-	3,532*	-	3,286*
		(6,54)		(10,89)		(9,30)
Observações	1.683	1.683	1.683	1.683	1.683	1.683
R^2	0,798	0,800	0,798	0,800	0,587	0,589
Hausman (p-valor)					0,094	0,546

Estatísticas *t* entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%.

Para testar a robustez desse resultado, novamente optou-se por reestimar os modelos diminuindo o intervalo temporal para os anos de 2003 a 2008. Os resultados são apresentados na tabela 4.9 a seguir.

Tabela 4.9 - Modelos para amostra de 2003 a 2008

Variáveis	*POLS*		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
Constante	30,048*	27,720*	30,792*	27,883*	8,062	4,674
	(2,56)	(4,60)	(4,58)	(7,31)	(1,25)	(1,39)
PIB destino	0,964*	0,964*	0,951*	0,951*	0,468*	0,471*
	(54,34)	(54,33)	(25,61)	(25,62)	(2,62)	(2,64)
PIB Brasil	0,472	0,616	0,458	0,621*	0,707*	0,893*
	(0,75)	(1,48)	(1,33)	(2,70)	(1,99)	(3,57)
Distância	-2,324*	-2,323*	-2,320*	-2,320*	-	-
	(-23,77)	(-23,77)	(-11,09)	(-11,09)		
Fronteira comum	0,365***	0,365***	0,377	0,377	-	-
	(1,70)	(1,70)	(0,82)	(0,82)		
Língua comum	0,198	0,198	0,175	0,175	-	-
	(1,03)	(1,03)	(0,42)	(0,43)		
Inexistência de litoral	-1,306*	-1,306*	-1,322*	-1,322*	-	-
	(-13,03)	(-13,03)	(-6,20)	(-6,20)		
Preço de manufaturados	-3,015	-2,259	-3,298***	-2,376**	-3,108	-2,038**
	(-0,84)	-(1,24)	(-1,67)	(-2,38)	(-1,58)	(-2,03)
Índice de *commodities* Brasil	0,420	-	0,563	-	0,665	-
	(0,21)		(0,52)		(0,61)	
Índice CRB	-	-0,048	-	0,024	-	0,045
		(-0,04)		(0,04)		(0,07)
Observações	1.030	1.030	1.030	1.030	1.030	1.030
R^2	0,807	0,807	0,807	0,807	0,570	0,570
Hausman (p-valor)					0,106	0,110

Estatísticas *t* entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%;
*** - estatisticamente significante a 10%.

Os modelos reestimados novamente mostraram coeficientes com sinais esperados e geralmente estatisticamente significantes ao nível de 10%. Em particular, os sinais associados ao PIB do Brasil foram corrigidos para positivo, mesmo essa variável se mantendo não-significante a 10% para os modelos *POLS* e de efeitos aleatórios incluindo o índice de *commodities* Brasil. Novamente, fronteira e língua comuns se mostraram estatisticamente não-significantes nos modelos com efeitos aleatórios (a segunda variável também no modelo *POLS*). Os valores estimados para os coeficientes dos PIBs dos países de destino e da distância mudaram pouco, voltando a ficar próximos aos encontrados na amostra ampla.

Os coeficientes associados aos índices de preços de *commodities* permaneceram positivos, exceto para o modelo *POLS* com índice CRB. Porém, em todas as estimações essas variáveis

se mostraram estatisticamente idênticas a zero, evidenciando a inexistência de efeitos positivos ou negativos sobre as exportações brasileiras no período. Por fim, ressalta-se que os testes de Hausman sugerem a adoção de estimadores de efeitos aleatórios para os dados.

Assim como realizado anteriormente, faz-se necessário estimar os modelos incluindo a taxa efetiva de câmbio entre as variáveis explicativas da equação (4.20). A expectativa é, novamente, que a variável apresente relação positiva com as exportações de bens manufaturados, já que a depreciação cambial deve ajudar as vendas de produtos domésticos no exterior.

No entanto, mais uma vez discute-se a existência de endogeneidade, pois a possível relação simultânea entre a taxa efetiva de câmbio e as exportações não seria levada em consideração nas estimações. Para resolver esse problema, a taxa de câmbio foi instrumentalizada em dois estágios usando as relações teorizadas no capítulo 3, ou seja, utilizando valores contemporâneos e uma defasagem de gastos fiscais, investimentos públicos, diferencial de produtividades, abertura comercial, diferencial de juros e risco soberano como instrumentos. Com isso, foram obtidas as seguintes estimações.

A tabela 4.10 mostra que os resultados obtidos anteriormente não se alteraram significativamente. Em geral, os coeficientes mostraram os sinais esperados, inclusive o PIB brasileiro. Aqueles associados a essa variável inclusive se aproximaram aos valores associados ao PIB do país de destino nos modelos que levaram em conta o índice de *commodities* Brasil. A taxa efetiva de câmbio se mostrou estatisticamente significante a 1% em todos os modelos, positivamente relacionada às exportações de bens manufaturados.

Novamente, os coeficientes associados aos índices de preços de *commodities* mostraram sinais positivos e foram estatisticamente significantes a pelo menos 10%. Dessa forma, não se encontrou relação negativa entre essas variáveis, rejeitando a hipótese de ocorrência de doença holandesa no período que vai de 1999 a 2008.

Tabela 4.10 - Modelos para amostra de 1999 a 2008, com taxa de câmbio

Variáveis	*POLS*		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
Constante	3,342	7,578	4,024	8,313**	-16,642*	-12,919*
	(0,53)	(1,48)	(0,94)	(2,28)	(-4,28)	(-4,10)
PIB destino	1,015*	1,015*	1,041*	1,030*	1,232*	1,120*
	(66,82)	(67,01)	(28,59)	(28,04)	(10,92)	(9,89)
PIB Brasil	1,043	0,437	1,065*	0,436	0,939**	0,375
	(1,56)	(0,82)	(2,63)	(1,37)	(2,29)	(1,15)
Distância	-2,354*	-2,356*	-2,409*	-2,402*	-	-
	(-28,42)	(-28,52)	(-11,46)	(-11,31)		
Fronteira comum	0,450**	0,449**	0,397	0,408	-	-
	(2,52)	(2,52)	(0,86)	(0,87)		
Língua comum	0,252	0,250	0,315	0,290	-	-
	(1,54)	(1,54)	(0,76)	(0,69)		
Inexistência de litoral	-1,345*	-1,347*	-1,336*	-1,352*	-	-
	(-15,93)	(-16,00)	(-6,22)	(-6,23)		
Taxa efetiva de câmbio	2,595*	1,976*	2,623*	1,987*	2,460*	1,910*
	(3,35)	(2,82)	(5,58)	(4,71)	(5,14)	(4,44)
Preço de manufaturados	-1,721	-2,017**	-1,863*	-2,185*	-1,761*	-2,154*
	(-1,64)	(-2,13)	(-2,93)	(-3,83)	(-2,76)	(-3,76)
Índice de *commodities* Brasil	1,498***	-	1,518*	-	1,351**	-
	(1,65)		(2,77)		(2,43)	
Índice CRB	-	2,370*	-	2,444*	-	2,372*
		(3,61)		(6,17)		(5,83)
Observações	1.683	1.683	1.683	1.683	1.683	1.683
R^2	0,800	0,801	0,800	0,801	0,589	0,591
Hausman (p-valor)					0,670	0,983

Estatísticas *t* entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%;
*** - estatisticamente significante a 10%.

Para testar a robustez desse resultado, novamente os modelos foram reestimados diminuindo o intervalo temporal para os anos de 2003 a 2008. Os resultados são apresentados na tabela 4.11 a seguir.

Em geral, os resultados se mantiveram similares àqueles obtidos com a amostra mais ampla. As variáveis explicativas mostraram os sinais esperados, porém houve certa alteração de nível, mas não de sinal, para o PIB brasileiro, a taxa efetiva de câmbio, os preços de bens manufaturados e os índices de preços de *commodities*. Essas últimas mantiveram os sinais positivos, porém os coeficientes obtidos para o índice de *commodities* Brasil nos três modelos

e para o índice CRB no modelo *POLS* não foram estatisticamente diferentes de zero. Para os modelos de efeitos aleatórios e efeitos fixos incluindo o índice CRB, os coeficientes somente são estatisticamente significantes ao nível de 10%.

Tabela 4.11 - Modelos para amostra de 2003 a 2008, com taxa de câmbio

Variáveis	*POLS*		Efeitos Aleatórios		Efeitos Fixos	
Constante	33,558*	23,436*	34,325*	23,446*	11,848***	-0,131
	(2,69)	(3,20)	(4,82)	(5,27)	(1,73)	(-0,03)
PIB destino	0,964*	0,964*	0,950*	0,950*	0,455**	0,454**
	(54,32)	(54,33)	(25,59)	(25,59)	(2,55)	(2,54)
PIB Brasil	0,656	1,236***	0,644***	1,264*	0,915**	1,589*
	(0,98)	(1,69)	(1,75)	(3,13)	(2,42)	(3,80)
Distância	-2,323*	-2,323*	-2,319*	-2,319*	-	-
	(-23,76)	(-23,77)	(-11,08)	(-11,08)		
Fronteira comum	0,365***	0,365***	0,378	0,378	-	-
	(1,70)	(1,70)	(0,82)	(0,82)		
Língua comum	0,198	0,198	0,174	0,174	-	-
	(1,03)	(1,03)	(0,42)	(0,42)		
Inexistência de litoral	-1,306*	-1,307*	-1,323*	-1,324*	-	-
	(-13,03)	(-13,04)	(-6,20)	(-6,20)		
Taxa efetiva de câmbio	1,260	2,994	1,271	3,095***	1,375	3,310**
	(0,81)	(1,03)	(1,49)	(1,94)	(1,61)	(2,08)
Preço de manufaturados	-6,883	-8,214	-7,199**	-8,533*	-7,324**	-8,609*
	(-1,17)	(-1,36)	(-2,19)	(-2,56)	(-2,24)	(-2,59)
Índice de *commodities* Brasil	1,960	-	2,116	-	2,348	-
	(0,71)		(1,40)		(1,56)	
Índice CRB	-	2,773	-	2,941***	-	3,164***
		(0,93)		(1,80)		(1,94)
Observações	1.030	1.030	1.030	1.030	1.030	1.030
R^2	0,808	0,808	0,807	0,808	0,568	0,568
Hausman (p-valor)					0,155	0,152

Estatísticas *t* entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%;
*** - estatisticamente significante a 10%.

4.4 Conclusão

O presente capítulo pôs novamente à prova a hipótese das exportações brasileiras de bens manufaturados terem sofrido os efeitos da doença holandesa. Para isso, foram utilizadas duas metodologias: a estimação de modelos de séries de tempo (VAR e VECM) e de modelos de dados em painel no âmbito da equação de gravitação.

Os testes sobre os efeitos dos índices de preços de *commodities* sobre as exportações brasileiras de bens manufaturados parecem rejeitar a possibilidade de ocorrência de doença holandesa no Brasil entre os anos de 1999 e 2008, principalmente a partir de 2003.

Ademais, em vista da aparente robustez quanto aos sinais tanto da variável usada como *proxy* para atividade mundial, as exportações mundiais (sinal positivo), como dos preços relativos de bens manufaturados (sinal negativo), postula-se que o crescimento acelerado das exportações de bens manufaturados brasileiros entre meados de 2002 e início de 2005 tenha sido estimulado pelo crescimento da atividade econômica no mundo. A desaceleração posterior no crescimento das vendas externas do país deve ter decorrido do crescimento mais intenso do preço dos bens domésticos em relação aos mundiais. Preços de *commodities* não parecem ter influenciado esse movimento.

5 PREÇOS DE *COMMODITIES* E PRODUÇÃO INDUSTRIAL

5.1 Introdução

O resultado comumente associado à doença holandesa é o impacto negativo que um *boom* de preços de recursos naturais tem sobre a produção de bens comercializáveis, ou a indústria de bens manufaturados, de um país. Os modelos básicos apresentados pela literatura, principalmente Buiter e Purvis (1980), Corden e Neary (1982), van Wijnbergen (1984b), Krugman (1987), Gylfason *et al* (1999), Torvik (2001), geralmente se preocuparam em teorizar esse possível resultado.

Capítulos anteriores deste trabalho buscaram medir os efeitos do aumento de preços de *commodities* observado nos últimos anos aos canais de contágio também associados ao problema, a saber, seu impacto sobre a taxa real de câmbio (apreciação) e sobre as exportações de bens manufaturados (declínio).

Segundo os modelos citados, principalmente Corden e Neary (1982), o aumento da rentabilidade do setor exportador de bens cujos preços apresentam forte crescimento, associado à subseqüente apreciação da taxa de câmbio, faz com que haja duas rodadas de desindustrialização: uma direta, associada ao efeito de movimentos de recursos, que desloca fatores de produção em direção ao setor que se beneficia do *boom*; e outra indireta, associada ao efeito gasto, que promove outra rodada de deslocamento de recursos, desta vez para o setor de bens não-comercializáveis.

Em vista disso, o presente capítulo se preocupará com o efeito do boom dos preços de *commodities* sobre a produção industrial. A seção 5.2 fará uma apresentação descritiva do desempenho de alguns indicadores industriais. Na seção 5.3, serão descritos as metodologias e os dados utilizados. Em seguida, na seção 5.4, serão estimados os modelos econométricos utilizados para testar a hipótese de ocorrência de doença holandesa. Por fim, a seção 5.5 conclui.

5.2 Descrição do desempenho recente do setor industrial

Para tentar determinar uma possível retração do setor industrial *vis-à-vis* a apreciação cambial de anos recentes, descrita no capítulo 3, pode-se observar uma gama de dados disponíveis para a economia brasileira. Em primeiro lugar, nota-se que, entre 1999 e 2008, a produção física industrial cresceu 38,8% (tabela 5.1). Dos 24 setores com dados disponíveis desde então, apenas 3 mostraram variação negativa do produto: calçados e artigos de couro; vestuário e acessórios; e fumo. Entre 2003 e 2008, quando o crescimento da produção industrial desacelerou para 25,5%, a esses setores se adicionou madeira. Os 24 demais (a partir de 2003, há dados de produção para 28 setores) cresceram, ao menos, 6,5% no período.

Essa expansão do produto teve grande disparidade, com alguns setores crescendo modestamente nesses anos, principalmente bens de consumo (têxtil, alimentos, mobiliário, por exemplo) e outros mostrando expansão robusta, principalmente bens de capital. Assim, com relação à média do crescimento da produção, muitos setores mostraram crescimento inferior: 16 e 24 entre 1999 e 2008 e 17 de 28 entre 2003 e 2008. Isso não é, necessariamente, um dado negativo, dado que alguns pontos extremos influenciaram o crescimento da produção. Veículos automotores, por exemplo, cujo peso no índice de produção industrial é de cerca de 11%, mostrou crescimento de 91,9% e 82,3% nesses períodos.

