FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA
DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

ANÁLISE DO DESEMPENHO DA BALANÇA COMERCIAL BRASILEIRA – ESTIMAÇÕES DAS ELASTICIDADES DAS FUNÇÕES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO E DA DEMANDA DE IMPORTAÇÃO (1980/2006)

Leonardo David Sapienza
Orientador: Paulo Tenani

2007

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

LEONARDO DAVID SAPIENZA

ANÁLISE DO DESEMPENHO DA BALANÇA COMERCIAL BRASILEIRA – ESTIMAÇÕES DAS ELASTICIDADES DAS FUNÇÕES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO E DA DEMANDA DE IMPORTAÇÃO (1980/2006)

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção de título de Mestre em Economia

SÃO PAULO
2007

Sapienza, Leonardo David
Análise do Desempenho da Balança Comercial Brasileira – Estimações das Elasticidades das Funções da Oferta de Exportação e da Demanda de Importação (1980/2006) / Leonardo David Sapienza. – 2007.
88 f.

Orientador: Paulo Tenani.
Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Comércio Internacional – Brasil. I. Tenani, Paulo. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

LEONARDO DAVID SAPIENZA

ANÁLISE DO DESEMPENHO DA BALANÇA COMERCIAL BRASILEIRA – ESTIMAÇÕES DAS ELASTICIDADES DAS FUNÇÕES DA OFERTA DE EXPORTAÇÃO E DA DEMANDA DE IMPORTAÇÃO (1980/2006)

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção de título de Mestre em Economias.

Data de Aprovação:

____/____/_____

Banca Examinadora:

_____
Prof. Dr. Paulo Tenani (Orientador)
FGV-EESP e EASP

_____
Prof. Dr. Maria Carolina da Silva Leme
FGV-EESP e EASP

_____
Prof. Dr. Marcelo Carvalho
University of Illinois

SÃO PAULO
2007

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer aos meus pais, o engenheiro Dr. João Maurício Romeiro Sapienza e Fátima David Sapienza, que sempre me motivaram e estimularam neste longo caminho de aprendizagem e busca de conhecimento.

Em especial, a minha adorável namorada, companheira e amiga Gabriela Vasques que esteve presente desde muito antes do início do mestrado, suportando minhas ansiedades e impaciência.

A minha querida irmã e amiga Andréia Sapienza que sempre despejou palavras de apoio aos meus projetos pessoais.

Ao meu chefe e amigo, o sensato Abraham Weintraub, por diversos motivos: fornecer um dos insumos mais preciosos, tempo para estudo; direcionar-me profissionalmente, ajudando na escolha da escola e do curso; viabilizar a bolsa de estudos junto ao Banco Votorantim, empresa que trabalhamos e a qual gostaria de deixar registrado meu agradecimento; e ajudar-me a enfrentar o desafio acadêmico conjuntamente às minhas atividades profissionais.

Ao meu orientador prof. Dr. Paulo Tenani que certamente sem sua ajuda teria enorme dificuldade em concluir minha tese.

A todos os meus amigos que se preocuparam, e acredito que ainda se preocupam, comigo. Do mestrado, destaco os três bons companheiros, André Maitan, Antônio Augusto Matheus e Marcelo Scarcelli. Foram horas e mais horas de estudos em grupo. Da faculdade, não poderia deixar de lembrar Gustavo e sua esposa Camila, Serrano e Bia e Tomás e Camila. Do colégio, o meu amigo de longa data Giuseppe Grimone.

Agradeço ao apoio de todas as pessoas que me ajudaram na conclusão de mais uma etapa da minha vida.

Resumo

O objetivo deste estudo é apresentar estimações das elasticidades das equações da oferta de exportação e da demanda de importação para o Brasil de 1980 a 2006 a partir de dados trimestrais. Na análise empírica, foram utilizadas as técnicas de cointegração multivariada de Johansen Juselius e modelo de correção de erros (ECM). As exportações brasileiras em valores podem melhor ser explicadas quando decompostas nos índices de preços médios e de volume, pois ambos dependem do índice de preços internacionais de commodities. Usando variáveis macroeconômicas como a taxa de câmbio real, o volume das exportações mundiais e o índice de preços internacionais de commodities, a evidência empírica sugere que existe uma relação de cointegração entre o volume exportado brasileiro e essas variáveis. As estimações também foram realizadas de forma desagregada para produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados. Comprovamos a hipótese de que o país é um tomador de preços no comércio internacional, através de testes de causalidade de Granger e de modelo VAR para conhecer a resposta dos preços dos bens exportados a um choque nos preços internacionais de commodities, que se mostrou persistente nos testes realizados. Por sua vez, as estimativas da função de demanda de importação totais e por categoria de uso (bens intermediários, bens de capital, bens de consumo duráveis e não duráveis) também apresentaram uma relação estável de longo prazo entre volume das importações brasileiras, preço relativo e nível de renda doméstico, sendo os últimos medidos pelo câmbio real e o PIB respectivamente. Adicionalmente, foram incluídas as reservas internacionais, variável não comumente utilizada da literatura sobre o tema para o país. Os resultados encontrados vão de encontro a outros estudos, mostrando maior elasticidade da renda do que dos preços.

SUMÁRIO

1. **Introdução.....10**
2. **Revisão Bibliográfica.....16**
3. **Modelando a Função de Oferta de Exportação e Demanda de Importação.....26**
   - **3.1. Função de Oferta de Exportação.....26**
   - **3.2. Função de Demanda de Importação.....28**
4. **Metodologia e Dados.....31**
   - **4.1. Descrição e Análise dos Dados Utilizados.....35**
   - **4.2. Hipótese de país pequeno.....40**
   - **4.3. Resposta de um choque dos preços de commodities nos preços dos bens exportados.....42**
5. **Resultados Empíricos.....44**
   - **5.1. Exportações Totais.....44**
     - **5.1.1. Teste de Cointegração.....44**
     - **5.1.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....46**
   - **5.2. Exportações de Produtos Básicos.....47**
     - **5.2.1. Teste de Cointegração.....47**
     - **5.2.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....49**
   - **5.3. Exportações de Produtos Semimanufaturados.....49**
     - **5.3.1. Teste de Cointegração.....49**
     - **5.3.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....51**
   - **5.4. Exportações de Produtos Manufaturados.....52**
     - **5.4.1. Teste de Cointegração.....52**
     - **5.4.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....54**
   - **5.5. Importações Totais.....55**
     - **5.5.1. Teste de Cointegração.....55**
     - **5.5.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....56**
   - **5.6. Importações de Bens de Capital.....58**
     - **5.6.1. Teste de Cointegração.....58**
     - **5.6.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....59**
   - **5.7. Importações de Bens Intermediários.....60**
     - **5.7.1. Teste de Cointegração.....60**
     - **5.7.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....62**
   - **5.8. Importações de Bens de Consumo Não-Duráveis.....63**

5.8.1. Teste de Cointegração.....63
5.8.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....64
5.9. Importações de Bens de Consumo Duráveis.....65
5.9.1. Teste de Cointegração.....65
5.9.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros.....67
6. Conclusão.....69
Bibliografia.....76
Apêndice.....84

FIGURAS E QUADROS

Figura 2.1. Equilíbrio Parcial do Comércio Internacional.....18
Figura 4.1. Índice CRB Spot & do Índice de Preços das Exportações (FUNCEX).....40
Figura 4.2. Resposta do PX a um impulso no CRB.....43
Quadro 1.1. Elasticidades de Longo Prazo das Exportações Totais e dos Produtos.....12
Quadro 1.2. Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Exportações Totais e por Produtos.....12
Quadro 1.3. Elasticidades de Longo Prazo das Importações Totais e das Categorias de Uso.....13
Quadro 1.4. Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Importações Totais e por Categoria de Uso.....14
Quadro 1.5. Elasticidades de Longo Prazo das Importações Totais e das Categorias de Uso sem Reservas Internacionais.....14
Quadro 1.6. Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Importações Totais e por Categoria de Uso sem Reservas Internacionais.....15
Quadro 4.1. Testes ADF em nível.....37
Quadro 4.2. Testes ADF em 1ª diferença.....38
Quadro 4.3. Testes ADF em nível.....39
Quadro 4.4. Testes ADF em 1ª diferença.....39
Quadro 4.5. Testes de Causalidade de Granger.....41
Quadro 5.1.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....44
Quadro 5.1.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....45