Tabela 5.1 - Crescimento da produção física industrial (%)

Setores industriais	Crescimento total		Desvio com relação à média	
	1999-2008	2003-2008	1999-2008	2003-2008
Calçados e artigos de couro	-25,6	-20,6	-46,4	-36,8
Vestuário e acessórios	-13,4	-12,9	-37,6	-30,6
Madeira	1,0	-12,0	-27,2	-29,9
Fumo	-52,0	-2,1	-65,5	-22,0
Têxtil	9,5	6,5	-21,1	-15,2
Refino de petróleo e álcool	5,6	6,8	-23,9	-14,9
Alimentos	18,2	8,4	-14,8	-13,7
Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	18,1	11,0	-14,9	-11,6
Mobiliário	18,9	12,0	-14,4	-10,8
Outros produtos químicos	8,7	12,4	-21,7	-10,5
Edição, impressão e reprodução de gravações*	-	12,9	-	-10,1
Borracha e plástico	11,0	13,6	-20,0	-9,5
Diversos	-	14,4	-	-8,9
Perfumaria, sabões, detergentes e produtos de limpeza	32,6	19,5	-4,5	-4,8
Minerais não metálicos	16,0	21,5	-16,4	-3,2
Metalurgia básica	36,3	21,8	-1,8	-3,0
Bebidas	11,9	22,1	-19,4	-2,8
Farmacêutica	43,8	28,0	3,6	1,9
Celulose, papel e produtos de papel	46,5	28,1	5,6	2,1
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações	20,0	29,9	-13,5	3,5
Equipamentos de instrumentação médico-hospitalar, ópticos e outros*	-	41,8	-	12,9
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	85,6	51,1	33,7	20,3
Máquinas e equipamentos	87,7	56,6	35,2	24,8
Veículos automotores	91,9	82,3	38,3	45,2
Outros equipamentos de transporte	328,6	110,3	208,8	67,5
Máquinas para escritório e equipamentos de informática*	-	167,0	-	112,7
Total da indústria	**38,8**	**25,5**	**-**	**-**

* - séries disponíveis somente a partir de 2002.
Fonte: IBGE.

Ressalta-se que o crescimento da produção industrial, do segmento de transformação em específico, se deu a despeito da apreciação cambial, como visto no gráfico 5.1. Mesmo com o fortalecimento do Real em 46,2% entre 2003 e 2008, a indústria de transformação experimentou aumento de 24,7% no seu produto, de acordo com os números do IBGE.

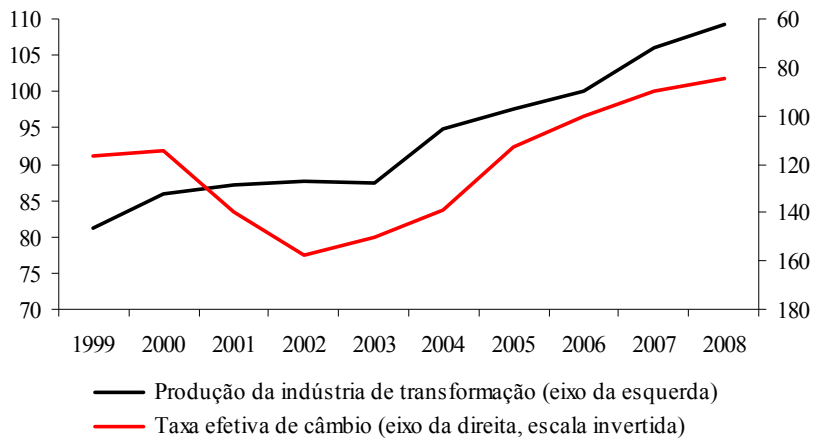


Gráfico 5.1 - Produção da indústria de transformação e taxa efetiva de câmbio (2006=100)
Fontes: IBGE, Bacen, FMI, diversos bancos centrais.

Outra forma de descrever o comportamento do setor industrial durante os últimos anos é olhar diretamente para o crescimento do seu valor agregado, a partir das contas nacionais. Utilizando os dados das Contas Nacionais divulgados pelo IBGE, vê-se que o valor agregado da indústria de transformação cresceu consistentemente desde 2000, mesmo em anos de desaceleração econômica, como 2001 e 2002 (gráfico 5.2). Em determinados anos, como 2000 a 2003, 2005 e 2006, esse componente do PIB inclusive superou o crescimento de serviços, setor esse que deveria se expandir em detrimento das manufaturas no caso de doença holandesa, de acordo com a hipótese de desindustrialização indireta de Corden e Neary (1982).

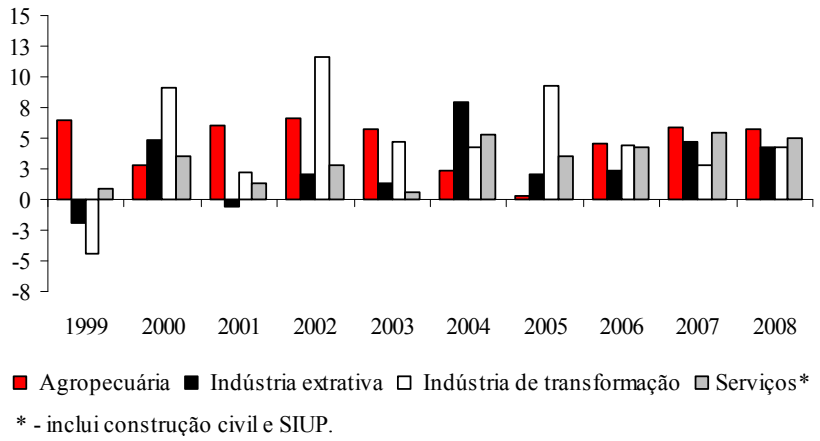


Gráfico 5.2 - Crescimento dos setores no PIB (%)
Fonte: IBGE.

Em termos relativos ao crescimento do setor de serviço, a indústria de transformação tampouco mostrou tendência de contínua retração. Seu desempenho foi muito melhor que o de serviços em vários anos e ligeiramente pior em alguns (gráfico 5.3).

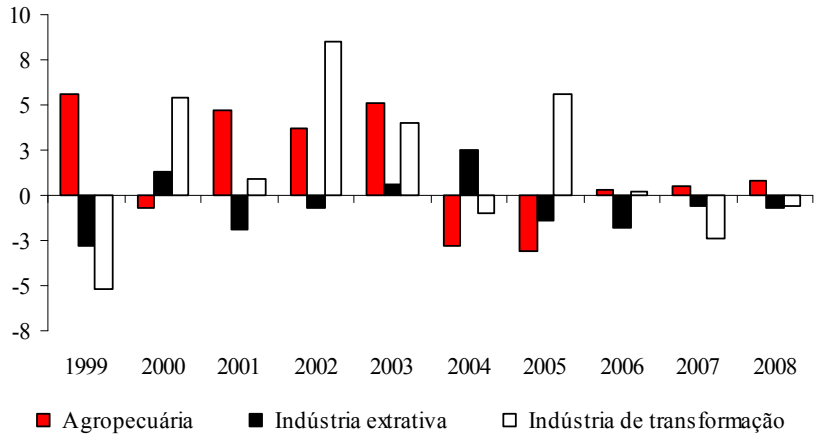


Gráfico 5.3 - Crescimento dos setores no PIB em relação a serviços (%)
Fonte: IBGE.

Ressalta-se que os dados de valores agregados das Contas Nacionais também são úteis para mensurar a importância das atividades produtoras de *commodities* no total de atividades da economia brasileira. A partir das tabelas de recursos e usos nessa publicação, é possível determinar o peso desses produtos na produção de bens e serviços do país. Essa cifra é relativamente baixa na economia brasileira, ao redor de 7% do PIB de acordo com os dados disponíveis até 2006 (gráfico 5.4).

A maior importância de serviços para a economia brasileira, ao redor de 65% em média entre 2000 e 2006, já sugere esse resultado. O setor de serviços, incluindo construção civil e SIUP (basicamente eletricidade e água e esgotos), responde por cerca de 70% do produto interno. Mesmo entre os 30% restantes, há diversos bens não-comercializáveis. Assim, menos de 25% da produção de bens da agropecuária e do setor industrial, compreendendo extrativa e de transformação, é classificada como *commodities*, participação essa que sugere, de antemão, baixa capacidade de um *boom* nos preços desses produtos de afetar negativamente a economia brasileira em face de sua grande diversificação.

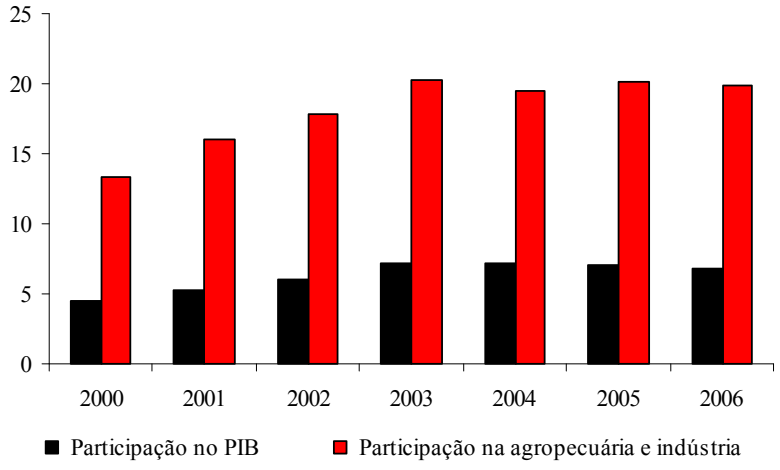


Gráfico 5.4 - Peso das *commodities* (%)
Fontes: MDIC, IBGE.

Dados do emprego nos setores também são úteis para sugerir uma primeira abordagem a respeito da hipótese de doença holandesa. Com relação ao mercado de trabalho, há quatro fontes de dados: PME, divulgada pelo IBGE; o CAGED e a RAIS, divulgados pelo Ministério do Trabalho; e as Pesquisas Anuais de Indústria, de Comércio, de Construção Civil e de Serviços, também divulgadas pelo IBGE.

A PME apresenta, entre outros indicadores, o total da população ocupada. Sua principal vantagem é medir tanto trabalho formal como informal. Porém, há alguns problemas com a pesquisa. Um corresponde à alteração metodológica de 2001, que impede o uso de dados mais antigos e os novos dados somente estão disponíveis a partir de março de 2002. O segundo corresponde a não pesquisar todos os setores da economia, pois não inclui a agropecuária. Ademais, os dados para a indústria são divulgados de forma agregada, não sendo possível separar a indústria extrativa da de transformação e dos SIUP, que corresponde à produção de energia elétrica, gás e a serviços de água e esgotos.

O CAGED apresenta o comportamento do universo dos trabalhadores formais, divulgando o fluxo de entrada e saída de trabalhadores no mercado. Mostra o total de registros em carteira no Ministério do Trabalho tanto para contratação como para demissão. Sua abertura setorial é mais ampla que a da PME, porém uma deficiência reside em não levar em conta os trabalhadores informais. A contrapartida do fluxo do CAGED é a RAIS, que corresponde ao estoque de trabalhadores. A utilização dessas ambas as fontes permite, de certa forma, análise complementar do emprego.

A PME mostra que o emprego no setor industrial experimentou crescimento em todos os anos desde 2003. Em geral, essas taxas foram superiores às apresentadas pelo segmento de serviços (gráfico 5.5), exceto por 2006 e 2007. A despeito desses menores crescimentos nesses dois anos específicos, a PME não dá indicações de redução no emprego no setor industrial, algo que seria esperado tanto no caso de desindustrialização direta como de indireta apontadas por Corden e Neary (1982).

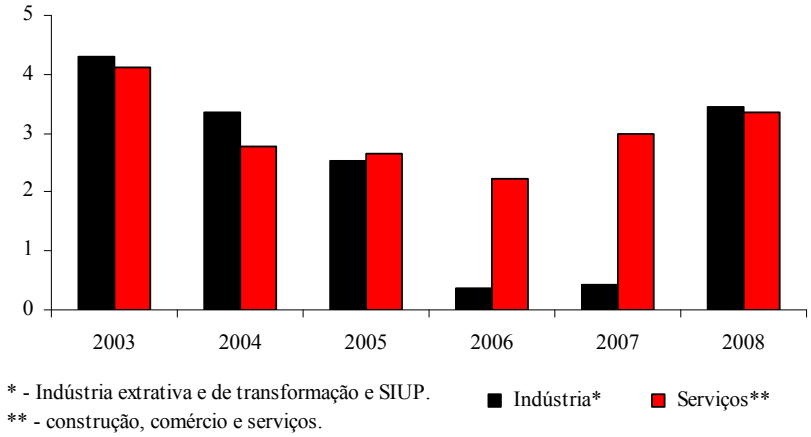
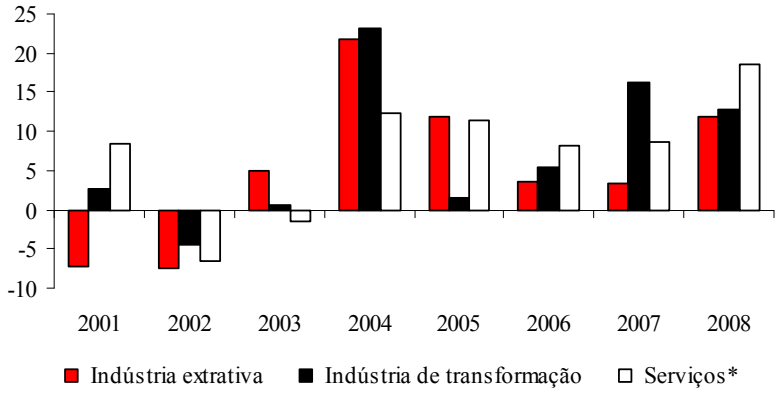


Gráfico 5.5 - Crescimento do emprego na indústria - PME (%, com relação ao setor de serviços)
Fonte: IBGE.

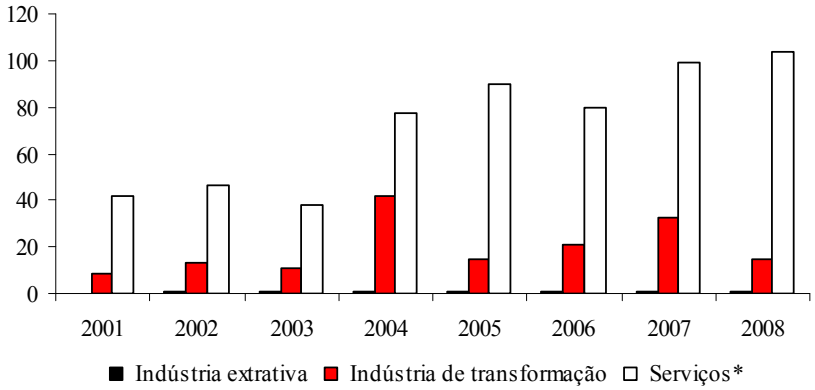
Para apresentar os dados do CAGED, optou-se por duas formas: crescimento nas contratações totais (gráfico 5.6) e das contratações líquidas (gráfico 5.7), determinadas a partir da diferença entre contratações e demissões. Com relação ao emprego, observa-se influência do ciclo econômico, já que nos anos de 2001 a 2003 houve redução do volume de trabalhadores empregados. A partir de 2004, todos os setores apresentados mostram aumento na criação de postos de trabalho. Ressalta-se, ainda, que as contratações na indústria de transformação superaram as do setor de serviços em 2004 e 2007.



* - inclui SIUP e construção civil.

Gráfico 5.6 - Crescimento das contratações totais - CAGED (%)
Fonte: Ministério do Trabalho.

Com relação à criação líquida de vagas de trabalho, houve crescimento para os três setores apresentados (apesar de inferiores a mil vagas/ano para a indústria extrativa). Durante todo o período apresentado, as contratações líquidas no setor de serviços superaram as da indústria de transformação em volume, porém esse desempenho relativo pior não indica possível ocorrência de doença holandesa, dado que, em termos absolutos, as contratações formais na indústria de transformação cresceram liquidamente entre 2001 e 2008.



* - inclui SIUP, construção civil e serviços.

Gráfico 5.7 - Variação absoluta das contratações líquidas - CAGED (mil postos)
Fonte: Ministério do Trabalho.

Outra forma de analisar o dado de emprego divulgado pelo Ministério do Trabalho é observar o desempenho do estoque de trabalhadores, divulgados pela RAIS. Essa pesquisa também mostra crescimento constante do estoque de pessoas empregadas na indústria de transformação entre 2001 e 2008, mesmo que em ritmo menos intenso que no setor de serviços (gráfico 5.8), como sugerido também pelo número de contratações líquidas.

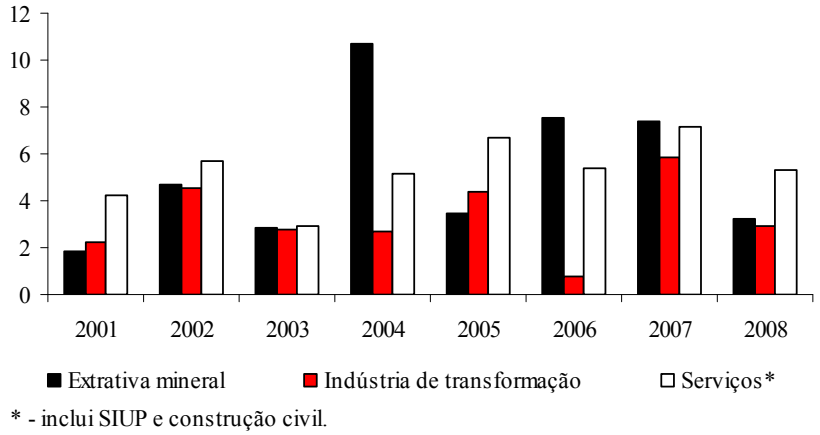
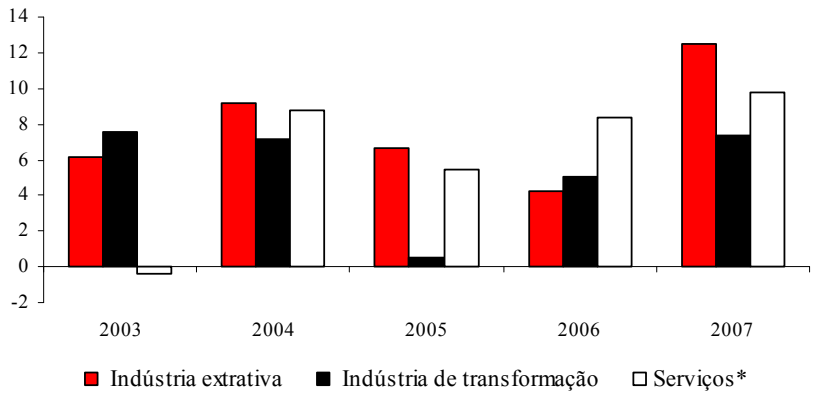


Gráfico 5.8 - Crescimento do total de empregados - RAIS (%)
Fonte: Ministério do Trabalho

As Pesquisas Anuais de Indústria, de Comércio, de Construção Civil e de Serviços contêm conjunto diverso de informações econômico-financeiras que permitem estimar as características estruturais básicas de cada segmento. Em particular, disponibilizam dados do total de empregados (estoque de trabalhadores, como na PME), valor agregado e salários para os respectivos setores. A maior desvantagem reside no fato da Pesquisa Anual de Comércio e da Pesquisa Anual de Serviços só estarem disponíveis a partir de 2001, e a Pesquisa Anual de Construção, a partir de 2002, devido a mudanças metodológicas.

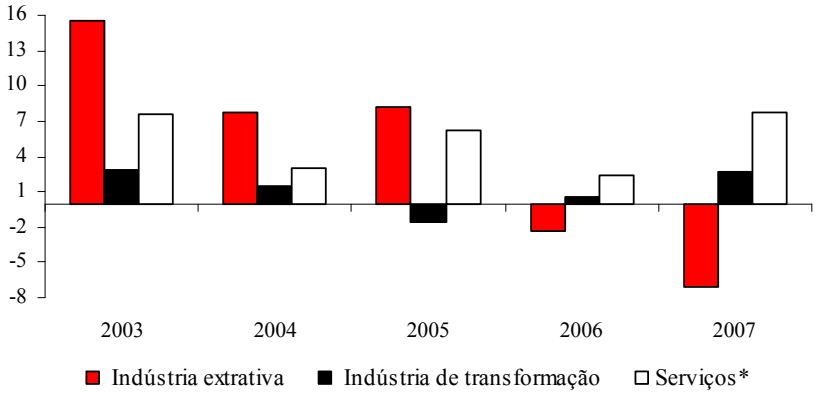
Com relação ao emprego (gráfico 5.9), a indústria de transformação mostrou crescimento contínuo a partir de 2003. Os anos de 2006 e 2007, em específico, destoam da PME, ao mostrarem aceleração no crescimento em relação a 2005. Os serviços empregaram mais intensamente que a indústria de transformação em todos os anos, exceto em 2003. Isso, porém, não é sinal indicativo de encolhimento do setor industrial.



* - inclui construção e comércio.

Gráfico 5.9 - Crescimento do emprego - pesquisas anuais (%)
Fonte: IBGE.

Segundo Nassif (2008), pode-se também analisar a evolução da produtividade do trabalho na indústria a fim de investigar sinais de desindustrialização. O autor ressalta que uma melhor medida de produtividade seria determinada pela razão valor agregado/número de ocupados. A partir dos dados das Pesquisas Anuais do IBGE, é possível calcular essas razões para indústria em comparação às variações no setor de serviços (gráfico 5.10). Entre 2003 e 2007, essa medida não mostrou declínio constante na indústria de transformação, apesar de ter sido levemente negativa em 2005. Pelo contrário, à exceção desse ano houve crescimentos anuais modestos no período. Esses crescimentos menos intensos que para o setor de serviços não sugerem ocorrência da doença holandesa.



* - inclui construção e comércio.

Gráfico 5.10 - Crescimento da produtividade - pesquisas anuais (%)
Fonte: IBGE.

Adicionalmente, também é possível examinar o comportamento dos salários reais para inferir alguma indicação do crescimento do setor, já que Corden e Neary (1982) também supõem que

o *boom* de recursos naturais afeta positivamente os salários do setor beneficiado pela expansão e do de bens não-comercializáveis. Os resultados dessa medida mostram que os salários reais na indústria de transformação mostraram crescimento entre 2003 e 2007, exceto por 2004 (gráfico 5.11).

No setor de serviços, os salários cresceram continuamente de 2003 a 2007. Em 2004, o aumento foi modesto. Em geral, as taxas de crescimento dos salários reais no setor superaram as observadas na indústria de transformação. Porém, isso tampouco é indicativo de encolhimento do setor industrial.

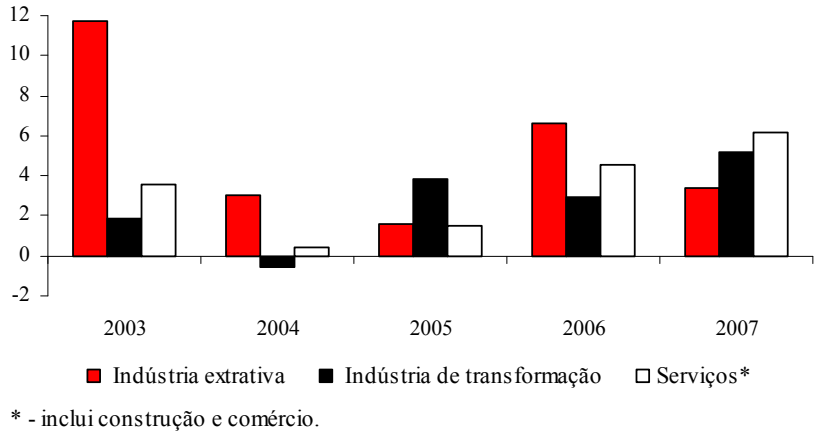


Gráfico 5.11 - Crescimento dos salários reais - pesquisas anuais (%, a preços de 2006)
Fonte: IBGE.

Em suma, a observação de diversas variáveis ligadas ao crescimento da produção, emprego, produtividade e salário não mostraram evidências claras de possíveis sintomas da doença holandesa no Brasil. Pesquisas como a PME, o CAGED e a RAIS não apontam tendência consistente de perda relativa de emprego no setor manufatureiro, enquanto as pesquisas anuais mostram que o emprego e a produtividade da indústria mostraram desempenho pior que para o setor de serviços em anos recentes.

Apesar dos dados expostos não mostrarem quadro evidente da ocorrência de doença holandesa no Brasil, a observação e a descrição dos mesmos não correspondem a provas formais da ocorrência ou não da doença holandesa no Brasil. Para isso, são necessários testes empíricos baseados em equações estimadas a partir dos dados e baseadas em metodologia largamente empregada na literatura, que será tema da próxima sessão.

5.3 Descrição da metodologia e dos dados

Na literatura de doença holandesa, a apreciação cambial advinda de um *boom* dos preços de recursos naturais leva à redistribuição dos fatores produtivos na economia. Como visto no capítulo 2, Corden e Neary (1982) mostram que o efeito de movimentos de recursos direciona fatores de produção para o setor beneficiado pelo *boom* (desindustrialização direta). Esse setor também aumenta sua demanda por serviços, levando à majoração nos preços desses itens e causando apreciação cambial adicional, levando a novos ajustes na distribuição de fatores (desindustrialização indireta). Ressalta-se que a alteração da hipótese de que o setor de bens comercializáveis é o único que apresenta *learning by doing* (TORVIK, 2001) abre a possibilidade de alteração desse resultado, pois esses movimentos passam a ser dependentes dos parâmetros do modelo.

Hutchison (1994) já havia antecipado a possibilidade da dinâmica do ajuste no setor de manufaturas ser dependente dos parâmetros estruturais, da velocidade de ajuste nos mercados de ativos e de bens, da formação de expectativas e da antecipação geral de políticas. Dessa forma, o autor defende a utilização de modelos VECM, metodologia essa particularmente adequada em casos nos quais a teoria não apresenta indicações claras para a modelagem de relações dinâmicas potencialmente complicadas.

Além disso, a literatura empírica sobre impacto de certas variáveis sobre a taxa de câmbio e, por sua vez, sobre o produto normalmente emprega a metodologia de séries de tempo, sejam modelos VAR ou VECM. Exemplos dessas aplicações são Hutchison (1994), Rogers e Wang (1996), Giugale e Korobow (2000), Kamin e Rogers (2000), Broda (2004), Oomes e Kalcheva (2007) e Raddatz (2007).

Assim, empregar-se-á, neste estudo, a mesma metodologia comum na literatura empírica, qual seja a estimação de modelos VAR e VECM sem o emprego de modelo derivado formalmente. A racionalidade que sustenta a estimação é investigar a participação de certas variáveis econômicas na produção do setor manufatureiro no Brasil entre 1999 e 2008. Postula-se que variáveis ligadas à demanda doméstica (volume de crédito e massa real de rendimentos) e demanda externa por bens domésticos (exportações de bens manufaturados) contribuam positivamente para a produção, enquanto a política monetária (taxa real de juros) deva

apresentar relação inversa. Testa-se, nesse arcabouço, o impacto do preço de *commodities* sobre o produto do setor manufatureiro. Essas relações são resumidas pela equação (5.1):

$$y = f(r, cr, w, x, pc) \tag{5.1}$$
$$\quad - \quad + \quad + \quad + \quad ?$$

onde y é a produção da indústria manufatureira; r é a taxa real de juros; cr é o volume de crédito; w é a massa real de rendimentos; x são as exportações brasileiras de bens manufaturados; e pc é um índice de preços de *commodities*. Os sinais abaixo da equação são aqueles correspondentes às derivadas parciais da produção industrial com relação às variáveis listadas.

Os dados são mensais e disponíveis de janeiro de 1999 a dezembro de 2008. Para as estimações, foram utilizados logaritmos dos dados, de modo a levar em consideração a possível não-linearidades na relação entre os mesmos. Os números foram dessazonalizados com o método TRAMO-SEATS.

As variáveis empregadas foram:

a) **Produção da indústria manufatureira:** dados de produção do setor publicados pelo IBGE na PIM;

b) **Taxa real de juros *ex-ante*:** calculada a partir da taxa de juros futura de um ano (DI de um ano), disponibilizada pela BM&F, da qual se subtraíram as expectativas de inflação 12 meses à frente, divulgadas pelo Bacen;

c) **Crédito:** volume total das operações de crédito do sistema financeiro, divulgado pelo Bacen, a preços constantes de janeiro de 2008;

d) **Massa de rendimentos:** calculada a partir dos dados de ocupação e de salário real médio divulgados pelo IBGE na PME, a preços constantes de janeiro de 2008[10];

[10] Ressalta-se que a PME sofreu alteração metodológica em fins de 2001. Os dados para a nova pesquisa somente estão disponíveis a partir de novembro desse ano. Para obter uma série mais longa, optou-se por encadear a série nova à antiga, apesar dos potenciais problemas econométricos de tal escolha, principalmente o

e) **Exportações de bens manufaturados:** dados de exportações físicas (*quantum*) de bens manufaturados publicados pela Funcex e calculados a partir de uma decomposição dos dados do comércio em valor;

f) **Preços de *commodities*:** índice de preços das *commodities* exportadas pelo Brasil, calculados a partir de dados do MDIC (índice de *commodities* Brasil) e o índice CRB.

O gráfico 5.12 a seguir mostra o comportamento de todas as séries empregadas no trabalho durante o período analisado.

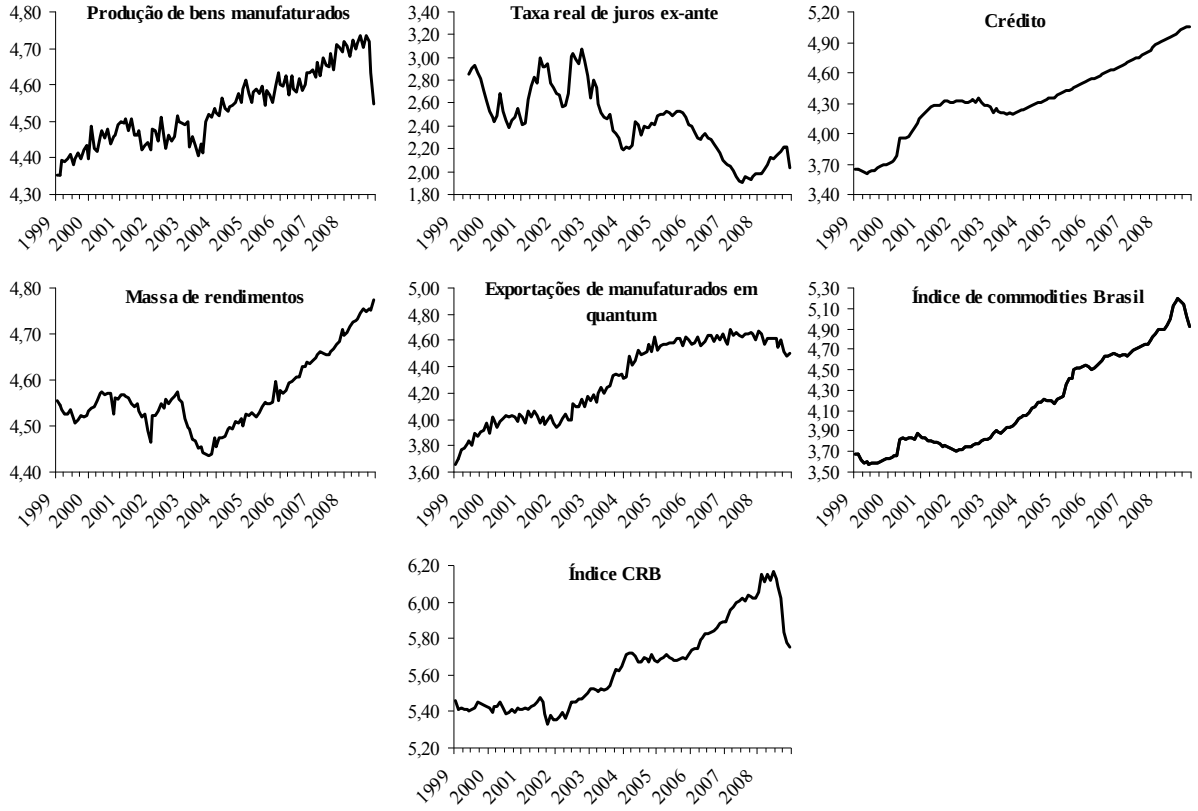


Gráfico 5.12 - Índices mensais (em logaritmo)
Fontes: IBGE, Bacen, Funcex, MDIC, CRB.

possível viés na estimação. No entanto, o custo de não proceder dessa maneira seria o de não apresentar estimações para o período anterior a 2002, que também é do interesse deste trabalho.