Quadro 5.1.3. Modelo de Correção de Erros.....46
Quadro 5.2.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....47
Quadro 5.2.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....48
Quadro 5.2.3. Modelo de Correção de Erros.....49
Quadro 5.3.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....50
Quadro 5.3.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....50
Quadro 5.3.3. Modelo de Correção de Erros.....51
Quadro 5.4.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....52
Quadro 5.4.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....53
Quadro 5.4.3. Modelo de Correção de Erros.....54
Quadro 5.5.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....55
Quadro 5.5.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....56
Quadro 5.5.3. Modelo de Correção de Erros.....57
Quadro 5.6.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....58
Quadro 5.6.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....59
Quadro 5.6.3. Modelo de Correção de Erros.....60
Quadro 5.7.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....61
Quadro 5.7.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....61
Quadro 5.7.3. Modelo de Correção de Erros.....62
Quadro 5.8.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ.....63
Quadro 5.8.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....64
Quadro 5.8.3. Modelo de Correção de Erros.....65
Quadro 5.9.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ..... 66
Quadro 5.9.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração.....67
Quadro 5.9.3. Modelo de Correção de Erros.....67

Apêndice

A4. Teste de raiz unitária Perron (1989).....85
A5. Teste de Cointegração para as Exportações Totais com Dummies Sazonais....86

1. Introdução

A balança comercial brasileira apresentou superávits expressivos nos últimos quatro anos até 2006, com significativo desempenho tanto das exportações, num primeiro momento, quanto das importações. Pela primeira vez na história do país, observou-se uma combinação de crescimento das vendas externas, forte recuperação das importações e saldo comercial volumoso. Neste período, a taxa média de crescimento anual das exportações brasileiras em dólares correntes foi de 23,0%, enquanto a das importações foi de 18,4%. O saldo acumulado totalizou quase cento e cinqüenta bilhões. Comparativamente aos últimos quarenta anos até 2002, as exportações e as importações tinham crescido 10,1% e 11,5%, respectivamente. Afinal, quais foram as causas desse comportamento? Teria havido alguma mudança nos determinantes do comércio exterior?

Uma análise superficial dos dados do setor externo da economia brasileira poderia levar à conclusão de uma quebra estrutural a partir do ano de 2002. Utilizando informações trimestrais para o período de 1980 a 2006, o propósito deste estudo é determinar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as funções de oferta de exportação e de demanda de importação e as variáveis explicativas para o Brasil. Estimam-se também equações de exportação por produto (básicos, semimanufaturados e básicos) e de importações por categorias de uso (bens de capital, bens de consumo duráveis e não-duráveis e intermediários). Quantificá-las é fundamental não apenas para o desenho de políticas de comércio exterior, de acordos comerciais e de sustentabilidade da dívida externa. A estimação de equações de oferta de exportação e demanda de importação possibilita verificar *ex-ante* alterações nas variáveis condicionantes, permitindo análises prospectivas sobre o comportamento do comércio externo.

A bibliografia sobre o tema sugere como possíveis determinantes das exportações brasileiras o volume das exportações mundiais, o índice de preços internacionais de commodities e a taxa de câmbio real. Em particular, os preços internacionais de commodities, medidos pelo índice CRB Spot, merecem destaque por influenciá-las via dois canais. O primeiro é que eles causam os preços médios dos bens exportados do Brasil, dada a elevada participação de commodities na pauta das exportações do país. Em outras palavras, as evidências do teste de causalidade de Granger parecem confirmar a hipótese de um país pequeno no caso brasileiro no comércio internacional. Ou seja, é possível utilizar o índice CRB Spot para prever o

preço das exportações brasileiras através de um Vetor de Auto-Regressão (VAR). O segundo canal é a relação estável de longo prazo dos preços das exportações, ou melhor, dos preços internacionais de commodities, do volume do comércio internacional e da taxa de câmbio real com o volume das exportações brasileiras. Como as variáveis explicativas são integradas de ordem um I(1), de acordo com o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a combinação linear delas resulta numa série estacionária, o que se permite utilizar um vetor de cointegração e um modelo de correção de erros (ECM).

Para as importações totais, e as diversas categorias de uso, utilizam-se variáveis explicativas para o nível de atividade e o preço relativo. Para a análise empírica, o PIB brasileiro e a taxa de câmbio real foram escolhidos. Adicionalmente, incluem-se as reservas internacionais, não comumente encontradas na literatura sobre o tema. O racional por trás da inclusão desta variável baseia-se na capacidade de importar do país. Assim como no caso das exportações, encontrou-se uma relação estável de longo prazo do volume das importações com elas. Também aqui, todas as variáveis são integradas de ordem um I(1), de acordo com o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o que permite uma combinação linear, gerando uma série estacionária. Além disso, modelamos um Vetor de Correção de Erros (VEC) para saber qual é a velocidade de ajuste à desvios da série com relação ao equilíbrio de longo prazo. Em ambos os casos, para se achar as relações de cointegração entre essas variáveis mencionadas, utilizou-se o procedimento de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (1990, 1992 e 1994), enquanto o modelo de correção de erros foi a técnica utilizada de tal forma que seja possível separar choques de curto prazo do equilíbrio de longo prazo entre elas.

Os resultados encontrados para as elasticidades de longo prazo das exportações totais e dos produtos se resumem no quadro 1.1. Elas mostram que tanto as exportações totais quanto os produtos desagregados respondem ao volume das exportações mundiais, à taxa de câmbio real (com exceção dos produtos básicos) e aos preços das commodities. É interessante notar que tanto as exportações totais quanto as exportações de produtos manufaturados são inelásticas em relação às exportações mundiais (0,78 e 0,71, respectivamente), enquanto os produtos básicos apresentam elasticidade unitária e os produtos semimanufaturados têm elasticidade de 1,16 em relação a esta variável explicativa. As elasticidades com relação à taxa de câmbio real ficaram entre 0,48 e 0,68. Todavia, a elasticidade desta variável para os produtos básicos não se mostrou estatisticamente significante. Para os preços de commodities, as elasticidades das exportações totais, (0,82) dos produtos básicos (0,73) e dos manufaturados (0,80)

ficaram abaixo da unidade. A exceção foram os produtos semimanufaturados que se mostraram elásticos (1,30) com relação a eles.

Quadro 1.1. Elasticidades de Longo Prazo das Exportações Totais e dos Produtos

Elasticidades de Longo Prazo	Exportações Mundiais (WX)	Taxa de Câmbio Real (REER)	Preços de Commodities (CRB)
Exportações Totais	0,774	0,480	0,815
Produtos Básicos	1,008	0,581*	0,734
Produtos Semimanufaturados	1,158	0,538	1,299
Produtos Manufaturados	0,705	0,685	0,799

* Não estatisticamente significante a 5%

O quadro 1.2. revela a velocidade de ajuste com relação à tendência de longo prazo a um determinado choque nas variáveis explicativas. Os valores encontrados indicam que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 34% por trimestre para as exportações totais. Este valor é semelhante para os produtos básicos (35%) e para os manufaturados (30%). Apenas os produtos semimanufaturados apresentaram um valor baixo de convergência (8%) e não significante a um nível de 5%.

Quadro 1.2. Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Exportações Totais e por Produtos

Velocidade de ajuste	α
Exportações Totais	-0,340
Produtos Básicos	-0,353
Produtos Semimanufaturados	-0,079*
Produtos Manufaturados	-0,304

* Não estatisticamente significante a 5%

As elasticidades de longo prazo estimadas para as importações totais e as categorias de uso com relação à renda doméstica, adotando como *proxy* o PIB, à taxa de câmbio real e às reservas internacionais se encontram no quadro 1.3.. Tanto as importações totais quanto a de bens de capital, de bens não-duráveis e de duráveis se

mostraram elásticas com relação à renda doméstica. Contudo, no caso das importações totais e de bens de capital os sinais encontrados foram contrários ao esperado pela teoria econômica. Os valores encontrados são de 1,61 no caso das importações totais, 2,01 para as importações de bens de capital, 4,62 no caso de bens não-duráveis e 2,38 para duráveis. Apenas as importações de bens intermediários não apresentaram elasticidade estatisticamente significante com relação a esta variável. Além disso, as importações totais e todas as categorias de uso se mostraram sensíveis à taxa de câmbio real com as elasticidades variando entre 0,75 a 2,46. Também neste caso, os sinais encontrados foram contrários ao esperado pela teoria econômica para as importações totais, de bens de capital e intermediário. Em relação às reservas internacionais, com exceção das importações de bens não-duráveis, todas as categorias de uso e as importações totais apresentaram elasticidades estatisticamente significantes e com o sinal esperado. O valor estimado para a elasticidade das importações totais é próximo da unidade (1,09), o que significa que um aumento de 10% das reservas internacionais, eleva as importações na mesma magnitude. Para os bens duráveis o valor encontrado para a elasticidade é semelhante (1,10). Para os bens de capital e bens intermediários os valores encontrados foram de 1,34 e 0,86, respectivamente. Em suma, apenas para as importações de bens duráveis apresentaram coeficientes estatisticamente significante e com o sinal correto para das variáveis explicativas.