5.4 Resultado das estimações

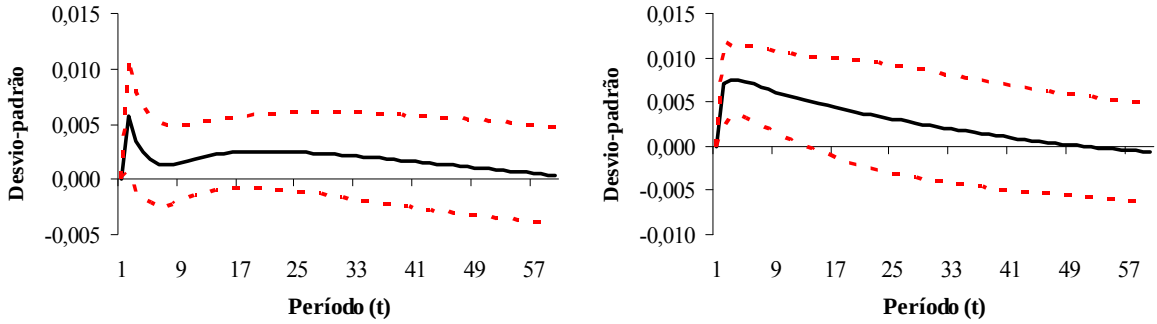
Para a estimativa da equação (5.1), definiu-se o modelo VAR contendo a produção de bens manufaturados; variáveis relacionadas à política monetária e à demanda doméstica (taxa real de juros *ex-ante*, volume de crédito, massa real de rendimentos); exportações de bens manufaturados; e os índices de preços de *commodities.* Ressalta-se que os modelos estimados incluindo taxa real de juros *ex-ante*, volume de crédito e massa real de rendimentos concomitantemente não se mostraram estáveis e, portanto, foram estimados apenas modelos com taxa real de juros *ex-ante* ou volume de crédito e massa real de rendimentos.

A análise da estabilidade dos modelos VAR estimados utilizando dados de 1999 a 2008, associado ao comportamento dos resíduos e critérios de informação de Akaike e Schwarz indicaram a necessidade de duas defasagens (p = 2) para o modelo incluindo produção de bens manufaturados; volume de crédito; massa real de rendimentos; exportações de bens manufaturados e índice de *commodities* Brasil e de quatro defasagens (p = 4) quando se substituiu esse último índice pelo CRB. Para os modelos VAR que substituíram o volume de crédito pela taxa real de juros *ex-ante*, foram utilizadas duas defasagens (p = 2) independentemente do índice de preços de *commodities* empregado.

As estimações de modelos que incluíram o volume de crédito geraram funções resposta ao impulso de um choque nos preços de *commodities* sobre a produção de bens manufaturados empregando duas ordenações. A ordenação 1 com produção de bens manufaturados; volume de crédito; massa real de rendimentos; exportações de bens manufaturados; e índices de preços de *commodities*. A ordenação 2 foi definida pela inversão da ordenação 1. Foram, assim, obtidas as seguintes funções de resposta ao impulso, representadas pelas linhas negras cheias. As linhas vermelhas pontilhadas mostram dois desvios-padrões acima e abaixo da função.

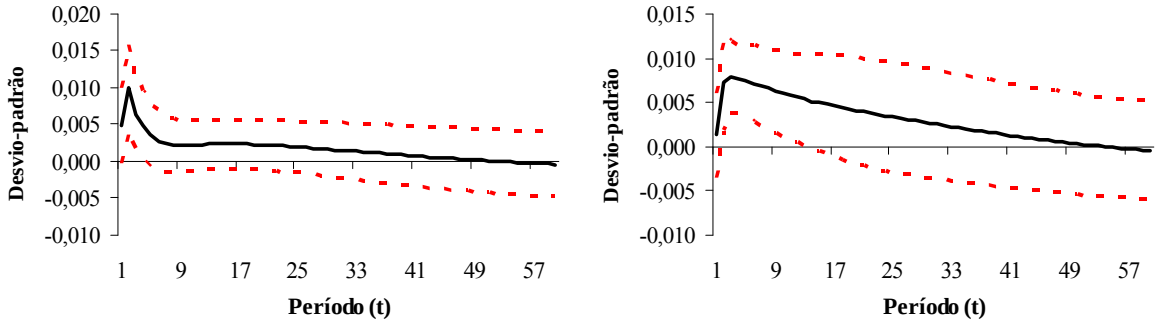
Ambas as ordenações mostram resultados similares. Para o modelo com o índice de *commodities* Brasil, o choque sobre o preço de *commodities* tem impacto positivo sobre a produção de bens manufaturados. Esse choque se dissipa lentamente para ambos os índices de preços, tendendo a zero depois de muitos períodos. Nesses casos, não parece haver evidência de impacto negativo dos preços de *commodities* sobre a produção manufatureira. Em grande

parte dos períodos, esse impacto pode até ser nulo, em vista dos intervalos de confiança englobarem o zero.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

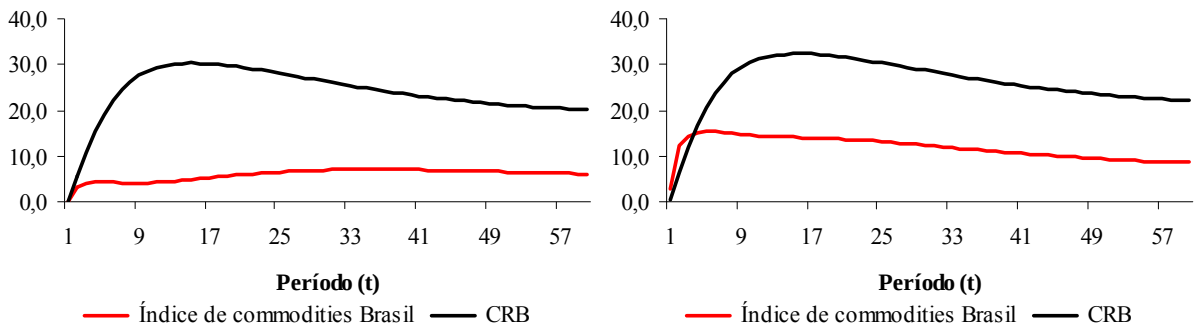
Gráfico 5.13 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 5.14 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008

A análise da decomposição da variância dos erros de projeção (gráfico 5.15) comportamentos relativamente similares para as ordenações, porém distintos com relação aos índices de preços empregados. Aqueles com o índice de *commodities* Brasil mostra pequena importância do mesmo para os erros de projeção da produção de bens manufaturados. Já os modelos contendo o índice CRB divergiram da função de resposta ao impulso ao mostrar grande importância do mesmo (entre 25% e 30%).

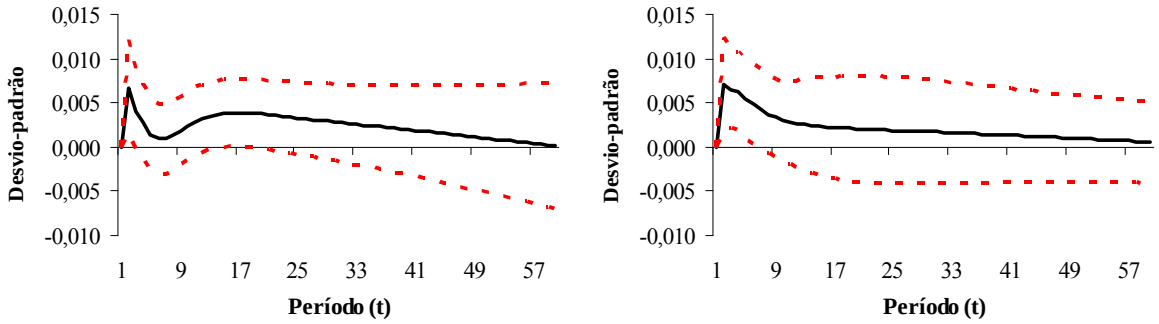


(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 5.15 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008

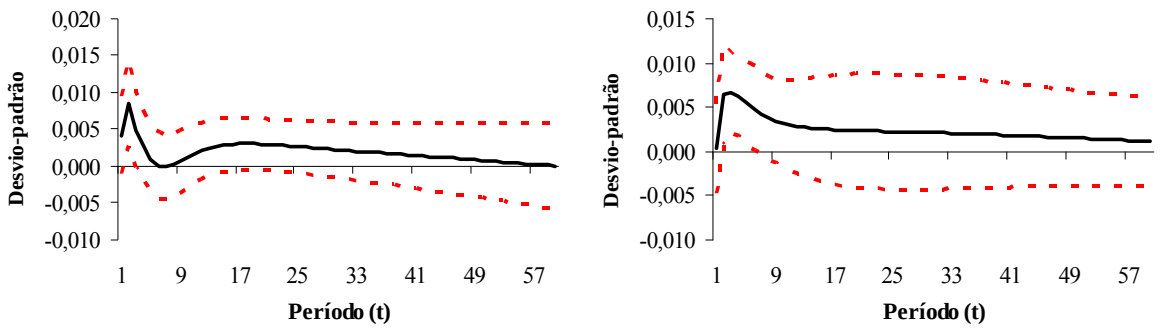
O mesmo exercício de análise de inovação foi realizado substituindo o volume de crédito pela taxa real de juros *ex-ante* em modelos com ambos os índices de preços de *commodities*. Para isso, foram utilizadas ordenações semelhantes, também denominadas ordenação 1 e ordenação 2, apresentadas nas gráficos 5.16 a 5.18 a seguir.

Para as funções de resposta ao impulso (gráficos 5.16 e 5.17), foram observados os mesmos comportamentos descritos anteriormente. Em primeiro lugar, as ordenações não alteraram, em grande medida, a forma das funções. Ademais, o impacto de um aumento nos preços de commodities mantém as respostas da produção em terreno positivo. O fato dos intervalos de confiança englobarem o zero em vários períodos mostram a possibilidade de que o impacto seja não-negativo.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

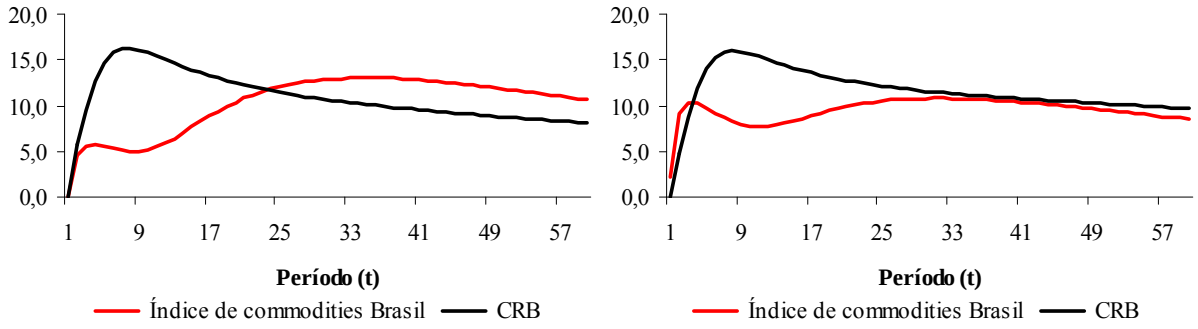
Gráfico 5.16 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 1999 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 5.17 - Função de resposta ao impulso - Ordenação 2 - amostra de 1999 a 2008

As decomposições dos erros de variância (gráfico 5.18) mostraram pequena alteração entre as ordenações apenas para o modelo envolvendo o índice de *commodities* Brasil. Essas estimações mostram crescimento ao longo dos períodos, especialmente na ordenação 1 até que se estabilizem entre 12% e 14%. Para os modelos envolvendo o índice CRB, há um aumento rápido na importância do choque até cerca de 16%, decaindo daí até próximo de 10%. Em geral, ambos os modelos e ambas as ordenações não mostram grande importância dos índices de preços para a produção de bens manufaturados.



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 5.18 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 1999 a 2008

O passo seguinte foi estimar os modelos VECM. Seguindo a metodologia já apresentada, testou-se a presença de uma raiz unitária nos dados. Novamente realizou-se esse teste com a metodologia de Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001). A hipótese nula de não-existência de raiz unitária foi rejeitada para todas as séries (ver tabela C.1 no apêndice C). A seguir, foram realizados os testes de Johansen para a existência de cointegração entre as variáveis. Esse teste apontou a existência de um vetor de cointegração tanto para os dois modelos contendo o índice de *commodities* Brasil como para aqueles que englobaram o índice CRB (tabelas C.2 a C.5 no apêndice C).

Para os testes e estimações, foram escolhidos modelos com constante e tendência no vetor de cointegração, dado o comportamento não-linear das variáveis no período 1999 a 2008. Aqueles que, posteriormente, apresentaram tendência estatisticamente não-significante, foram reestimados sem esse componente. O número de defasagens foi escolhido de modo a deixar os resíduos mais próximos de ruído branco.

Os resultados dos vetores de cointegração estimados são apresentados na tabela 5.2 a seguir. Assim como discutido nos capítulos anteriores, os sinais estimados para as variáveis devem ser invertidos quando se comparam os resultados com os previstos pela equação (5.1).

Em primeiro lugar, nota-se que os sinais estimados para todas as variáveis foram aqueles esperados de acordo com a equação (5.1): a taxa real de juros parece afetar negativamente a produção (sinal positivo no vetor de cointegração); o volume de crédito e a massa real de rendimento mostraram impactos positivos (sinal negativo), assim como as exportações de bens manufaturados. Apenas a taxa real de juros no modelo com o índice CRB (equação (4) na tabela 5.2) apresentou sinal inverso ao esperado, porém o coeficiente foi estatisticamente igual a zero.

Tabela 5.2 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 1999 a 2008

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variável dependente	**Prod. de bens manufaturados**	**Prod. de bens manufaturados**	**Prod. de bens manufaturados**	**Prod. de bens manufaturados**
Primeira observação	12/1999	09/1999	04/2000	02/2000
Observação final	12/2008	12/2008	12/2008	12/2008
Número de observações	109	112	105	107
Vetores de cointegração	1	1	1	1
Número de defasagens	10	7	9	7
		Coeficientes		
Taxa real de juros	-	-	0,040*	-0,008
			(3,00)	(-0,78)
Crédito	-0,136**	-0,194*	-	-
	(-2,11)	(-7,47)		
Massa de rendimentos	-0,510*	-0,321*	-0,501*	-0,270*
	(-4,84)	(-6,06)	(-6,43)	(-6,86)
Exportação de bens manufaturados	-0,174**	-0,316*	-0,164*	-0,137*
	(-2,56)	(-8,66)	(-4,72)	(-11,15)
Índice de *commodities* Brasil	0,000	-	-0,023	-
	(0,01)		(-0,76)	
CRB	-	-0,219*	-	-0,163*
		(-6,33)		(-6,99)
Tendência	0,001	0,004*	-	-
	(0,34)	(5,52)		
Constante	-0,904	0,150	-1,544	-1,779

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%.