Quadro 1.3. Elasticidades de Longo Prazo das Importações Totais e das Categorias de Uso

Elasticidades de Longo Prazo	Renda Doméstica (Y)	Taxa de Câmbio Real (REER)	Reservas Internacionais (R)
Importações Totais	-1,608	1,318	1,086
Bens de Capital	-2,011	0,763	1,344
Bens Intermediários	-0,125*	0,744	0,856
Bens Não-Duráveis	4,620	-1,804	0,217*
Bens Duráveis	2,379	-2,460	1,096

* Não estatisticamente significante a 5%

O quadro 1.4. mostra a velocidade de ajuste com relação à tendência de longo prazo a um determinado choque nas variáveis explicativas. Os valores encontrados

indicam que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 12% por trimestre para as importações totais, menor do que no caso das exportações. Este valor é semelhante para os bens de capital (13%) e para os bens intermediários (15%). A convergência no caso dos bens duráveis e não duráveis se mostrou mais rápida, em 28% e 36% respectivamente.

Quadro 1.4. Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Importações Totais e por Categoria de Uso

Velocidade de ajuste	α
Importações Totais	-0,122
Bens de Capital	-0,128
Bens Intermediários	-0,150
Bens Não-Duráveis	-0,358
Bens Duráveis	-0,276

- Não estatisticamente significante a 5%

Todavia, os dados parecem sugerir um erro de especificação ao incluir reservas internacionais, dado o papel controverso de utilizar tal variável na função de demanda de importação. O quadro 1.5. apresenta as estimativas das elasticidades sem reservas internacionais. Ao excluí-las, os sinais dos coeficientes da renda doméstica e da taxa de câmbio se mostraram corretos e com magnitudes da primeira superior a ultima.

Quadro 1.5. Elasticidades de Longo Prazo das Importações Totais e das Categorias de Uso sem Reservas Internacionais

Elasticidades de Longo Prazo	Renda Doméstica (Y)	Taxa de Câmbio Real (REER)	Reservas Internacionais (R)
Importações Totais	5,000	-3,601	-----
Bens de Capital	6,413	-3,263	-----
Bens Intermediários	5,718	-2,997	-----
Bens Não-Duráveis	5,699	-2,171	-----
Bens Duráveis	7,953	-5,592	-----

* Não estatisticamente significante a 5%

Já o quadro 1.6. ilustra que a velocidade de ajuste com relação à tendência de longo prazo a um determinado choque nas variáveis explicativas foram estatisticamente significante apenas para as importações de bens de capital e para bens não-duráveis. Os valores encontrados indicam que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 12% por trimestre para as importações de bens de capital e 30% para as importações de bens não-duráveis.

Quadro 1.6. Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Importações Totais e por Categoria de Uso sem Reservas Internacionais

Velocidade de ajuste	α
Importações Totais	-0,029*
Bens de Capital	-0,117
Bens Intermediários	-0,032*
Bens Não-Duráveis	-0,306
Bens Duráveis	-0,025*

* Não estatisticamente significante a 5%

Este trabalho está divido em cinco seções além desta introdução. A segunda parte faz uma revisão bibliográfica sobre o assunto, procurando analisar tanto estudos sobre a experiência internacional como resultados para a economia brasileira. A terceira seção apresenta a modelagem das equações a serem estimadas. A quarta seção expõe a metodologia e os dados empregados. Apresentam-se o teste de presença de raiz unitária das vaiáveis explicativa, Dickey-Fuller Aumentando (ADF), para determinar se todas elas são integradas de ordem um. Essa condição é necessária para que se possam realizar os testes de cointegração de Johansen, a fim de estimar a relação de longo prazo das funções de oferta de exportação e demanda de importação. Ainda nesta seção, apresentam-se a metodologia do modelo de correção de erros e os testes da hipótese de país pequeno no caso brasileiro, ou seja, se os preços bens exportado são determinados no exterior. A quinta seção apresenta os resultados das elasticidades das funções de oferta de exportação e de demanda de importação. A última seção conclui o trabalho.

2. Revisão Bibliográfica

Um dos objetivos dos estudos de fluxo de comércio é encontrar os efeitos da depreciação da taxa de câmbio real na balança comercial. Para tanto, a partir das estimações das funções de demanda de importação e oferta de exportação, utilizam-se suas elasticidades. Os volumes de importação ou exportação são regredidos nas taxas efetivas de câmbio, no preço relativo de exportação ou importação e na renda real mundial e/ou doméstica. O objetivo de tais estimações é fazer inferências econômicas como, por exemplo, a condição de Marshall-Lerner na qual a depreciação ou desvalorização da taxa de câmbio de um país ajustará a balança comercial se a soma dos valores absolutos das elasticidades-preço das demandas doméstica e estrangeira das importações for maior que a unidade, assumindo que a balança comercial esteja inicialmente em equilíbrio. Assim, se quisermos saber se uma desvalorização cambial provoca um ajuste no saldo comercial, basta estimar as funções de demanda de importação e exportação e checar ser a soma absoluta das elasticidades-preço excede a unidade.

Uma condição de relação estável entre saldos comerciais e câmbio real é da pelo modelo de equilíbrio parcial de Bickerdike-Robinson-Metzler, BRM. Suponha que os preços relativos de bens importáveis e exportáveis sejam dados por $p_m = \left(SP_M^*\right)/P$ e $p_x = \left(SP_X^*\right)/P$. Os fluxos de importações e exportações são determinados pelas condições de equilíbrio:

$$M\left(p_m\right) = X^*\left(p_m^*\right)$$
$$X\left(p_m\right) = M^*\left(p_m^*\right)$$

ou seja, a demanda de importações do Brasil $M\left(p_m\right)$ é igual à oferta mundial $X^*\left(p_m^*\right)$, enquanto a oferta de exportações brasileiras, $X\left(p_m\right)$ é igual à demanda mundial $M^*\left(p_m^*\right)$. Os preços relativos de importáveis e exportáveis são dados pelos seus valores internacionais $p_m = Qp_m^*$ e $p_x = Qp_x^*$, sendo Q o câmbio real.

Ou ainda, o valor real da balança comercial em preços domésticos:

$$B = p_x X - p_m M$$

Quando há uma mudança no câmbio real, mudam-se os preços doméstico e internacional, além das quantidades exportada e importada. Com isso, o saldo comercial também se altera.

$$B = B(Q)$$

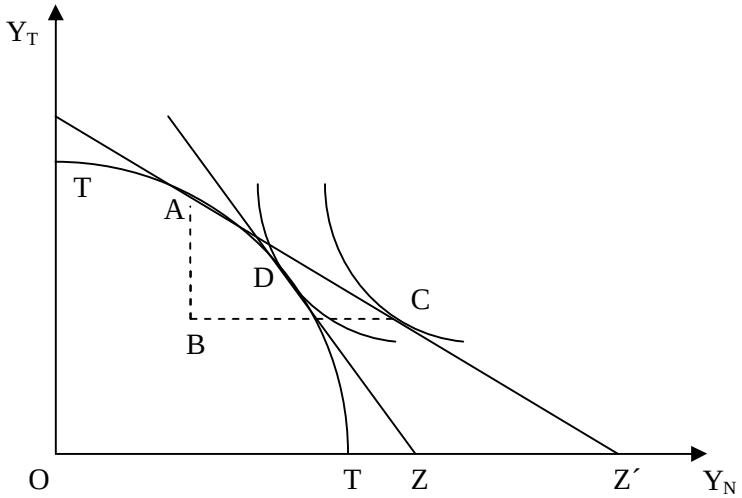
O sinal da derivada de B em relação a Q (dB/dQ) dependerá, portanto, das elasticidades das funções e pode ser obtido diferenciando a equação acima:

$$dB = Xp_x \left[(1+e)\frac{h^*}{e+h} - (1-h)\frac{e^*}{e^*+h} \right] \hat{Q}$$

Onde e, h são as elasticidades da demanda de importações e da oferta de exportações no Brasil, h^*, e^* são as elasticidades correspondentes no resto do mundo, e $\hat{Q}$ é a taxa de variação do câmbio real. Ou seja, o efeito de uma desvalorização cambial na balança comercial depende dos valores dessas elasticidades.

Uma simplificação desse modelo proposta por Dornbusch (1975) e Corden (1994) é considerar que as exportações e as importações dependam dos preços nominais e que as relações de troca não se alteram, ou seja, os bens importáveis e exportáveis podem ser combinados em um único bem internacional. Na figura 2.1., a curva TT é a curva de transformação entre bens internacionais (eixo vertical) e bens domésticos, e $U_j U_j$ são as curvas de indiferença, determinando a substituição no consumo. O equilíbrio simultâneo nos dois mercados, de bens internacionais e domésticos, é obtido no ponto de tangência, D, com a renda medida em unidades de bens domésticos dada pela distância OZ. Uma desvalorização desloca a produção para A e o consumo para C, sendo a renda medida em unidades de bens domésticos dada por OZ'. A desvalorização produziu um superávit comercial e um excesso de demanda de bens de domésticos, que, na ausência de uma desabsorção, elevará seus preços, fazendo com que uma desvalorização do câmbio nominal se transforme, em parte, em inflação nos preços de bens domésticos, o que limita a desvalorização do câmbio real.