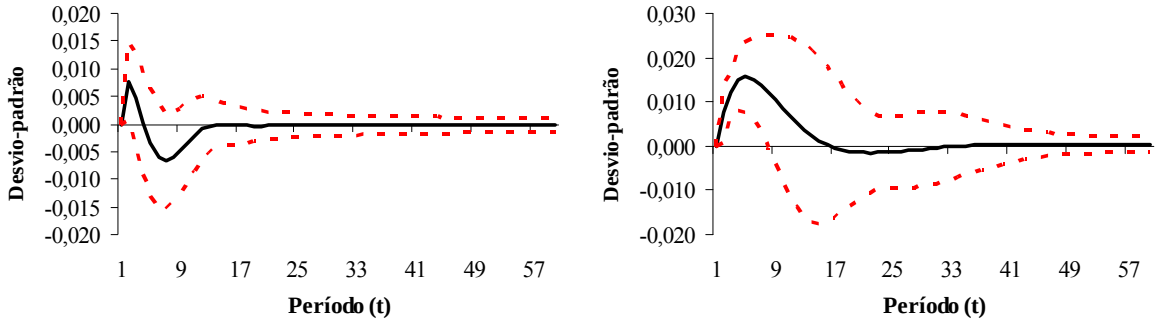
Com relação aos preços de *commodities*, os modelos com o índice de *commodities* Brasil não mostraram relação estatisticamente significativa entre a variável e a produção de bens manufaturados. Isso, porém, não ocorreu para os modelos que incluíram índice CRB. No entanto, as relações estimadas foram positivas (sinal negativo no vetor de cointegração), o que não parece corroborar a ocorrência de doença holandesa no Brasil no período em análise.

Esse resultado pode parecer contra-intuitivo, porém, segundo Torvik (2001), dependendo da relação entre o *spillover* de produtividade do setor de bens não-comercializáveis é maior que o efeito negativo de *learning-by-doing* no setor de bens comercializáveis é possível que um aumento de preços de *commodities* leve a aumento na produção manufatureira. Mansoorian (1991) também já havia mostrado esse resultado como possível no longo prazo.

Uma vez mais se restringiu o período de análise para os anos de 2003 a 2008 a fim de testar a robustez dos resultados. Procedeu-se de forma análoga à anteriormente descrita para a escolha do número de defasagens incluído nos modelos VAR, definidas com p = 2, exceto para o modelo envolvendo produção de bens manufaturados; taxa real de juros *ex-ante*; massa real de rendimentos; exportações de bens manufaturados e índice CRB, que utilizou p = 1.

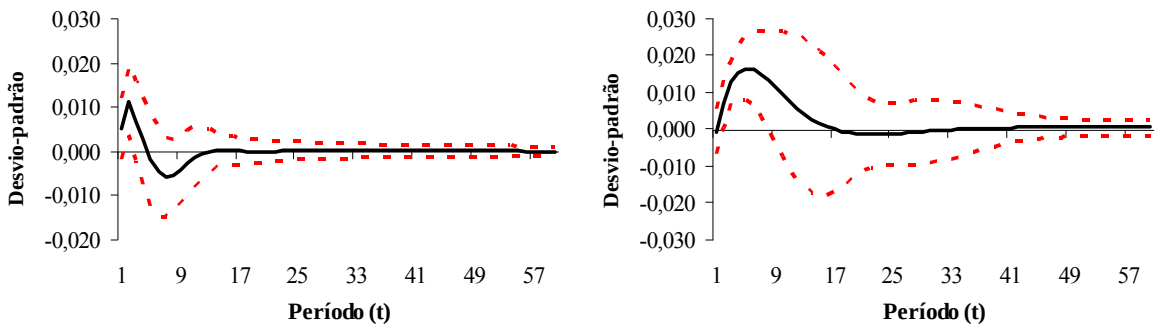
A partir desse passo, foram novamente estimadas as funções de resposta ao impulso e as decomposições das variâncias dos erros de projeção. As primeiras estimativas (gráfico 5.18), relativas aos modelos com volume de crédito e massa real de rendimentos entre as variáveis que influenciam a demanda doméstica, mostram impacto inicial positivo de um choque nos preços de *commodities* sobre a produção de bens manufaturados, tanto para os modelos com o índice de *commodities* Brasil como para o com o índice CRB.

No primeiro caso (gráfico 5.19, painel a), há certo movimento oscilatório, transformando o impacto positivo inicial em negativo, que desaparece poucos períodos à frente. No segundo caso (gráfico 5.19, painel b), o impacto perde força mais à frente e tende a zero. Nota-se que o intervalo de confiança é amplo o suficiente para englobar o zero nos dois casos, exceto pelos primeiros períodos no modelo envolvendo o índice CRB. Ademais, a mudança de ordenação mantém, em larga medida, os formatos das respostas inalterados e todas as estimações não parecem apontar para a existência de relação inversa entre preços de *commodities* e produção de bens manufaturados.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

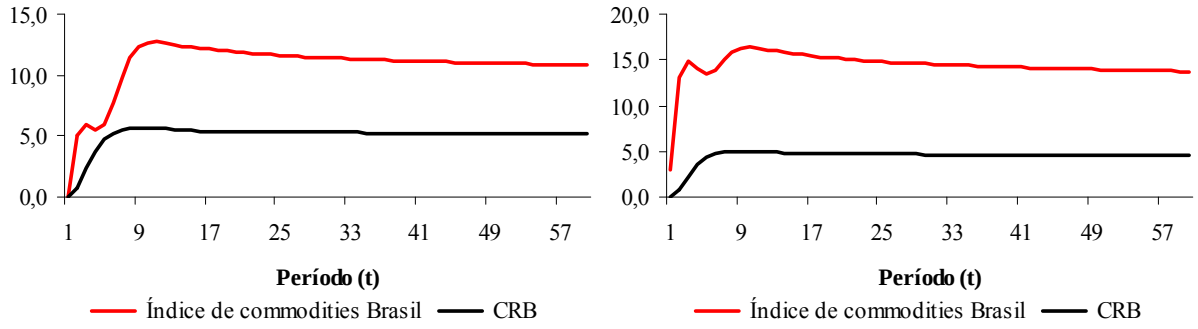
Gráfico 5.19 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 5.20 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008

As estimações das decomposições das variâncias dos erros (gráfico 5.21) parecem corroborar o resultado sugerido pelas funções de resposta ao impulso. Em primeiro lugar, a mudança de ordenação não trouxe mudança significativa para os resultados, exceto por algum aumento na importância atribuída ao índice de *commodities* Brasil. Em geral, essas estimativas ficaram próximas às encontradas com a amostra de 1999 a 2008, enquanto a importância do índice CRB caiu dramaticamente, indicando que ambas as variáveis apresentaram importância relativamente pequena para os erros de projeção da produção de bens manufaturados.

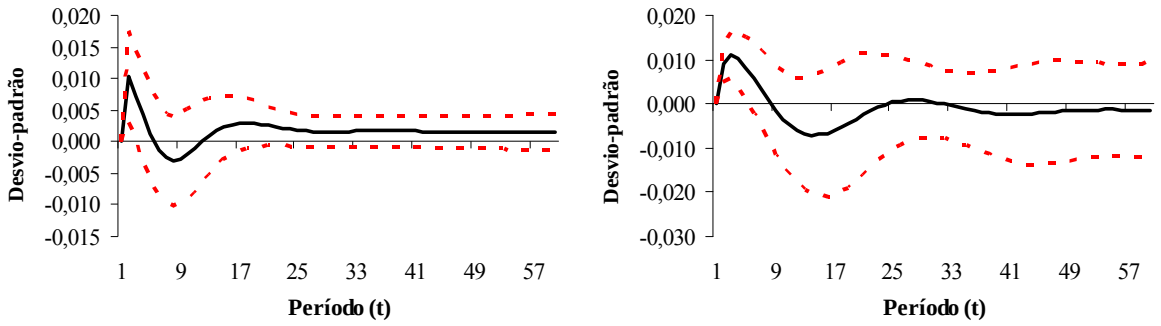


(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 5.21 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008

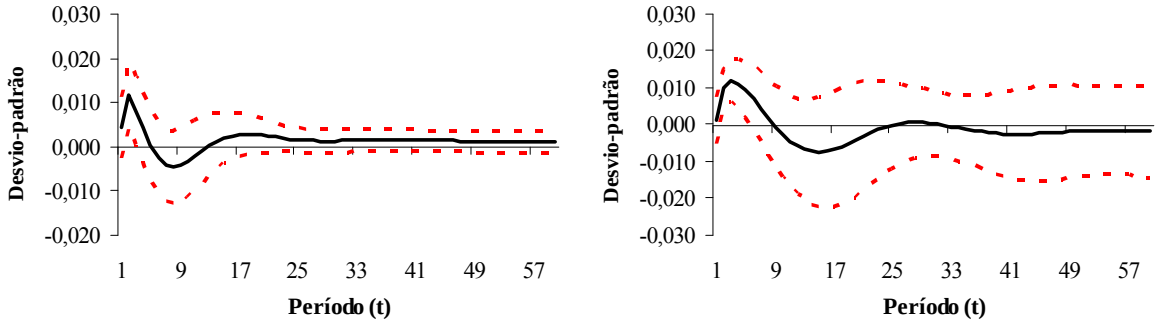
A estimação de funções de resposta ao impulso a partir de modelos que utilizaram a taxa de juros e a massa real de rendimentos como variáveis ligadas à demanda doméstica mostrou resultados semelhantes aos descritos anteriormente (gráfico 5.21). O formato da função para o modelo com o índice de commodities Brasil se manteve semelhante àquela determinada pelo modelo com volume de crédito e massa real de rendimentos. Porém, certa mudança foi observada para o modelo contendo o índice CRB, que mostrou função oscilante, porém que tendeu a zero ao longo dos períodos.

Novamente, a alteração na ordenação não mudou o formato das funções de resposta ao impulso (gráfico 5.23). Em geral, não parece ter havido indicação de relação negativa entre os preços de *commodities* e a produção de bens manufaturados. Pelo contrário, o intervalo de confiança para o modelo contendo o índice de *commodities* Brasil se manteve mais próximo do primeiro quadrante, sugerindo alguma relação positiva entre a variável e a produção de bens manufaturados, enquanto os modelos incluindo o índice CRB parecem indicar ausência de relação entre as variáveis.



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

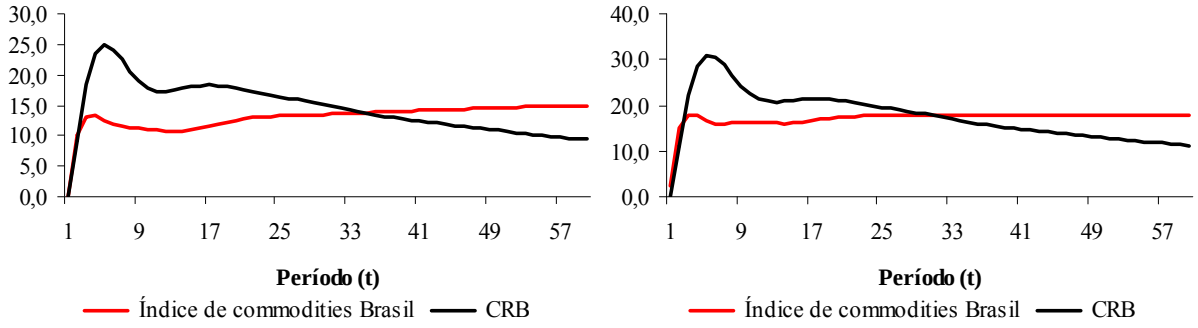
Gráfico 5.22 - Função de resposta ao impulso - ordenação 1 - amostra de 2003 a 2008



(a) Índice de *commodities* Brasil (b) CRB

Gráfico 5.23 - Função de resposta ao impulso - ordenação 2 - amostra de 2003 a 2008

Por fim, a estimação das decomposições das variâncias dos erros de projeção da produção de bens manufaturados (gráfico 5.24) mostrou certa importância dos preços de *commodities* para o produto industrial. Os modelos contendo o índice de commodities Brasil mostram que essa variável explica cerca de 15% dos erros na ordenação 1, chegando a cerca de 20% na ordenação 2. Para o modelo com o índice CRB, esse valor sobe inicialmente para valores próximo de 25% na ordenação 1 e de 30% na ordenação 2, decrescendo monotonicamente a partir daí para patamares inferiores a 10%. Assim, esses resultados mostram certo conflito com as funções de resposta ao impulso.



(a) Ordenação 1 (b) Ordenação 2

Gráfico 5.24 - Decomposição da variância (% do total) - amostra de 2003 a 2008

Novamente, o resultado de maior interesse é aquele determinado pelas estimações dos modelos VECM, apresentadas na tabela 5.3 a seguir. O teste de Johansen encontrou dois vetores de cointegração para os modelos contendo o volume de crédito (tabelas C.6 e C.7 no apêndice C) e um vetor para aqueles que incluíram a taxa real de juros (tabelas C.8 e C.9). Da mesma forma que se procedeu anteriormente, foram testados e estimados modelos incluindo tendência, pois mesmo na amostra reduzida observou-se comportamentos não-lineares das variáveis. Quando esse componente não se mostrou estatisticamente significante, o modelo foi reestimado sem o mesmo.

Em geral, os resultados se mantiveram similares àqueles obtidos com a amostra mais ampla. As variáveis mostraram os sinais esperados pela equação (5.1), com aquelas ligadas às demandas doméstica e externa apresentando impacto positivo sobre a produção de bens manufaturados (sinal negativo no vetor de cointegração), enquanto a taxa de juros, no modelo com índice de *commodities* Brasil (equação 7), mostrou impacto negativo sobre a produção (sinal positivo no vetor de cointegração). Nota-se que o coeficiente associado à massa real de rendimento em geral cresceu com relação ao estimado na amostra ampla, exceto pelo modelo com índice de *commodities* Brasil (equação 7).

Por fim, os coeficientes associados aos índices de preços de commodities mostraram impactos variados sobre a produção industrial, tanto positivo como negativo. Porém, em nenhum caso esses coeficientes se mostraram estatisticamente diferentes de zero, indicando que não parece haver relação entre essas variáveis e a produção de bens manufaturados no período de 2003 a 2008.

Tabela 5.3 - Resultados das estimações das relações de cointegração - amostra de 2003 a 2008

	(5)	(6)	(7)	(8)
Variável dependente	**Prod. de bens manufaturados**	**Prod. de bens manufaturados**	**Prod. de bens manufaturados**	**Prod. de bens manufaturados**
Primeira observação	09/2003	05/2003	06/2003	07/2003
Observação final	12/2008	12/2008	12/2008	12/2008
Número de observações	64	68	67	66
Vetores de cointegração	2	2	1	1
Número de defasagens	7	3	4	5
		Coeficientes		
Taxa real de juros	-	-	0,073* (4,55)	0,000
Crédito	0,000	0,000	-	-
Massa de rendimentos	-2,299* (-6,10)	-1,829* (-4,65)	-0,292** (-2,18)	-1,040* (-4,14)
Exportação de bens manufaturados	-0,103* (-2,39)	-0,113*** (-1,88)	-0,129* (-5,46)	-0,099*** (-1,78)
Índice de *commodities* Brasil	0,055 (1,01)	-	-0,010 (-0,27)	-
CRB	-	-0,062 (-0,86)	-	0,168 (1,47)
Tendência	0,009* (3,80)	0,008* (3,81)	-	-
Constante	5,816	4,362	-2,799	-0,358

Estatísticas *t* de Student entre parênteses.
* - estatisticamente significante a 1%; ** - estatisticamente significante a 5%;
*** - estatisticamente significante a 10%.

5.5 Conclusão

O presente capítulo buscou testar o efeito mais característico da doença holandesa, que é o impacto negativo do crescimento dos preços de *commodities* sobre a produção de bens manufaturados.

Os resultados de modelos VAR e VECM, incluindo a produção de bens manufaturados, taxa real de juros *ex-ante*, variáveis ligadas às demandas doméstica (volume de crédito e massa

real de rendimentos) e externa (exportação física de bens manufaturados) e índices de preços de *commodities* não pareceram corroborar a ocorrência de doença holandesa no Brasil, nem para a amostra ampla dos dados, de 1999 a 2008, nem para período mais restrito, entre 2003 e 2008. Pelo contrário, a amostra ampla pareceu mostrar certa relação positiva entre preços de *commodities* e produção de bens manufaturados, em linha com a possibilidade teórica apresentada por Mansoorian (1991) e Torvik (2001). Já a amostra restrita não indicou relação entre as variáveis.