Figura 2.1. Equilíbrio parcial do comércio internacional



Supondo que a propensão a consumir bens domésticos seja igual a unidade, isto é, que as distâncias horizontais entre as curvas de indiferença sejam sempre iguais, um imposto que reduza a renda disponível em BC levará ao novo equilíbrio em B, gerando um superávit comercial devido à desabsorção. Apenas com a mudança do câmbio nominal, o excesso de demanda de bens domésticos seria incapaz de produzir mudança nos saldos comerciais.

Muitos dos trabalhos acadêmicos de comércio internacional sobre estimações de oferta e demanda se baseiam no estudo de Goldstein e Khan (1978) que propõe dois modelos para analisar o comportamento do comercio internacional. O primeiro se refere ao equilíbrio entre a quantidade ofertada e demandada de exportação enquanto o último incorpora um mecanismo de ajuste parcial a um desequilíbrio no mercado. A especificação do modelo de demanda de exportação é dada por:

$$\log X_t^d = a_0 + a_1 \log(PX/PXW)_t + a_2 \log YW_t$$

na qual:

X^d é a quantidade demandada de exportação;

PX é o preço das exportações;

PXW é a média ponderada dos preços dos produtos concorrentes de outros países;

YW é a média ponderada das rendas reais dos parceiros comerciais do país exportador.

Sendo que $a_1 < 0$ e $a_2 > 0$. Assume-se que variações em qualquer um dos componentes da relação PX/PXW acarretam efeitos de mesma magnitude, ou seja, os preços são homogêneos.

A equação da oferta de exportações também é especificada na forma log-linear, sendo expressa em função do preço relativo (de exportação em relação ao doméstico) e de um índice representativo da capacidade produtiva do país exportador:

$$\log X_t^s = b_0 + b_1 \log(PX/P)_t + b_2 \log Y_t^*$$

na qual:

X^s é a quantidade ofertada de exportação;
PX é o preço das exportações;
P é o preço doméstico;
Y^* é a capacidade produtiva doméstica (produto potencial).

Quando o preço das exportações aumenta com relação aos preços domésticos, aumenta o estímulo para os exportadores em ofertar seus produtos. Considera-se também que exista relação positiva entre a capacidade produtiva doméstica e a quantidade ofertada para exportações (b_1 e $b_2 > 0$).

Os autores consideram a seguinte especificação no modelo de ajustamento para o quantum demandado:

$$\Delta \log X_t = g\left[\log X_t^d - \log X_{t-1}\right] \qquad 0 \le g \le 1$$

na qual g é o coeficiente de ajustamento e Δ é o operador de primeira diferença.

Substituindo-se a equação acima na função de demanda, tem-se:

$$\log X_t = c_0 + c_1 \log(PX/PWX)_t + c_2 \log YW_t + c_3 \log X_{t-1}$$

sendo $c_0 = ga_0$, $c_1 = ga_1$, $c_2 = ga_2$, $c_3 = 1 - g$. Baseado nos sinais esperados dos parâmetros a_1, a_2 e g, espera-se que: $c_1 < 0$, $c_2 > 0$ e $c_3 > 0$.

Com uso desse mesmo mecanismo de ajustamento parcial para o caso do quantum ofertado de exportação, obtém-se uma função de oferta de exportação que tem

entre as variáveis explicativas uma defasagem da variável dependente. O modelo de desequilíbrio pode também ser aplicado para as equações na forma reduzida.

Zini (1970) estimou equações de demanda de exportação para o Brasil similares a proposta por Goldstein & Kahn. A diferença básica entre o modelo de Goldstein e Khan (1978) e o de Zini (1970) diz respeito à inclusão, na função de oferta, de variáveis que representam a capacidade produtiva doméstica, pois conforme cresce a capacidade produtiva cresce a oferta para os mercados doméstico e externo, e a utilização dessa capacidade para captar os efeitos de ciclos econômicos. Existe a premissa de que os produtores, durante períodos de crescimento econômico, devem atender preferencialmente à demanda doméstica, preservando assim sua participação nesse mercado.

Modelos que incluem tanto as funções de oferta quanto as de demanda de exportações são estimados em sua forma estrutural por meio de metodologia adequada para a resolução de equações simultâneas. No entanto, pode-se especificar as funções de exportações a partir de modelos uniequacionais com variáveis relacionadas à oferta e à demanda externa do produto. Esses modelos não são fundamentados na hipótese de país pequeno, pois os modelos estruturais que dão origem à forma reduzida consideram funções tanto de oferta como de demanda com elasticidades finitas, segundo alerta de Markwald e Braga (1993).

Outros estudos se devem às especificações de substituição de importação imperfeita de Portugal (1992) que levam em consideração a pequena diferenciação entre os produtos domésticos e estrangeiros, além da diferenciação de preços, e equações básicas a seguir:

$$M^d = f\left(Y_n, e.P_m, P_d, T\right)$$
$$M^s = f\left(P_m, P_d^*, S^*, Y_n^*\right)$$
$$M^d = M^s$$

onde M é o quantum das importações, Y_n é a renda doméstica nominal, e é a taxa de câmbio, P_m é o preço das importações, P_d é o preço doméstico, T é uma tarifa de importação; e S são os subsídios à exportação. O sinal (*) indica que os valores correspondem à economia estrangeira; (s) indica equação de oferta; e (d) indica equação de demanda. Os preços estão em moeda estrangeira. Todavia, toma-se a hipótese de

exogeneidade da oferta de importação, uma vez que o tamanho da economia brasileira não imporia uma restrição de seus fornecedores. Assim, apenas a quantidade importada é a variável endógena. Assumindo que não há "véu" monetário:

$$M^d = f(Y_n, e.P_m, P_d, T) = f((Y_n/P_d), (e.P_m/P_d)) = f(Y, (e.P_m/P_d))$$

Deve-se considerar ainda que o efeito de tarifas e subsídios pode não ser estatisticamente significante, e que a utilização da capacidade instalada importa para a resposta das importações, assim como o produto potencial.

$$M^d = f(Y, e.P_m(1+T)/P_d, Y/Y^P)$$
$$M^d = f(Y, e.P_m(1+T)/P_d, Y^P)$$

Outra alternativa seria estimar modelos mais dinâmicos de comportamento do fluxo comercial. Como proposto por Junz e Rhomberg (1973) e Goldstein e Khan (1985), devido a defasagens na produção, na entrega e na decisão, a resposta das exportações e importações a mudanças em outras variáveis não é imediata, ou a curva J, enquanto a condição de Marshall-Lerner não envolve nenhuma dinâmica. Goldstein e Khan (1985) propuseram uma série de especificações na modelagem de balança comercial com diversas estimações de elasticidades-preço e renda. Utilizando dados anuais para vários países, dentre eles o Brasil, por exemplo, Khan (1974) usou o seguinte modelo:

$$\log M_{it}^d = a_0 + a_1 \log(PM_i/PD_i)_t + a_2 \log Y_{it} + m_t$$

essa é a função de demanda de importação, onde M_i é a quantidade de importação do país i, PM é o valor da unidade de importação no país i, PD_i é o nível de preço doméstico do país i, Y_i é o PIB real do país i e m_t é o erro associado a cada observação.

$$\log X_{it}^d = b_0 + b_1 \log(PX_i/PW_i)_t + b_2 \log W_{it} + n_t$$

essa é a função de demanda de exportação, onde X_i é a quantidade de exportação do país i, PX_i é o valor da unidade de exportação no país i, PW é o nível de preço mundial, W é a renda mundial real.

Uma vez que as especificações levam em conta o logaritmo de cada variável, os parâmetros são as próprias elasticidades das importações e exportações pelas variáveis correspondentes.

Warner e Kreinin (1993) propuseram modelo com períodos de regime de câmbio fixo e flutuante, a partir de dados trimestrais de 1957:1-1970:4 e 1972:01-1980:4 respectivamente, estimando funções de demanda de importação sem produtos de petróleo.

$$\log M = c + a_1 \log Y + a_2 \log(PM/PD)$$

$$\log M = c + b_1 \log Y + b_2 \log PD + b_3 \log PM \text{ (câmbio fixo)}$$

$$\log M = c + b_1 \log Y + b_2 \log PD + b_3 \log PM^{FC} + b_4 \log E \text{ (câmbio flutuante)}$$

Segundo Lewis (1980), o comércio exterior entre os países em desenvolvimento seria uma fonte alternativa de crescimento para os mesmos, compensando a tendência secular de desaceleração do crescimento dos países desenvolvidos como propulsor de desenvolvimento. Por outro lado, Riedel (1984) contrapõe a tese de Lewis argumentando que a maioria dos países em desenvolvimento se depara com uma função de demanda de exportação negativamente inclinada e, portanto, podem expandir suas exportações através de competição de preços, mesmo com o desaquecimento dos países industriais. Todavia, Faini, Clavijo e Sehnadji (1992) provaram empiricamente que o argumento de Riedel sofre da falácia da composição, uma vez que um país pode conquistar mercado a partir de uma desvalorização real da taxa de câmbio, mas não todos os países simultaneamente.

Os resultados dos estudos sobre os efeitos de mudanças nos preços relativos nas exportações e importações não são convergentes. Rose (1990, 1991) e Ostry e Rose (1992) acharam que uma desvalorização real não tem um impacto significativo na balança comercial, enquanto Márquez e McNeilly (1998) e Reinhart (1995) encontraram um efeito na balança comercial. Por outro lado, o estudo realizado por Dornbusch, Goldfajn e Valdes (1995) essa relação foi percebida para o caso mexicano,

o mesmo ocorrendo no Brasil para o período de 1975 a 1991, de acordo com a taxa de câmbio real utilizada por Nunes (1994).

Zini e Cati (1993) rejeitaram a versão absoluta da Paridade de Poder de Compra (PPC) no Brasil, no período de 1895 e 1990, com base em testes de cointegração. Ou seja, eles não conseguiram rejeitar a presença de raiz unitária no câmbio real. Este resultado foi confirmado por Fava e Alves (1996) utilizando cointegração fracionada. Em estudo sobre a PPC para um determinado conjunto de países, Froot e Rogoff (1995) confluíram que essa não é uma relação de curto prazo e que flutuações no câmbio nominal ocorrem sobre a taxa cambial real com um elevado grau de persistência. Além disso, a hipóteses de um passeio aleatório não seria validada em análises empíricas com séries mais longas.

Zini Jr. (1988) encontrou em seus estudos elasticidade-renda superior a elasticidade-preço na equação de demanda, a partir de estimação simultânea com dados trimestrais entre 1970 e 1786 para produtos industrializados, agrícolas e minerais, enquanto na equação de oferta a utilização da capacidade instalada foi determinante, principalmente nos manufaturados.

Castro & Cavalcanti (1997) realizaram estimações de equações de exportação totais e desagregadas (produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos) para o Brasil, no período de 1955/1995. Eles consideraram como variáveis explicativas a taxa de câmbio real, uma proxy para o nível de renda mundial e um indicador do nível de renda doméstico e encontraram elasticidades renda e preço significantes. A metodologia utilizada foi a Correção de Erros (VEC).

Cavalcanti & Ribeiro (1998) utilizaram o procedimento de Johansen com dados mensais de 1977 e 1996 de quantum e preços e obtiveram evidências de que o preço relativo foi relevante em todas as especificações por fatores agregados. As exportações de manufaturados e semimanufaturados foram explicados por uma tendência de longo prazo, a partir da proxy de crescimento do comércio mundial.

Genericamente, os estudos consideram como determinantes da demanda de exportações o nível de renda externa, em termos reais, e uma variável que represente os preços relativos entre os bens exportados e substitutos no mercado internacional, sendo todos eles dados em moeda estrangeira. Empiricamente, as variáveis utilizadas podem variar de acordo com o país e/ou o período analisado e, obviamente, com a disponibilidade dos dados. Por exemplo, a renda externa pode ser representada pelas importações ou exportações mundiais. Para os preços de bens substitutos no mercado

internacional utilizam-se índices de preços mundiais ou preços relevantes para os parceiros comerciais – em geral, preços de importação.

Por outro lado, na função de oferta de exportação usa-se uma ampla gama de variáveis explicativas que podem determinar a capacidade dos produtores em exportar. Para tanto, índices para a capacidade produtiva como o PIB potencial, produtividade ou taxa de investimento podem explicar parcela significativa do componente tendencial da evolução da oferta de exportação. Pode-se, ainda, incluir na especificação da função de oferta de exportação uma variável associada aos ciclos econômicos internos (por exemplo, a utilização da capacidade instalada), pois elas representam uma alternativa de demanda para evitar o aumento da capacidade ociosa na indústria nacional. Isso se dá principalmente em produtos manufaturados, como proposto por Cavalcanti e Ribeiro (1998). A taxa de câmbio real é a base para a comparação entre as rentabilidades no mercado interno e externo. O nível e a volatilidade da taxa de câmbio real determinam, respectivamente, o valor esperado e a variância da remuneração relativa das exportações. A formulação mais comum da taxa de rentabilidade real das exportações é dada pela multiplicação do índice de preços de exportação pela taxa de câmbio nominal e por algum índice de incentivos à atividade exportadora, dividido pelo índice de preços no atacado doméstico.

A contribuição do estudo aqui proposto para a literatura sobre o tema para o caso brasileiro advém da extensão do período de análise em mais de uma década comparativamente ao estudo de Castro & Cavalcanti (1997), no caso das exportações totais e desagregadas por fatores. Este período é extremamente relevante para a balança comercial brasileira, pois ela passou de uma situação deficitária no período de sobrevalorização em um regime de taxa de câmbio fixo que foi o Plano Real de 1994 a 1999, para uma de superávits comerciais substanciais a partir de 2002.

No lado das importações, procurou-se ampliar o debate da capacidade de importar do Brasil incluindo como *proxy* as reservas internacionais. As dificuldades para a flexibilização da restrição externa de divisas tornam inevitável o ajuste do balanço de pagamentos por meio do controle da demanda por importações. Há na literatura a sugestão de que as importações dos países em desenvolvimento são fortemente influenciadas por suas receitas de divisas. O argumento é que a demanda de divisas nesses países geralmente excede sua oferta a uma determinada taxa cambial porque existiria uma demanda reprimida por importação. Quando o estoque de reservas externas é reduzido, quedas nas receitas de exportação, dada por um choque em

quaisquer variáveis que a explicam, fazem com que a decisão de política econômica não seja outra senão restringir quantitativas às importações, pelo menos no curto prazo. Isso porque a demanda de exportação nesses países tende a ser preço-inelástica, o influxo de capitais por meio de empréstimos externos é determinado pelos ciclos do capital financeiro global, enquanto os investimentos diretos de capital estrangeiro são função das expectativas de lucro no longo prazo e pagamentos de serviços de fatores e de amortizações são fixados contratualmente. Similarmente, as restrições são afrouxadas caso as receitas de divisas se elevem.

Em Resende (2001), testou-se a hipótese de que as importações são função da disponibilidade de divisas externas, no Brasil, pois seria inevitável o ajuste do balanço de pagamentos por meio do controle das importações, afetando os ciclos de crescimento na economia brasileira. Ele construiu uma variável chamada capacidade de importar (CM) que era definida em função do saldo das contas de capital, de serviços de fatores e das exportações. Para tanto, ele desenvolveu e estimou funções de demanda de importação total e por categoria de uso para o Brasil, entre o primeiro trimestre de 1978 e o quarto trimestre de 1998, contemplando como argumentos de tais funções uma variável de disponibilidade de divisas (capacidade de importação), além daquelas variáveis tradicionalmente observadas na literatura.

3. Modelando a Função de Oferta de Exportação e Demanda de Importação

Adota-se a hipótese de que o Brasil é considerado "um país pequeno" no contexto internacional, a qual é testada na próxima seção, de forma que as exportações não são suficientemente expressivas para influenciar os preços no mercado externo. Nesse caso, considera-se apenas a função de oferta para a especificação de um modelo analítico. Tal proposta pode ser considerada procedente, dada a predominância de commodities a pauta das exportações brasileiras – produtos que são relativamente homogêneos – e a pequena representatividade do Brasil no comércio internacional.

Embora não seja objeto de estudo aqui, há ainda duas formas alternativas para a especificação de um modelo de exportação. Uma delas é considerar a função de oferta perfeitamente elástica, pressupondo-se assim a existência de capacidade ociosa na indústria doméstica e/ou tecnologia de produção com retornos constantes ou crescentes de escala, e função de demanda por exportação com elasticidade-preço finita, com a hipótese de representatividade no mercado mundial e/ou produção de bens não substitutos perfeitos. Ou seja, a modelagem resume-se ao ajustamento da função de demanda. Como demonstrado por Binkley (1981), a especificação da demanda por importação como uma única equação é pertinente quando a oferta confrontada pelo país importador é exógena. É importante destacar que nos casos em que a demanda (ou a oferta) é estimada a partir de uma única equação, o efeito simultâneo não tem aplicação prática. Por fim, a outra alternativa consiste em considerar que tanto a oferta como a demanda pela exportação têm elasticidade finita, de forma que o preço e a quantidade são determinados simultaneamente pela interação das funções de oferta e demanda.

3.1. Função de Oferta de Exportação

No presente estudo estima-se um modelo uniequacional para analisar os efeitos de variáveis condicionantes da oferta de exportação sobre o quantum exportado. Na especificação do modelo de exportação supõe-se que os produtos sejam substitutos imperfeitos. Isso é importante, pois no caso de substituição perfeita haveria inconsistência com a estimação empírica dos valores elasticidades-preços da demanda. Em mercados em concorrência perfeita, com custos marginais constantes, a suposição de substituição perfeita entre o produto doméstico e o importado implicaria dominância de um dos mercados e elasticidade infinita.