A baixa participação das *commodities* no PIB (cerca de 7%, a partir de dados das contas nacionais) já poderia sugerir que os efeitos de um *boom* nos preços desses bens não necessariamente causaria os efeitos negativos descritos na literatura. Ademais, pode-se postular que o mercado doméstico brasileiro seja relativamente protegido, com altas tarifas de importação para determinados bens, o que também tenderia a protegê-lo. Essa hipótese, porém, não foi abordada neste trabalho.

6 CONCLUSÃO

A partir de 2004, a taxa real de câmbio no Brasil mostrou tendência de apreciação. Esse longo período de fortalecimento do Real, associado ao crescimento nos preços das *commodities*, gerou temor acerca da conseqüente perda de competitividade e possível encolhimento da indústria nacional. Em outras palavras, aventou-se a possibilidade da economia brasileira apresentar os sintomas da doença holandesa.

O debate acerca desse potencial problema foi conduzido principalmente pela imprensa, como em Bresser-Pereira (2005, 2007a, 2007b, 2007c, 2008a), Ming (2005), Ricupero (2005), Dantas (2006), Mendonça de Barros (2006), Netto (2006), Pastore e Pinotti (2006), Scheinkman (2006); por análises conjunturais privadas com abordagem formal, como Schwartsman (2006a, 2006b, 2008, 2009); ou por abordagens descritivas do problema, como Bresser-Pereira (2008b). Puga (2007), Barros e Pereira (2008), Jank *et al* (2008) e Nassif (2008) são os poucos exemplos de trabalhos que adotaram abordagem mais formal sobre o assunto no Brasil. Nenhum dos quatro encontrou evidência de desindustrialização no país.

Dessa discussão, decorrem dois objetivos. Em primeiro lugar, responder à pergunta do título deste trabalho e testar a hipótese de o país ter apresentado sintomas clássicos da doença holandesa no período de 1999 a 2008. Em segundo lugar, contribuir com a literatura através do emprego de técnicas econométricas tradicionalmente observadas em trabalhos sobre o tema, abordagem essa distinta e inédita para o caso brasileiro.

A investigação proposta para os dados brasileiros segue a seqüência de efeitos descritos nos principais trabalhos acerca do tema: o *boom* nos preços de recursos naturais leva à apreciação cambial, que reduz exportações e leva ao encolhimento do setor de manufaturas comercializáveis. A estimação de modelos de taxa de câmbio de equilíbrio mostrou relação inversa entre preço de *commodities* e taxa efetiva de câmbio, evidenciando que a primeira variável contribuiu para a apreciação da segunda no período analisado, principalmente entre 2003 e 2008.

No passo seguinte, não foi encontrada relação negativa estatisticamente significante entre os preços de *commodities* e as exportações de bens manufaturados no período de análise, eliminando um possível canal de contágio dos preços de *commodities*. Por fim, não foi encontrada relação negativa entre esses preços e a produção da indústria manufatureira no período de análise.

A conclusão deste trabalho, e a resposta para o título, é que, entre 1999 e 2008 (e principalmente a partir de 2003) não parece haver evidências da ocorrência da doença holandesa no Brasil. Apesar da influência do aumento dos preços de *commodities* sobre a taxa efetiva de câmbio, esse possível canal de contágio não se traduziu em queda de exportações de bens manufaturados ou no encolhimento da produção dos mesmos. Pelo contrário, tanto as exportações quanto a produção desses bens mostraram crescimento no período.

Este trabalho não busca esgotar toda a discussão sobre o tema. Mesmo com a rejeição da hipótese de ocorrência da doença holandesa na economia brasileira, não se investigou o porquê da não-ocorrência desse fenômeno no Brasil. Uma resposta para isso poderia ser a existência de fatores que neutralizassem o impacto negativo dos preços das *commodities* sobre exportações e produção de bens manufaturados. A importância significativa de países da América Latina como destino das exportações de bens manufaturados; o tamanho do mercado doméstico; o ganho de renda derivado de termos de troca; o baixo peso das *commodities* na economia brasileira; a proteção do mercado interno; a diversificação da pauta de bens exportados, inclusive em termos de *commodities*, seriam possíveis causas.

Além disso, seria possível questionar se a economia brasileira seria candidata a mostrar os sintomas da doença holandesa, ou mesmo algum dos outros canais de contaminação da maldição dos recursos naturais descritos na literatura. A existência de instituições relativamente estáveis e a diversificação da base produtiva, inclusive com grande peso do setor de serviços no produto, poderiam oferecer proteção aos efeitos descritos na literatura. A solução da questão anterior também poderia fornecer pistas acerca de meios para se evitar o problema. A resposta para isso seria de grande importância, principalmente por conta da expectativa de que o país esteja próximo de iniciar a exploração de grande reserva de petróleo, à semelhança do que foi descrito para a Holanda nos anos 60. Essas indagações ficam sugeridas como temas de pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

ACOSTA, Pablo A. *et al*. Remittances and the Dutch Disease. **Federal Reserve of Atlanta, Working Paper.** Atlanta, n. 8, 2007.

ALBEROLA, Enrique *et al*. Global equilibrium exchange rates: Euro, Dollar, "ins", "outs" and other major currencies in a panel cointegration framework. **IMF Working Paper**, Washington, DC, n. 175, 1999.

AMUZEGAR, Jahangir. Oil wealth: a very mixed blessing. **Foreign Affairs**, Nova Iorque, v. 60, n. 4, p. 814-835, 1982.

ANDERSON, James E. A theoretical foundation for the gravity equation. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 69, n. 1, p. 106-116, 1979.

ANDERSON, James E.; VAN WINCOOP, Eric. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle. **NBER Working paper**, Cambridge, MA, n. 8079, 2001.

AREZKI, Rabah; VAN DER PLOEG, Frederick. Can the natural resource curse be turned into a blessing? The role of trade policies and institutions. **IMF Working Paper**, Washington, DC, n. 55, 2007.

ARISTOTELUS, Kyriacos. Exchange-rate volatility, exchange-rate regime, and trade volume: evidence from the UK-US export function (1889-1999). **Economics Letters**, Amsterdam, v. 72, n. 1, p. 87-94, 2001.

ARIZE, Augustine C. The effects of exchange-rate volatility on U.S. exports: an empirical investigation. **Southern Economic Journal**, Richmond, VA, v. 62, n. 1, p. 34-43, 1995.

ARIZE, Augustine C.; SHWIFF, Stephen S. Does exchange-rate volatility affect import flows in G-7 countries? Evidence from cointegration models. **Applied Economics**, Londres, v. 30, n. 10, p. 1269-1276, 1998.

ARIZE, Augustine C. *et al*. Exchange-rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDC's. **Journal of Business & Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 18, n. 1, p. 10-17, 2000.

ARROW, Kenneth J. The economic implications of learning by doing. **The Review of Economic Studies**, Londres, v. 29, n. 3, p. 155-173, 1962.

ATKINSON, Giles; HAMILTON, Kirk. Savings, growth and the resource curse hypothesis. **World Development**, Amsterdam, v. 31, n. 11, p. 1793–1807, 2003.

AUTY, Richard M. **Sustaining development in mineral economies:** The Resource Curse Thesis. London: Routledge. 1993.

AUTY, Richard M. Industrial policy reform in six large newly industrialized economies: the resource curse thesis. **World Development**, Amsterdam, v. 22, n. 1, p. 11-26, 1994.

AUTY, Richard M. Introduction and overview. *In*: AUTY, Richard M. (Org.), **Resource abundance and economic development**. Oxford: Oxford University Press, p. 3-16, 2001.

AUTY, Richard M.; EVANS, David. Trade and industrial policy for sustainable resource-based development: policy issues achievements and prospects. **Report GE94-50979,** Genebra, UNCTAD, 1994.

BALLENTINE, Karen. Beyond Greed and grievance: reconsidering the economic dynamics of armed conflict. *In*: BALLENTIN, Karen e SHERMAN, Jake. (Orgs.) **The political economy of armed conflict:** beyond greed and grievance. London: Lynne Riener, p. 259-283, 2003.

BAFFES, John *et al*. Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate. *In*: HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Orgs.) **Exchange rate misalignment: c**oncepts and measurement for developing countries. New York: Oxford University Press. 1999.

BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen. Cointegration approach to estimate the long-run trade elasticities in LDCs. **International Economic Journal**, Londres, v. 12, n. 3, p. 89-96, 1998.

BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; PAYESTEH, Sayeed. Does exchange-rate volatility deter trade volume of LDCs? **Journal of Economic Development**, Seul, v. 18, n. 2, p. 189-205, 1993.

BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; NIROOMAND, Farhang. Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited. **Economic Letters**, Amsterdam, v. 61, n. 1, p. 101-109, 1998.

BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; ARDALANI, Zohre. Exchange rate sensitivity of US trade flows: evidence from industry data. **Southern Economic Journal**, Richmond, VA, v. 72, n. 3, p. 542-559, 2006.

BAIER, Scott L.; BERGSTAND, Jeffrey H. The growth of world trade: tariffs, transport costs, and income similarity. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 53, n. 1, p. 1-27, 2001.

BANNON, Ian; COLLIER, Paul. Natural resources and conflict: what we can do. *In*: BANNON, Ian; COLLIER, Paul. (Orgs.) **Natural resources and violent conflict:** options and actions. Washington, DC: World Bank, 2003.

BARROS, Otávio de *et al*. O regime cambial e o ajuste externo. *In*: GIAMBIAGI, Fábio *et al*. (Orgs.) **Reformas no Brasil*:*** balanço e agenda. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2004.

BARROS, Otávio de; GIAMBIAGI, Fábio. Inserção internacional e amadurecimento macroeconômico: o desafio de transformar a bonança externa em investimento para o futuro. *In*: BARROS, Otávio de; GIAMBIAGI, Fábio. (Orgs.) **Brasil globalizado***:* o Brasil em um mundo surpreendente. Rio de Janeiro: Campus, 2008.

BARROS, Otávio de; PEREIRA, Robson R. Desmistificando a tese de desindustrialização: reestruturação da indústria brasileira em uma época de transformações globais. *In*: BARROS, Otávio de; GIAMBIAGI, Fábio. (Orgs.) **Brasil globalizado***:* o Brasil em um mundo surpreendente. Rio de Janeiro: Campus, 2008.

BENJAMIN, Nancy C. *et al*. The 'Dutch' Disease in a developing country: oil reserves in Cameroon. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 30, n. 1, p. 71-92, 1989.

BERGSTAND, Jeffrey H. The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 71, n. 1, p. 143-153, 1985.

BERGSTAND, Jeffrey H. The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 67, n. 3, p. 474-481, 1989.

BEVAN, David L. *et al*. Temporary trade shocks and dynamic adjustments. **Discussion Paper** n. 93, Institute of Economics and Statistics, Oxford University, Oxford, 1990.

BOURDET, Yves; FALCK, Hans. Emigrants' remittances and Dutch Disease in Cape Verde. **International Economic Journal**, Londres, v. 20, n. 3, p. 267-284, 2006.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. A maldição dos recursos naturais. **Folha de S. Paulo**, 06/06/2005.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Desindustrialização e doença holandesa. **Folha de S. Paulo**, 09/04/2007, 2007a.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Neutralização da doença holandesa. **Valor Econômico**, 31/05/2007, 2007b.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Tarifa x câmbio. **Folha de S. Paulo**, 02/07/2007, 2007c.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Crescimento e desindustrialização. **Folha de S. Paulo**, 10/03/2008, 2008a.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; MARCONI, Nelson. Existe doença holandesa no Brasil? em **Doença holandesa e a Indústria**, Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, a ser publicado. Disponível em <http://www.bresserpereira.org.br>, 2008b.

BRODA, Christian. Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 63, n. 1, p. 31-58, 2004.

BRUNO, Michael. Adjustment and structural change under supply shocks. **The Scandinavian Journal of Economics**, Londres, v. 84, n. 2, Proceedings of a Conference on Long-Run Effects of Short-Run Stabilization Policy, p. 199-221, 1982.

BRUNO, Michael.; SACHS, Jeffrey. Energy and resource allocation: a dynamic model of the "Dutch Disease". **The Review of Economic Studies**, Londres, v. 49, n. 5, p. 845-859, 1982.

BUCHS, Thierry D. Equilibrium real exchange rate in Brazil: estimation and policy implications. *In*: Encontro da Associação Econômica da América Latina e Caribe - LACEA, 9, 2004, San José, Costa Rica. **Anais ...** San José: LACEA, 2004.

BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BUITER, Willem H.; PURVIS, Douglas D. Oil, disinflation, and export competitiveness: a model of the "Dutch Disease". **NBER Working Papers**, Cambridge, MA, n. 592, 1980.

CAPORALE, Tony; DOROODIAN, Khosrow. Exchange rate variability and the flow of international trade. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 46, n.1, p. 49-54, 1994.

CARDOSO, Eliana. Brazil's currency crisis: the shift away from an exchange rate anchor to a flexible regime. *In*: WISE, Carol; ROETT, Riordan. (Orgs.) **Exchange Rate Politics in Latin America**. Washington, DC: Brookings Institution Press, 2000.

CARDOSO, Eliana. A crise monetária no Brasil: migrando da âncora cambial para o regime flexível. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 21, n. 3, p. 146-167, 2001.

CHOUDHURY, Abdur R. Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction model. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 75, n. 4, p. 700-706, 1993.

CLARIDA, Richard H. Co-integration, aggregate consumption, and the demand for imports: a structural econometric investigation. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 84, n. 1, p. 298-308, 1994.

COLLIER, Paul. e HOEFFLER, Anke. Resource rents, governance, and conflict. **Journal of Conflict Resolution**, College Park, MD, v. 49, n. 4, p. 625-633, 2005.

CORDEN, Warner M. Booming sector and Dutch Disease economics: survey and consolidation. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 36, n. 3, p. 359-380. 1984.

CORDEN, Warner M.; NEARY, James P. Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. **The Economic Journal**, Londres, v. 92, n. 368, p. 825-848, 1982.

DANTAS, Fernando. Brasil não tem a doença holandesa. **O Estado de S. Paulo**, 20/11/2006.

DAVIS, Graham A. Learning to love the Dutch Disease: evidence from the mineral economies. **World Development**, Amsterdam, v. 23, n. 10, p. 1765-1779, 1995.

DAVIS, Jeffrey M. *et al*. (Orgs.) **Fiscal policy formulation and implementation in oil-producing countries**. Washington, DC: International Monetary Fund, 2003.

DE SILVA, K. Migara O. The political economy of windfalls: the 'Dutch Disease' - theory and evidence. Disponível em <http://pgpblog.worldbank.org/files/Dutchdisease_Migara.pdf>, 1994.

DeSOYSA, Indra. The resource curse: are civil wars driven by rapacity or paucity? *In*: BERDAL, Mats; MALONE, David M. (Orgs.) **Greed and grievance**: economic agendas in civil wars. Boulder: Lynne Reiner, p. 113–135, 2000.

DEARDORFF, Alan V. Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world? In: FRANKEL, Jeffrey A. (Org.). **The regionalization of the world economy**. Chicago: University of Chicago Press, 1998.

DELL'ARICCIA, Giovanni. Exchange rate fluctuation and trade flows: evidence from the european union. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 46, n. 3, p. 315-334, 1999.

DIXON, Peter B. *et al*. **Notes and problems in applied general equilibrium economics**. Amsterdam: North-Holland. 1992.

EDWARDS, Sebastian. Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and evidence from developing countries. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 29, n. 3, p. 311-341, 1988.

ÉGERT, Balázs; LEONARD, Carol S. Dutch Disease scare in Kazakhstan: is it real? **Open Economies Review**, Berlim, v. 19, n. 2, p. 147-165, 2008.

EIFERT, Benn *et al*. The political economy of fiscal policy and economic management in oil exporting countries. *In*: DAVIS, Jeffrey M. *et al*. (Orgs.), **Fiscal policy formulation and implementation in oil-producing countries**. Washington, DC: International Monetary Fund, p. 82-122, 2003.