Assim, o modelo aqui proposto baseia-se em três variáveis do sistema de cointegração. A função de oferta de exportação de longo prazo para o Brasil é especificado como:

$$\ln X_t = b_0 + b_1 \ln WX_t + b_2 \ln E_t + b_3 \ln CRB_t + m_t$$

onde:

X_t = logaritmo natural da quantidade real ofertada de exportação agregada pelo Brasil no período (t)
WX_t = logaritmo natural do volume das exportações mundiais no período (t)
E_t = logaritmo natural da taxa de câmbio real do Brasil no período (t)
CRB_t = logaritmo natural do índice de preços internacionais de commodities no período (t)
m_t = termo de erro aleatório com propriedades clássicas usuais

As formas funcionais mais comumente encontradas para as relações de oferta de exportação e demanda de importação são lineares e log-lineares (ver Kreinin (1967), Khan (1974), Magee (1975)). Já que a teoria econômica não provém nenhum critério a priori para a seleção da forma funcional apropriada, a questão da escolha dela se torna um problema empírico. Segundo Khan e Ross (1977) e Salas (1982), a formulação logarítmica é preferível porque, primeiro, ela fornece a estimação direta das elasticidades de importação; em segundo lugar, ela permite que as importações reajam proporcionalmente a um aumento e queda nas variáveis explicativas (Khan (1975)). Ainda se inclui a constante b_0 devido ao fato de haver alguma exportação mesmo se todas as outras variáveis forem zero. O termo residual mostra que as exportações são também afetadas por outras variáveis não incluídas no modelo.

O sinal esperado pelo o coeficiente do WX é positivo ($b_1 > 0$). Espera-se que o volume das exportações de um país aumente à medida que o comércio internacional aumente. Isto é, para cada x% de aumento no quantum exportado mundial, devemos esperar x% de aumento na quantidade de bens brasileiros exportados devido ao efeito escala. A taxa de câmbio real deve apresentar sinal positivo ($b_2 > 0$), pois uma desvalorização, ou elevação do índice que a mede, eleva o quantum exportado por tornar estes produtos mais baratos no exterior. Já o coeficiente do índice de preços commodities internacionais é esperado que seja positivo ($b_3 > 0$). De fato, é de se esperar que as elasticidades da taxa de câmbio real e do índice de preços internacionais

de commodities sejam próximas, ou seja, o efeito de uma valorização cambial poderia ser compensado pelo aumento de mesma magnitude dos preços de commodities.

O passo final na análise é a estimação de um modelo de correção de erros (VEC). Quando as variáveis na equação são cointegradas, existem mecanismos de correção de erros que combina as relações de equilíbrio de longo prazo com a dinâmica de ajuste de curto prazo. Baseado no teorema de representação desenvolvido por Engle e Granger (1987), a existência de uma relação de cointegração entre um conjunto de I(1) implica que a seguinte representação da dinâmica de correção de erros dos dados.

$$\Delta X_t = a_0 + a_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} l_i \Delta WX_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c \Delta E_{t-i} + \sum_{i}^{n} \Psi \Delta CRB_{t-i} + e_t$$

Onde ECT_{t-1} é o termo de correção de erro defasado e é o resíduo da equação da função de oferta de exportação especificada acima da regressão de cointegração, para que não se perca a "informação de longo-prazo" dos dados (Maddala, 1992). Deve ser notado que o termo de correção de erro, $ECT \approx I(0)$, captura o ajuste ao equilíbrio de longo prazo. O coeficiente a_1 representa a proporção do desvio das exportações reais em um período corrigido no próximo. Esta equação é estimada com uma estrutura de defasagens geral para todas as variáveis na equação da demanda de importação, uma constante e um termo de correção de erro defasado.

3.2. Função de Demanda de Importação

Para modelar a função de demanda de importação total para o Brasil seguimos o modelo de substitutos imperfeitos proposto por Goldstein e Khan (1985), no qual a hipótese principal é que nem as exportações nem as importações são substitutos perfeitos para bens domésticos. Uma vez que as importações brasileiras são apenas uma pequena fração do total importado mundialmente, assume-se que a oferta mundial de importações para o Brasil é perfeitamente elástica. Esta hipótese parece se realista no caso brasileiro porque o resto do mundo é capaz de aumentar a oferta de exportações para o país sem mesmo um aumento nos preços. A hipótese de elasticidade da oferta de importação infinita reduz o modelo em uma simples equação de função de demanda de importação. A literatura sobre demanda de importação adota a quantidade de demanda de importação como função dos preços relativos e da renda doméstica real (ver

Houthakker e Magee, (1969) Leamer e Sterm, (1970) Murray e Ginmam, (1976) Goldstein e Khan, (1985) Dornbusch (1988) Hooper e Marquez (1993 e Carone, (1996)). Optamos por colocar as reservas em moeda estrangeira como uma das variáveis da função de demanda de importação, para verificar se um aumento das reservas internacionais tem algum impacto na função da demanda de importação agregada, seguindo a sugestão de Dash (2005) em estudo semelhante para a Índia. O nível de reservas internacionais é também relevante para o desenho de políticas de importação em um país em desenvolvimento. Adota-se a hipótese que especialmente em países em desenvolvimento o volume das importações é amplamente dependente da disponibilidade das reservas internacionais para financiar as importações. As reservas são basicamente detidas para alcançar um equilíbrio entre a demanda e oferta de moeda estrangeira, para intervenção, e para preservar a confiança na habilidade do país em conduzir transações estrangeiras. Os altos níveis de reservas certamente asseguraram a confiança do consumidor e deram ao Brasil uma boa imagem no ambiente internacional. As reservas brasileiras cresceram significativamente a partir de 2004.

Assim, o modelo aqui proposto baseia-se em três variáveis do sistema de cointegração. A função de demanda de importação de longo prazo para o Brasil é especificado como:

$$\ln M_t = b_0 + b_1 \ln Y_t + b_2 \ln E_t + b_3 \ln R_t + m_t$$

onde:

M_t = logaritmo natural da quantidade real demandada de importação agregada pelo Brasil no período (t)
Y_t = logaritmo natural do PIB do Brasil no período (t)
E_t = logaritmo natural da taxa de câmbio real do Brasil no período (t)
R_t = logaritmo natural das reservas em moeda estrangeira do Brasil no período (t)
m_t = termo de erro aleatório com propriedades clássicas usuais

O sinal esperado pelo o coeficiente do Y é positivo ($b_1 > 0$). Espera-se que o volume das importações de um país aumente à medida que a renda real do país aumenta e vice-versa. Contrariamente, se o aumento da renda real for devido a um aumento da importação de bens substitutos, as importações podem declinar com o aumento da renda. Neste caso o sinal do coeficiente seria ($b_1 < 0$). A taxa de câmbio real deve

apresentar sinal negativo ($b_2 < 0$), pois uma desvalorização, ou elevação do índice que a mede, reduz o quantum importado por tornar estes produtos mais caros comparativamente aos bens domésticos. Já o coeficiente das reservas de moedas estrangeira é esperado que seja positivo ($b_3 > 0$), porque uma vez que a restrição das reservas internacionais é relaxada, maiores deverão ser as quantidades de importações.

O passo final na análise é a estimação de um modelo de correção de erros (VEC). Quando as variáveis na equação são cointegradas, existem mecanismos de correção de erros que combina as relações de equilíbrio de longo prazo com a dinâmica de ajuste de curto prazo. Baseado no teorema de representação desenvolvido por Engle e Granger (1987), a existência de uma relação de cointegração entre um conjunto de I(1) implica que a seguinte representação da dinâmica de correção de erros dos dados.

$$\Delta M_t = a_0 + a_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} l_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} c \Delta E_{t-i} + \sum_{i}^{n} \Psi \Delta R_{t-i} + e_t$$

Onde ECT_{t-1} é o termo de correção de erro defasado e é o resíduo da equação da função de demanda de importação especificada acima da regressão de cointegração, para que não se perca a "informação de longo-prazo" dos dados. Deve ser notado que o termo de correção de erro, $ECT \approx I(0)$, captura o ajuste ao equilíbrio de longo prazo. O coeficiente a_1 representa a proporção do desvio das importações reais em um período corrigido no próximo. Esta equação é estimada com uma estrutura de defasagens geral para todas as variáveis na equação da demanda de importação, uma constante e um termo de correção de erro defasado.

4. Metodologia e Dados

Antes de se iniciar o procedimento de cointegração, faz-se necessário uma análise pormenorizada das propriedades univariadas das séries temporais dos dados [Hendry (1986) e Engle e Granger (1987)]. A cointegração requer duas condições: primeiro, deve existir um conjunto de variáveis de mesma ordem de integração; segundo, a combinação linear delas deve resultar numa série estacionária. No caso das séries não serem da mesma ordem de integração, então certamente não há relações entre elas. Por outro lado, se as séries apresentarem a mesma ordem de integração, então se pode prosseguir com o teste de cointegração.

O objetivo do procedimento de cointegração é procurar relações estáveis de equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas não estáveis. Se não forem encontrados vetores de cointegração entre elas, significa que não existe relação estável de longo prazo. Se a cointegração existe, supõe-se ao menos causalidade unidirecional ou bidirecional no sentido de Granger entre as séries estacionárias. O método de cointegração exige uma checagem de não-estacionariedade dos dados. Há diversos testes de presença de raiz unitária para se determinar estacionariedade (não-estacionariedade) dos dados. Como sugerido pela literatura, optou-se no presente trabalho pelo teste Dickey-Fuller Aumentado [Dickey e Fuller (1979)], utilizando-se os valores críticos das distribuições das estatísticas de teste tabulados por MacKinnon (1991), detalhado a seguir.

Considere um simples modelo AR(1) $y_t = ry_{t-1} + x'd + e_t$, onde x_t são regressores exógenos que podem consistir de uma constante, ou uma constante e tendência, r e d são parâmetros a serem estimados e e_t assume-se que seja um ruído branco. Se $|r| \geq 1$, y não é uma série estacionária e a variância de y aumenta quando ela vai ao infinito. Se $|r| < 1$, y é uma série estacionária à tendência. Portanto, a hipótese de estacionariedade pode ser calculada testando se o valor absoluto de r é estritamente menor que um. O teste de raiz unitária é dado por $H_0 : r = 1$ contra o $H_1 : r < 1$.

O teste Dickey-Fuller (DF) padrão é conduzido pela estimação de $\Delta y_t = ay_{t-1} + x'd + e_t$, onde $a = r - 1$. A hipótese nula e a alternativa podem ser escritas como $H_0 : a = 1$ e $H_1 : a < 1$ e avaliar a utilizando a estatística-t tradicional.

$t_a = \hat{a}/(se(\hat{a}))$, onde $\hat{a}$ é a estimativa de a e $se(\hat{a})$ é o coeficiente de erro padrão. Todavia, o teste de raiz unitária DF simples só é válido se a série é um AR(1). Se a série for correlacionada com defasagens de ordem maior, a hipótese de e_t ser um ruído branco é violada. O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) constrói uma correção paramétrica para correlações de ordem maior assumindo que y segue um AR(p) e adiciona p termos de diferença defasados da variável dependente no lado direito da regressão: $\Delta y_t = a y_{t-1} + x'd + b_1 \Delta y_{t-1} + b_2 \Delta y_{t-2} + \mathbf{L} + v_t$.

$$\Delta y_t = a y_{t-1} + bt + (r-1) y_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} g_j \Delta y_{t-j-1} + e_t$$

Assim, se as variáveis não forem estacionárias em níveis, mas forem estacionárias na primeira diferença, elas são denominadas integradas de ordem um, I(1).

Após a análise preliminar dos dados, existem dois procedimentos para testar cointegração. São eles o procedimento em dois estágios de Engle e Granger (1987) e o Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Para a realização dos testes de cointegração, escolheu-se este último método (JJ) devido à sua superioridade comparativamente às regressões baseadas no procedimento de Engle Granger. As razões para esta conclusão se baseiam nos seguintes fatos: primeiro, no procedimento de Engle Granger, a estimação da regressão de longo prazo obriga que se coloque uma variável no lado esquerdo enquanto se usa as outras como regressores. É possível encontrar uma relação de cointegração entre as variáveis assim dispostas, mas ao mudar a ordem, a regressão não mais a indique. Isso não é desejável, pois o teste de cointegração deve ser invariante à escolha das variáveis selecionadas para a normalização. Por outro lado, o método JJ não se apóia em uma normalização arbitrária. Em segundo lugar, o método Engle-Granger não considera a possibilidade de múltiplas relações de cointegração. No caso de múltiplos vetores de cointegração, este procedimento pode simplesmente gerar uma combinação linear complexa de todos os vetores de cointegração. Em contraste, o método JJ provém um arcabouço unificado para a estimação e teste de relações de cointegração no contexto de modelos de correção de erros. Ele permite identificar mais de um vetor de cointegração nos dados calculando estimativas por máxima verossimilhança e mostra claramente se um sistema consiste de um único vetor ou uma combinação linear de vários vetores de cointegração. Além disso, argumenta-se também

na literatura econométrica que a técnica de Johansen é mais discricionária em rejeitar a hipótese nula falsa (Ericsson (1991)). No procedimento de Engle Granger, há preocupações sobre o viés de amostra pequena nas estimativas. Por fim, o procedimento JJ permite testar certas restrições sugeridas pela teoria econômica, como o sinal e o tamanho das elasticidades estimadas. Diferentemente do procedimento de Johansen, o método de dois estágios de Engle Granger não comporta facilmente a dinâmica na análise de cointegração.

Se os testes de raiz unitária indicarem que as variáveis são estacionárias, o método de MQO é o mais recomendável para se conduzir estimações das equações de oferta de exportação e demanda de importação. Por outro lado, se as variáveis não forem estacionárias em níveis, o método de regressão padrão pode ser inapropriado porque os testes t e F podem apresentar resultados viesados (Engle e Granger, 1987). Pior ainda, o coeficiente estimado na regressão pode ser "espúrio" (Granger e Newbold, 1974).

Muitas séries de tempo apresentam uma tendência determinística ascendente ou descendente ao longo do tempo, num comportamento claramente não estacionário. Todavia, pode ser que elas caminhem em conjunto. Se um determinado grupo de variáveis apresenta relação linear durante um longo período de tempo, como sugerido pela teoria econômica, a análise de cointegração é recomendada para encontrar esta relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, se as variáveis forem não-estacionárias, mas integradas de mesma ordem, é possível checar se elas são cointegradas ou não. Em caso afirmativo, isso indica que combinações lineares das variáveis são estáveis no longo prazo.

Em se tratando de um vetor de variáveis I(1), a identificação das relações de longo prazo é realizada através de estimadores de máxima verossimilhança como propostos em Johansen (1988). Para tanto, parte-se de uma representação das séries como um processo VAR (Vetor Auto-Regressivo):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \mathbf{L} + A_p y_{t-p} + Bx_t + e_t$$

Onde y_t é um vetor de k variáveis não-estacionárias I(1), x_t é um vetor de d variáveis determinísticas e e_t é um vetor de inovações. Podemos escrever este VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + e_t$$

onde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p} A_i - I, \qquad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$$

A representação do teorema de Granger coloca que se a matriz dos coeficientes Π tem um rank reduzido $t < k$, então existem $k \times t$ matrizes a e b cada uma com rank t tal que $\Pi = ab`$ e $b`y_t$ é I(0). t é o número de relações de cointegração (rank de cointegração) e cada coluna de b é um vetor de cointegração. Os elementos de a são conhecidos como parâmetros de ajustamento no modelo VEC. O método de Johansen consiste em estimar a matriz Π a partir de um VAR irrestrito e testar se se pode rejeitar as restrições impostas pelo rank reduzido de Π.

$$X_t = m + \Pi_1 X_{t-1} + \mathbf{L} + \Pi_k X_{t-k} + e_t \qquad t = 1, \mathbf{K}, T$$

onde $e_1, \mathbf{K}, e_T$ são $IIN_p(0, \Omega)$ e $X_{-k+1}, \mathbf{K}, X_0$ são fixos.

O resultado mais importante da análise de cointegração é o Teorema de Representação de Granger (1987). Se um conjunto de variáveis for integrado de ordem I(1), então existe uma representação válida de correção de erro dos dados. Uma vez que as variáveis são cointegradas, o Teorema de Representação de Granger (1987) deve ser utilizado para construir um modelo de correção de erros (VEC). Se as variáveis incluídas em um modelo VAR são cointegradas, o próximo passo é especificar e estimar o modelo de correção de erros (VEC) incluindo o termo de correção de erros para investigar o comportamento dinâmico do modelo. O correspondente entre a cointegração e o modelo de correção de erros é a formalização no Teorema de Representação de Granger (1987). O tamanho do termo de correção de erros indica a velocidade de ajuste de qualquer desvio em relação ao estado de equilíbrio.

Pode-se reparametrizar o modelo acima, no qual as variáveis são supostamente integradas de ordem 1, de forma a obter um modelo em primeiras diferenças:

$$\Delta X_t = m + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \mathbf{L}\,\Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k-1} + \Pi X_{t-k} + e_t$$

onde: $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \mathbf{K} - \Pi_i); \quad i = 1, \mathbf{K}, k-1$

e: $\Pi = -(I - \Pi_1 - \mathbf{K} - \Pi_k)$

Como os resíduos e_t são estacionários, o posto r da matriz Π determina o número de combinações lineares do vetor X_t que são estacionárias. Se $r = p$, X_t é estacionário, enquanto se $r = 0$, de modo que $\Pi = 0$, então ΔX_t é estacionário e todas as combinações lineares de X_t são I(1). No caso em que $0 < r < p$, existem r vetores de co-integração e a matriz Π pode ser escrita como $\Pi = ab'$, onde b é uma matriz $p \times r$ dos vetores de co-integração e a é uma matriz $p \times r$ de coeficientes de ajustamento. Sob esta hipótese, o modelo (2) é dito VEC (Vetor de Correção de Erros). Seguindo a abordagem de estimação e teste proposta por Johansen, pode-se derivar estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo (1), bem como testar hipóteses sobre o número de vetores de co-integração r, e sobre restrições lineares nos vetores de co-integração e nos coeficientes de ajustamento [Johansen e Juselius (1990)].