ELBADAWI, Ibrahim A. Estimating long-run equilibrium exchange rates. *In*: WILLIAMSON, John. **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics, 1994.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 2nd ed. New Jersey: Wiley, 2004.

ENGLE, Robert F. *et al*. Exogeneity. **Econometrica**, Princeton, vol. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

EVENETT, Simon J.; KELLER, Wolfgang. On theories explaining the success of the gravity equation. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 110, n. 2, p. 281-316, 2002.

FARDMANESH, Mohsen. Dutch Disease economics and the oil syndrome: an empirical study. **World Development**, Amsterdam, v. 19, n. 6, p. 711-717, 1991.

FAVERO, Carlo; HENDRY, David F. Testing the Lucas critique: a review. **Econometric Reviews**, Londres v. 11, n. 3, p. 265-306, 1992.

FEARON, James D. Primary commodity exports and civil war. **Journal of Conflict Resolution**, College Park, MD, v. 49, n. 4, p. 483-507, 2005.

FEARON, James D.; LAITIN, David. Ethnicity, insurgency and civil war. **American Political Science Review**, Washington, DC, v. 97, n. 1, p. 75-90, 2003.

FEENSTRA, Robert C. **Advanced international trade:** theory and evidence. Princeton: Princeton University Press, 2003.

FEENSTRA, Robert C. *et al*. Using the gravity equation to differentiate among alternative theories of trade. **The Canadian Journal of Economics**, Montréal, v. 34, n. 2, p. 430-447, 2001.

FELTENSTEIN, Andrew. Oil prices and rural migration: the Dutch Disease goes south. **Journal of International Money and Finance**, Amsterdam, v. 11, n. 3, p. 273-291, 1992.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL - FMI. **World Economic Outlook**, Washington, DC, September 2006. Disponível em <http://www.imf.org>, 2006.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL - FMI. **World Economic Outlook**, Washington, DC, April 2008. Disponível em <http://www.imf.org>, 2008.

FRANCO, Gustavo H.B. **O Plano Real e Outros Ensaios**. Rio de Janeiro: Francisco Alves, 1995.

FRANCO, Gustavo H.B. The Real Plan and the exchange rate. **Essays in International Finance** n.217, Princeton University, Princeton, 2000.

GAGNON, Joseph E. Exchange rate variability and the level of international trade. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v. 34, n. 3-4, p.269-340, 1993.

GELB, Alan H. Are oil windfalls a blessing or a curse? Policy exercises with an Indonesia-like model. **Departmental Working Paper**, DRD135, World Bank, Washington, DC, 1985.

GELB, Alan H. and associates. **Oil windfalls: blessing or curse?** New York: Oxford University Press, 1988.

GIUGALE, Marcelo M.; KOROBOW, Adam K. Shock persistence and the choice of foreign exchange regime - an empirical note from Mexico. **World Bank Policy Research Working Paper Series** n .2371, Washington, DC, 2000.

GOLDSTEIN, Morris; KHAN, Mohsin S. Income and price effects in foreign trade. *In*: JONES. Ronald W. e KENEN, Peter B. (Orgs.) **Handbook of International Economics**, v. II. Amsterdam: Elsevier, 1985.

GROBAR, Lisa M. The effect of real exchange rate uncertainty on LDC manufactured exports. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 41, n. 2, p. 367-376, 1993.

GYLFASON, Thorvaldur. Lessons from the Dutch Disease: causes, treatment and cure. **Working Paper Series** n. 6, Institute of Economic Studies, Reykjavik, 2001.

GYLFASON, Thorvaldur *et al*. A mixed blessing: natural resources and economic growth. **Macroeconomic Dynamics***,* Cambridge, MA, v. 3, n. 2, p. 204–225, 1999.

HANSON, Gordon H.; XIANG, Chong. The home-market effect and bilateral trade patterns. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 94, n. 4, p. 1108-1129, 2004.

HARBERGER, Arnold. Economic adjustment and the real exchange rate. *In*: EDWARDS, Sebastian; AHAMED, Liaquat. (Orgs.) **Economic adjustment and exchange rate in developing countries**. Chicago: Chicago University Press, 1986.

HEAD, Keith. Gravity for beginners. Vancouver, University of British Columbia. Disponível em <http://www.econ.ubc.ca/nmalhotra/490/Articles/KHead%20on%20gravity.pdf>, 2000.

HERB, Michael. No representation without taxation? Rents, development and democracy. Disponível em <www.gsu.edu/~polmfh/herb_r entier_state.pdf>, 2003.

HERBERTSSON, Tryggvi Thor *et al*. Three symptoms and a cure: a contribution to the economics of the Dutch Disease. **Discussion Paper** n. 2364, Londres, Centre for Economic Policy Research, 2000.

HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Orgs.) **Exchange rate misalignment: c**oncepts and measurement for developing countries. New York: Oxford University Press. 1999.

HINKLE, Lawrence; NSENGIYUMVA, Fabien. External real exchang rates: purchasing power parity, the Mundell-Fleming model, and competitiveness in traded goods. *In*: HINKLE, Lawrence E. e MONTIEL, Peter J. (Orgs.) **Exchange rate misalignment: c**oncepts and measurement for developing countries. New York: Oxford University Press. 1999.

HOLMØY, Erling; HEIDE, Kim M. Is Norway immune to Dutch Disease? CGE estimates of sustainable wage growth and deindustrialisation. **Research Department Discussion Papers** n. 413, Oslo, Statistics Norway, 2005.

HUMPHREYS, Macartan. Natural resources, conflict, and conflict resolution: uncovering the mechanisms. **Journal of Conflict Resolution**, College Park, MD, v. 49, n. 4, p. 508-537, 2005.

HUTCHISON, Michael M. Manufacturing sector resiliency to energy booms: empirical evidence from Norway, the Netherlands, and the United Kingdom. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 46, n. 2, p. 311-329, 1994.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Boletim de Conjuntura** n. 54, Rio de Janeiro, julho de 2001. Disponível em <http://www.ipea.gov.br>, 2001a.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Boletim de Conjuntura** n. 55, Rio de Janeiro, outubro de 2001. Disponível em <http://www.ipea.gov.br>, 2001b.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Boletim de Conjuntura** n. 58, Rio de Janeiro, julho de 2002. Disponível em <http://www.ipea.gov.br>, 2002.

ISHAM, Jonathan *et al*. The varieties of rentier experience: how natural resource export structures affect the political economy of economic growth. **Middlebury College Economics Discussion Paper** n. 8. Disponível em <www.middlebury.edu/NR/rdonlyres/23035072-BFD1-43A1-923C-99CF11831F32/0/0308.pdf>, 2003.

JANK, Marcos S. *et al*. Exportações: Existe uma Doença Holandesa? *In*: BARROS, Otávio de; GIAMBIAGI, Fábio. (Orgs.) **Brasil globalizado***:* o Brasil em um mundo surpreendente. Rio de Janeiro: Campus, 2008.

KAMAS, Linda. Dutch Disease economics and the Colombian export boom. **World Development**, Amsterdam, v. 14, n. 9, p. 1177-1198, 1986.

KAMIN, Steve B.; ROGERS, John H. Output and the real exchange rate in developing countries: an application to Mexico. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 61, n. 1, p. 85-109, 2000.

KORAY, Faik; LASTRAPES, William D. Real exchange rate volatility and U.S. bilateral trade: a VAR approach. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 71, n. 4, p. 708-712, 1989.

KRUGMAN, Paul. The narrow moving band, the Dutch Disease, and the competitive consequences of Mrs. Thatcher. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 27, n. 1, p. 41-55, 1987.

LANE, Philip; TORNELL, Aaron. Power concentration and growth. **Harvard Institute of Research Discussion Paper** n. 1720, Cambridge, MA,1995.

LEITE, Carlos A.; WEIDMANN, Jens. Does mother nature corrupt? Natural resources, corruption, and, economic growth. **IMF Working Paper** n. 85, Washington, DC, 1999.

LEVY, Stephanie. Public investment to reverse Dutch Disease: the case of Chad. **Journal of African Economies**, Oxford, v. 16, n. 3, p. 439-484, 2007.

LEWIS, Stephen R. Jr. Primary exporting countries. *In*: CHENERY, Hollis; SRINIVASAN, T.N. (Orgs.) **Handbook of development economics**, v. II, Amsterdam: Elsevier, p. 1541-1600, 1989.

LUCAS, Robert E., Jr. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, Rochester, NY, n. 1, p. 19-46, 1976.

MACDONALD, Ronald; RICCI, Luca A. Estimation of the equilibrium real exchange rate for South Africa. **IMF Working Paper** n. 44, Washington, DC, 2003.

MACKINNON, James G. *et al*. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, New Jersey, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MAGEE, Stephen P. Prices, income and foreign trade: a survey of recent economic studies. *In*: KENEN, Peter B. **International trade and finance**: frontiers for research. Cambridge: Cambridge University Press, 1975.

MANSOORIAN, Arman. Resource discoveries and ‘excessive’ external borrowing. **The Economic Journal**, New Jersey, v. 101, n. 409, p. 1497-1509, 1991.

MATSEN, Egil; TORVIK, Ragnar. Optimal Dutch Disease. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 78, n. 2, p. 494-515, 2005.

MATSUYAMA, Kiminori. Agricultural productivity, competitive advantage, and economic growth. **Journal of Economic Theory**, Amsterdam, v. 58, n. 2, p. 317-334, 1992.

McCALLUM, John. National borders matter. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 85, n. 3, p. 615-623, 1995.

MEADE, James E. **The theory of international economic policy**. Oxford: Oxford University Press, 1951.

MENDONÇA DE BARROS, Luiz Carlos. Uma encruzilhada para o Brasil. **Folha de S. Paulo**, 03/02/2006.

MING, Celso. Crescimento econômico. **O Estado de S. Paulo,** 20/09/2005.

MONTIEL, Peter J. The Theory of the Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate. **Mimeo**, Washington, DC, World Bank, 1997.

NANKANI, Gobind T. Development problems of mineral exporting countries: a background study for world development report, 1979. **World Bank Staff Working Paper** n. 354, Washington, DC, 1979.

NASSIF, André. Há evidências de desindustrialização no Brasil? **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 1, p. 72-96, 2008.

NETTO, Antonio D. A doença está aqui. **Folha de S. Paulo**, 01/03/2006.

NEUMAYER, Eric. Does the "resource curse" hold for growth in genuine income as well? **World Development**, Amsterdam, v. 32, n. 10, p. 1627-1640, 2004.

NG, Serena; PERRON, Pierre. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, Princeton, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

OGAKI, Masao. Engel´s law and cointegration. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 5, p. 1027-1046, 1992.

OOMES, Nienke; KALCHEVA, Katerina. Diagnosing Dutch Disease: does Russia have the symptoms? **IMF Working Paper** n. 102, Washington, DC, 2007.

PASTORE, Affonso C.; PINOTTI, Maria C. Câmbio, reservas e doença holandesa. **Valor Econômico**, 30/01/2006.

PASTORE, Affonso C. *et al*. Câmbio e crescimento: o que podemos aprender? *In*: BARROS, Otávio de; GIAMBIAGI, Fábio. (Orgs.) **Brasil globalizado***:* o Brasil em um mundo surpreendente. Rio de Janeiro: Campus, 2008.

PERRON, Pierre; NG, Serena. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, Londres, v. 63, n. 3, p. 435-463, 1996.

PHILLIPS, Peter C.B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PINHEIRO, Armando C *et al*. O desempenho macroeconômico do Brasil nos anos 90. *In*: GIAMBIAGI, Fábio; MOREIRA, Maurício M. (Orgs.) **A economia brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

PREBISCH, Raúl. El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas. *In*: **Estudio economico de America Latina.** Santiago de Chile: CEPAL, 1949.

PUGA, Fernando P. Aumento das importações não gerou desindustrialização. **BNDES Visão do Desenvolvimento** n. 26, Rio de Janeiro. Disponível em <http://www.bndes.gov.br>, 2007.

RADDATZ, Claudio E. Are external shocks responsible for the instability of output in low-income countries? **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 84, n. 1, p. 155-187, 2007.

RATTSØ, Jorn; TORVIK, Ragnar. Economic openness, trade restrictions and external shocks: modelling short run effects in sub-Saharan Africa. **Economic Modelling**, Amsterdam, v. 15, n. 2, p. 257-286, 1998.

REDDING, Stephen J.; VENABLES, Anthony J. Economic geography and international inequality. **Discussion paper** n. 2568, Center for Economic Policy Research, Londres, 2000.

REIS, José G.; URANI, André. Uma Visão Abrangente das Transformações Recentes no Brasil. *In*: GIAMBIAGI, Fábio *et al*. (Orgs.) **Reformas no Brasil**: Balanço e Agenda. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2004.

RICUPERO, Rubens. A desindustrialização como projeto. **Folha de S. Paulo,** 02/10/2005.

ROEMER, Michael. Dutch Disease in developing countries: swallowing bitter medicine. *In*: LUNDAHL, Mats. (Org.) **The primary sector in economic development**. London: Croom Helm, p. 234-252, 1985.

ROGERS, John H.; WANG, Ping. Output, inflation and stabilization in a small open economy: evidence from Mexico. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 46, n. 2, p. 271-293, 1996.

ROSE, Andrew K.; VAN WINCOOP, Eric. National money as a barrier to international trade: the real case for currency union. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 91, n. 2, p. 386-390, 2001.

ROSS, Michael L. Does oil hinder democracy? **World Politics**, Baltimore, v. 53, n. 3, p. 297–322, 2001.

ROSS, Michael L. Oil, drugs and diamonds: the varying role of natural resources in civil war. *In*: BALLENTIN, Karen e SHERMAN, Jake. (Orgs.) **The political economy of armed conflict:** beyond greed and grievance. London: Lynne Riener, p. 259-283, 2003.

ROSS, Michael L. What do we know about natural resources and civil war? **Journal of Peace Research**, Oslo, v. 41, n. 3, p. 337-356, 2004.

ROSSER, Andrew. The political economy of the resource curse: a literature survey. **IDS Working Paper** n. 268, Londres, 2006.

RYBCZYNSKI, Tadeusz N. Factor endowments and relative commodity prices. **Economica**, Londres, v. 22, Nov., p. 336-341, 1955.

SACHS, Jeffrey D.; WARNER, Andrew M. Natural resource abundance and economic growth. **NBER Working Papers** n. 5398, Cambridge, MA, 1995.

SALA-I-MARTIN, Xavier; SUBRAMANIAN, Arvind. Addressing the natural resource curse: an illustration from Nigeria. **NBER Working Papers** n. 9804, Cambridge, MA, 2003.

SALTER, W.E.G. Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. **The Economic Record**, New Jersey, v. 35, n. 71, p. 226-238, 1959.

SARRAF, Maria; JIWANJI, Moortaza. Beating the resource curse: the case of Botswana. **World Bank Environment Department Papers**, Environmental Economics Series (October), Washington, DC, 2001.

SCHEINKMAN, José A. A doença holandesa e os males do Brasil. **Folha de S. Paulo,** 12/02/2006.

SCHWARTSMAN, Alexandre. On ‘Dutch Disease’ and Dutch uncles. **ABN AMRO LatAm View**, 15/11/2006, 2006a.

SCHWARTSMAN, Alexandre. Back to the Netherlands. **ABN AMRO LatAm View**, 14/12/2006, 2006b.

SCHWARTSMAN, Alexandre. Going Dutch? **ABN AMRO LatAm View**, 05/03/2008.

SCHWARTSMAN, Alexandre. Going Dutch? **Santander Economics**, 12/08/2009.

SENHADJI, Abdelhak S. e MONTENEGRO, Claudio E. Time series analysis of export demand equations: a cross-country analysis. **IMF Working Paper** n. 149, Washington, DC, 1998.

SENHADJI, Abdelhak S. e MONTENEGRO, Claudio E. Time series analysis of export demand equations: a cross-country analysis. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 46, n. 3, p. 259-273, 1999.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Princeton, vol. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SMITH, Benjamin. Oil wealth and regime survival in the developing world: 1960–1999. **American Journal of Political Science**, Dallas, v. 28, n. 2, p. 232-247, 2004.

SØRLI, Mirjam E. *et al*. Why is there so much conflict in the middle east? **Journal of Conflict Resolution**, College Park, MD, v. 49, n. 1, p. 141-165, 2005.

STIJNS, Jean-Philippe C. Natural resource abundance and economic growth revisited. University of California, Berkeley. Disponível em <http://129.3.20.41/eps/dev/papers/0103/0103001.pdf>, 2001.

STIJNS, Jean-Philippe C. An empirical test of the Dutch Disease hypothesis using a gravity model of trade. **Working Paper University of California Berkeley**, Bekeley. Disponível em <http://129.3.20.41/eps/it/papers/0305/0305001.pdf>, 2003.

SUMMARY, Rebecca M. A political-economic model of U.S. bilateral trade. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 71, n. 1, p. 179-82. 1989.

SWAN, Trevor. Economic control in a dependent economy. **The Economic Record**, New Jersey, v. 36, n. 73, p. 51-66. 1960.

THE Dutch Disease. **The Economist**, Londres, p. 82-83, 26/11/1977.

TINBERGEN, Jan. **Shaping the world economy**. New York: The Twentieth Century Fund, 1962.

TORVIK, Ragnar. Learning by doing and the Dutch Disease. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 45, n. 2, p. 285-306, 2001.

USUI, Norio. Dutch Disease and policy adjustments to the oil boom: a comparative study of Indonesia and Mexico. **Resources Policy**, Amsterdam, v. 23, n. 4, p. 151-162, 1997.

VAN WIJNBERGEN, Sweder J.G. The 'Dutch Disease': a disease after all? **The Economic Journal**, Londres, v. 94, n. 373, p. 41-55, 1984a.

VAN WIJNBERGEN, Sweder J.G. Inflation, employment, and the Dutch Disease in oil-exporting countries: a short-run disequilibrium analysis. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 99, n. 2, p. 233-50. 1984b.

VOS, Rob. Aid flows and "Dutch Disease" in a general equilibrium framework for Pakistan. **Journal of Policy Modeling**, Amsterdam, v. 20, n. 1, p. 77-109, 1998.

WHEELER, David. Sources of stagnation in sub-Saharan Africa. **World Development**, Amsterdam, v. 12, n. 1, p. 1-23, 1984.

WILLIAMSON, John. **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington, DC: Institute for International Economics, 1994.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.

WOOD, Adrian; BERGE, Kersti. Exporting manufactures: human resources, natural resources, and trade policy. **Journal of Development Studies**, Londres, v. 34, n. 4, p. 35–59. 1997.

YOUNG, Alwyn. Learning by doing and the dynamic effects of international trade. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 106, n. 2, p. 369-405, 1991.

YOUNGER, Stephen D. Aid and the Dutch Disease: macroeconomic management when everybody loves you. **World Development**, Amsterdam, v. 20, n. 11, p. 1587-1597, 1992.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Testes para variáveis utilizadas no capítulo 3
APÊNDICE B – Testes para variáveis utilizadas no capítulo 4
APÊNDICE C – Testes para variáveis utilizadas no capítulo 5

APÊNDICE A

Tabela A.1 – Testes de Raiz Unitária – Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001)

Teste	Termos deterministas							
	Intercepto				Tendência e intercepto			
	Mza	Mzt	MSB	MPT	Mza	Mzt	MSB	MPT
	Valores calculados							
Taxa efetiva de câmbio	-3,602	-1,336	0,371	6,803	-4,076	-1,427	0,350	22,352
Gastos correntes do governo	0,776	0,741	0,955	61,373	-3,193	-1,230	0,385	27,798
Investimentos do governo	-12,498	-2,428	0,194	2,241	-12,054	-2,428	0,201	7,708
Diferencial de juros	-5,541	-1,625	0,293	4,539	-7,484	-1,934	0,258	12,177
Abertura	-0,095	-0,063	0,661	27,761	-3,503	-1,322	0,377	25,989
Diferencial de produtividade	0,598	0,878	1,468	130,496	-0,985	-0,537	0,545	60,129
Risco-país (EMBI)	-1,742	-0,856	0,492	12,941	-11,307	-2,224	0,197	8,849
Índice de *commodities* Brasil	-0,208	-0,128	0,617	24,506	-4,359	-1,474	0,338	20,887
CRB	-2,292	-1,011	0,441	10,282	-2,253	-0,878	0,390	32,202
	Valores tabelados							
1%	-13,800	-2,580	0,174	1,780	-23,800	-3,420	0,143	4,030
5%	-8,100	-1,980	0,233	3,170	-17,300	-2,910	0,168	5,480
10%	-5,700	-1,620	0,275	4,450	-14,200	-2,620	0,185	6,670

Fonte: Ng e Perron (2001).

Tabela A.2 - Teste de Johansen - Modelo com índice de *commodities* Brasil - 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,4416	235,373	187,470	0,000
r ≤ 1*	0,3901	166,613	150,559	0,005
r ≤ 2	0,2838	108,275	117,708	0,170
r ≤ 3	0,1812	68,879	88,804	0,551
r ≤ 4	0,1335	45,282	63,876	0,634
r ≤ 5	0,0975	28,379	42,915	0,599
r ≤ 6	0,0878	16,277	25,872	0,471
r ≤ 7	0,0450	5,429	12,518	0,536

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela A.3 - Teste de Johansen - Modelo com índice CRB - 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,4485	226,788	187,470	0,000
r ≤ 1*	0,3464	156,567	150,559	0,022
r ≤ 2	0,2396	106,395	117,708	0,208
r ≤ 3	0,1827	74,072	88,804	0,355
r ≤ 4	0,1399	50,264	63,876	0,402
r ≤ 5	0,1162	32,487	42,915	0,363
r ≤ 6	0,0944	17,913	25,872	0,350
r ≤ 7	0,0513	6,219	12,518	0,433

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela A.4 - Teste de Johansen - Modelo com índice de *commodities* Brasil - 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,6496	229,192	159,530	0,000
r ≤ 1*	0,4950	155,792	125,615	0,000
r ≤ 2*	0,3889	107,975	95,754	0,006
r ≤ 3*	0,3218	73,504	69,819	0,025
r ≤ 4	0,2759	46,321	47,856	0,069
r ≤ 5	0,1521	23,720	29,797	0,213
r ≤ 6	0,1140	12,169	15,495	0,149
r ≤ 7	0,0514	3,693	3,841	0,055

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela A.5 - Teste de Johansen - Modelo com índice CRB - 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,6666	224,115	159,530	0,000
r ≤ 1*	0,4919	147,235	125,615	0,001
r ≤ 2*	0,3762	99,839	95,754	0,025
r ≤ 3	0,3364	66,808	69,819	0,085
r ≤ 4	0,2188	38,098	47,856	0,298
r ≤ 5	0,1351	20,815	29,797	0,369
r ≤ 6	0,0984	10,652	15,495	0,234
r ≤ 7	0,0474	3,398	3,841	0,065

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

APÊNDICE B

Tabela B.1 – Testes de Raiz Unitária – Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001)

Teste	Termos deterministas							
	Intercepto				Tendência e intercepto			
	Mza	Mzt	MSB	MPT	Mza	Mzt	MSB	MPT
	Valores calculados							
Exportação de manufaturados	-0,184	-0,140	0,760	33,765	-4,999	-1,264	0,253	16,839
Preço de manufaturados	-1,977	-0,796	0,403	10,434	-6,263	-1,768	0,282	14,550
Exportações mundiais	0,164	0,136	0,827	42,024	-17,936	-2,720	0,152	6,710
Preço de *commodities* Brasil	-0,208	-0,128	0,617	24,506	-4,359	-1,474	0,338	20,887
CRB	-2,292	-1,011	0,441	10,282	-2,253	-0,878	0,390	32,202
	Valores tabelados							
1%	-13,800	-2,580	0,174	1,780	-23,800	-3,420	0,143	4,030
5%	-8,100	-1,980	0,233	3,170	-17,300	-2,910	0,168	5,480
10%	-5,700	-1,620	0,275	4,450	-14,200	-2,620	0,185	6,670

Fonte: Ng e Perron (2001).

Tabela B.2 - Teste de Johansen - Modelo com índice de *commodities* Brasil – amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,2250	70,343	63,876	0,013
r ≤ 1	0,1464	40,781	42,915	0,081
r ≤ 2	0,1196	22,413	25,872	0,127
r ≤ 3	0,0637	7,634	12,518	0,283

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela B.3 - Teste de Johansen - Modelo com índice CRB – amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,2240	68,229	63,876	0,021
r ≤ 1	0,1502	38,560	42,915	0,128
r ≤ 2	0,0990	19,523	25,872	0,251
r ≤ 3	0,0606	7,320	12,518	0,312

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela B.4 - Teste de Johansen - Modelo com índice de *commodities* Brasil – amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0	0,3375	62,518	63,876	0,065
r ≤ 1	0,2254	33,701	42,915	0,302
r ≤ 2	0,1289	15,823	25,872	0,507
r ≤ 3	0,0842	6,161	12,518	0,440

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela B.5 - Teste de Johansen - Modelo com índice CRB – amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,2754	53,901	47,856	0,012
r ≤ 1*	0,2300	31,350	29,797	0,033
r ≤ 2	0,1267	13,054	15,495	0,113
r ≤ 3	0,0498	3,572	3,841	0,059

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela B.6 - Teste de Johansen - Modelo com taxa efetiva de câmbio e índice de *commodities* Brasil – amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,3098	110,798	88,804	0,001
r ≤ 1*	0,1959	67,781	63,876	0,023
r ≤ 2	0,1472	42,487	42,915	0,055
r ≤ 3	0,1035	24,020	25,872	0,084
r ≤ 4	0,0931	11,342	12,518	0,078

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela B.7 - Teste de Johansen - Modelo com taxa efetiva de câmbio e índice CRB – amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,2620	102,220	88,804	0,004
r ≤ 1*	0,2008	66,984	63,876	0,027
r ≤ 2	0,1613	40,982	42,915	0,077
r ≤ 3	0,1031	20,571	25,872	0,198
r ≤ 4	0,0662	7,949	12,518	0,256

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela B.8 - Teste de Johansen - Modelo com taxa efetiva de câmbio e índice de *commodities* Brasil – amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,4434	96,698	88,804	0,012
r ≤ 1	0,3159	55,687	63,876	0,201
r ≤ 2	0,1632	29,108	42,915	0,556
r ≤ 3	0,1442	16,639	25,872	0,442
r ≤ 4	0,0787	5,737	12,518	0,494

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela B.9 - Teste de Johansen - Modelo com taxa efetiva de câmbio e índice CRB – amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,5850	109,702	88,804	0,001
r ≤ 1	0,3043	48,139	63,876	0,499
r ≤ 2	0,1397	22,746	42,915	0,887
r ≤ 3	0,1110	12,216	25,872	0,797
r ≤ 4	0,0553	3,980	12,518	0,745

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

APÊNDICE C

Tabela C.1 - Testes de Raiz Unitária - Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001)

Teste	Termos deterministas							
	Intercepto				Tendência e intercepto			
	Mza	Mzt	MSB	MPT	Mza	Mzt	MSB	MPT
	Valores calculados							
Produção da indústria de transformação	-0,711	-0,497	0,698	26,018	-7,844	-1,551	0,198	12,685
Taxa real de juros	-0,678	-0,347	0,512	17,322	-11,657	-2,413	0,207	7,823
Crédito	-0,768	-0,272	0,354	11,738	-82,008	-6,330	0,077	1,413
Massa de rendimentos	1,718	0,791	0,461	22,405	-1,613	-0,611	0,379	33,873
Exportações de bens manufaturados	-0,184	-0,140	0,760	33,765	-4,999	-1,264	0,253	16,839
Preço de *commodities* Brasil	-0,208	-0,128	0,617	24,506	-4,359	-1,474	0,338	20,887
CRB	-2,292	-1,011	0,441	10,282	-2,253	-0,878	0,390	32,202
	Valores tabelados							
1%	-13,800	-2,580	0,174	1,780	-23,800	-3,420	0,143	4,030
5%	-8,100	-1,980	0,233	3,170	-17,300	-2,910	0,168	5,480
10%	-5,700	-1,620	0,275	4,450	-14,200	-2,620	0,185	6,670

Fonte: Ng e Perron (2001).

Tabela C.2 - Teste de Johansen - Modelo com volume de crédito e índice de *commodities* Brasil - amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,2807	100,724	88,804	0,005
r ≤ 1	0,2171	61,844	63,876	0,073
r ≤ 2	0,1282	32,966	42,915	0,338
r ≤ 3	0,0865	16,778	25,872	0,432
r ≤ 4	0,0504	6,104	12,518	0,447

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela C.3 - Teste de Johansen - Modelo com volume de crédito e índice CRB - amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,3572	105,103	88,804	0,002
r ≤ 1	0,1961	52,951	63,876	0,293
r ≤ 2	0,1023	27,188	42,915	0,670
r ≤ 3	0,0621	14,455	25,872	0,620
r ≤ 4	0,0567	6,891	12,518	0,356

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela C.4 - Teste de Johansen - Modelo com taxa real de juros *ex-ante* e índice de *commodities* Brasil - amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,2447	71,248	69,819	0,038
r ≤ 1	0,1730	39,539	47,856	0,239
r ≤ 2	0,0846	18,070	29,797	0,561
r ≤ 3	0,0557	8,086	15,495	0,456
r ≤ 4	0,0141	1,605	3,841	0,205

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela C.5 - Teste de Johansen - Modelo com taxa real de juros *ex-ante* e índice CRB - amostra de 1999 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,3029	73,417	69,819	0,025
r ≤ 1	0,1501	32,638	47,856	0,577
r ≤ 2	0,0646	14,254	29,797	0,826
r ≤ 3	0,0507	6,706	15,495	0,612
r ≤ 4	0,0073	0,830	3,841	0,362

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela C.6 - Teste de Johansen - Modelo com volume de crédito e índice de *commodities* Brasil - amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,6172	132,251	88,804	0,000
r ≤ 1*	0,3406	65,033	63,876	0,040
r ≤ 2	0,2152	35,883	42,915	0,211
r ≤ 3	0,1606	18,921	25,872	0,286
r ≤ 4	0,0908	6,666	12,518	0,381

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela C.7 - Teste de Johansen - Modelo com volume de crédito e índice CRB - amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,6078	137,718	88,804	0,000
r ≤ 1*	0,4182	72,194	63,876	0,009
r ≤ 2	0,2357	34,285	42,915	0,276
r ≤ 3	0,1570	15,472	25,872	0,536
r ≤ 4	0,0489	3,513	12,518	0,811

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela C.8 - Teste de Johansen - Modelo com taxa real de juros *ex-ante* e índice de *commodities* Brasil - amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,4874	103,023	88,804	0,003
r ≤ 1	0,3025	56,247	63,876	0,185
r ≤ 2	0,1819	31,026	42,915	0,443
r ≤ 3	0,1422	16,970	25,872	0,417
r ≤ 4	0,0852	6,237	12,518	0,431

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.

Tabela C.9 - Teste de Johansen - Modelo com taxa real de juros *ex-ante* e índice CRB - amostra de 2003 a 2008

Vetores de cointegração	Autovalores	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
r = 0*	0,5701	127,667	88,804	0,000
r ≤ 1*	0,3541	68,566	63,876	0,019
r ≤ 2	0,2168	37,972	42,915	0,143
r ≤ 3	0,1850	20,866	25,872	0,185
r ≤ 4	0,0893	6,545	12,518	0,394

Fonte: MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
* - rejeição de H_0 a 5%.