Em suma, a seqüência para a análise das exportações totais e os produtos desagregados e das importações totais e as diversas categorias de uso se dá, em primeiro lugar, pela determinação da ordem de integração das variáveis empregadas através de testes ADF; em seguida, se as variáveis forem integradas de mesma ordem, aplica-se o método de cointegração de máxima verossimilhança Johansen e Juscelius (1990, 1992, 1994) para se determinar o número de vetores de cointegração; por fim, caso as variáveis sejam cointegradas, estima-se o modelo de correção de erros (VEC).

4.1. Descrição e Análise dos Dados Utilizados

Para se estimar equações para as exportações, os dados relativos ao volume das exportações totais e desagregadas por fator (produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos) foram obtidos da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX. A separação dos valores em quantidades e preços se dá através de índices de Fisher, pois eles possuem a propriedade de causas e reversibilidade

de fatores, ou seja, podem ser decompostos sem gerar grandes distorções, em sub-indíces de quantidades e preços, que, quando novamente combinados, retornam aos valores originais.

A taxa de câmbio real é a série do IPEADATA, que é a medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R$/US$) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001.

Utiliza-se o índice das exportações mundiais totais, em valor real, como proxy da renda mundial. A série foi construída dividindo as exportações totais mundiais pelo índice de preços de exportações mundiais. Ambas são do *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional. Para o índice de preços de commodities foi usado o índice de preço de mercado à vista da *Commodity Research Bureau* (CRB).

Os volumes das exportações totais, de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados são denotados, respectivamente, por is X, $XBAS$, XSM, e XM; a taxa de câmbio real é dada por E; WX representa o log das exportações mundiais em termos reais; enquanto o CRB é a denominação do índice de preços de commodities.

Para se determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas, são realizados testes Dickey-Fuller "Aumentado" (ADF) incluindo, no processo autoregressivo de cada variável, nenhuma constante e tendência, uma constante e uma tendência linear ou apenas a constante. Os resultados reportados no Quadros 4.1. sugerem a não-estacionariedade de todas as variáveis[1], com exceção de XM no teste ADF com constante e tendência, que se mostrou estacionária a um nível de significância de 1%.

[1] Os resultados encontrados dos testes ADF de raiz-unitária sugerem que as séries sejam não-estacionárias (i.e. I(1)) na ausência da hipótese de quebra estrutural, que ocorre quanto uma mudança é observada nos parâmetros da regressão do modelo, enquanto elas podem ser estacionárias na tendência (i.e. I(0)) quando a quebra estrutural é levada em consideração. Com isso, os testes convencionais de raiz unitária podem erroneamente falhar em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Aplicou-se então o teste Perron (1989) para averiguar a hipótese nula de que as séries examinadas apresentam raiz unitária contra a alternativa que o processo é estacionário em torno da tendência. A análise visual para o quantum das exportações totais, por exemplo, sugere uma mudança na inclinação da tendência das exportações depois do primeiro trimestre de 2002. Definimos variáveis *dummies* de intercepto, que toma o valor de 0 até primeiro trimestre de 2002 e valor 1 a partir desta data até o quarto trimestre de 2006, de declividade e de pulso. De acordo com os resultados (reportados no Apêndice), o quantum das exportações totais apresenta raiz-unitária a um nível de significância de 10%, sem quebra estrutural na mudança da inclinação de sua tendência a um nível de significância de 10%.

Mas como o valor da estatística (-4,289) ficou próximo do valor crítico (-4,046), optamos por considerá-la não-estacionária, pois os testes ADF sem constante e tendência e apenas com constante mostraram esta característica da série. Além disso, outro teste de raiz unitária KPSS com constante e tendência (não reportado) rejeita a hipótese nula de estacionariedade da série a um nível de significância de 5%. No caso das séries em primeira diferença, a exceção parece ser a série *WX*, uma vez que ela se mostrou não-estacionária no teste ADF sem constante e tendência (Quadro 4.2.). Todavia, como os testes ADF com constante e constante e tendência rejeitaram a hipótese nula a um nível de significância de 1% e 5%, respectivamente, optamos por considerá-la estacionária. Além disso, os testes alternativos, como o Phillips-Perron e KPSS, indicam estacionariedade desta série em primeira diferença. Portanto, pode-se considerar as variáveis em nível como sendo I(1).

Quadro 4.1. Testes ADF em nível

Variável	ADF	ADF (c)	ADF (c,t)
X	2,201 (4)	-0,047 (4)	-2,861 (4)
XBAS	1,862 (4)	2,072 (7)	1,665 (4)
XSM	2,163 (2)	-0,830 (2)	-3,250* (2)
XM	2,276 (2)	-0,619 (2)	-4,289*** (1)
WX	3,936 (8)	1,407 (8)	-2,839 (8)
E	-0,188 (0)	-2,000 (0)	-2,077 (0)
CRB	0,691 (1)	-1,199 (1)	-1,344 (1)

As colunas ADF, ADF (c) e ADF (c,t) mostram os testes sem constante e tendência, com constante e com constante e tendência, respectivamente. O número entre parênteses junto ao valor da estatística revela a ordem de defasagens. *Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária a 10%; ** Rejeita a 5%; ***Rejeita a 1%

Quadro 4.2. Testes ADF em 1ª diferença

Variável	ADF	ADF (c)	ADF (c,t)
X	-4,938*** (3)	-5,503*** (3)	-5,521*** (3)
XBAS	-5,760*** (3)	-6,1000*** (3)	-7,134*** (4)
XSM	-13,324*** (1)	-13,799*** (1)	-13,733*** (1)
XM	-4,691*** (3)	-11,369*** (1)	-11,316*** (1)
WX	-0,254 (12)	-3,775*** (7)	-3,608** (12)
E	-8,599*** (0)	-8,559*** (0)	-8,520*** (0)
CRB	-7,749*** (0)	-7,755*** (0)	-7,867***(0)

As colunas ADF, ADF (c) e ADF (c,t) mostram os testes sem constante e tendência, com constante e com constante e tendência, respectivamente. O número entre parênteses junto ao valor da estatística revela a ordem de defasagens. *Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária a 10%; ** Rejeita a 5%; ***Rejeita a 1%

Em relação aos dados utilizados nas estimações de equações de função de demanda de importação, optou-se por adotar as variáveis utilizadas na maioria dos trabalhos já publicados sobre o assunto no Brasil como, por exemplo, Dib (1985), Zini Jr. (1988), Fachada (1990), Portugal (1992), Zagury (1994). A exceção foram as reservas internacionais não utilizadas nestes estudos. Ou seja, escolheu-se basicamente três, uma para o nível de atividade e uma para os preços relativos, utilizando o PIB como proxy para a primeira e a taxa de câmbio real para a última, além das reservas internacionais. Optamos por colocar as reservas em moeda estrangeira como uma das variáveis da função de demanda de importação, para verificar se um aumento das reservas internacionais tem algum impacto na função da demanda de importação agregada.

A série de PIB, cujo logaritmo é denotado *Y*, é extraída das Contas Nacionais. O volume das importações totais também é fornecido pela FUNCEX. A notação para o logaritmo desta série é *M;* para as demais categorias, são denotadas *MK, MI, MND e MD* para bens de capital, bens intermediários, bens de consumo não-duráveis e duráveis, respectivamente. As informações sobre as reservas em moeda estrangeira foram retiradas da *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional. A série é denominada como *R*. Os resultados dos testes Dickey-Fuller Aumentado encontram-se nos Quadros 4.3. e 4.4..

Quadro 4.3. Testes ADF em nível

Variável	ADF	ADF (c)	ADF (c,t)
M	1,342 (4)	-0,169 (4)	-2,538 (4)
MK	1,129 (2)	0,011 (2)	-2,515 (2)
MI	1,891 (2)	0,441 (2)	-3,153** (2)
MND	0,783 (2)	-0,832 (2)	-2,507 (2)
MD	1,022 (5)	-0,798 (5)	-1,487 (5)
E	-0,188 (0)	-2,000 (0)	-2,077 (0)
R	1,362 (0)	-0,557 (0)	-2,280 (0)
Y	2,196 (8)	-1,177 (8)	-4,159*** (8)

As colunas ADF, ADF (c) e ADF (c,t) mostram os testes sem constante e tendência, com constante e com constante e tendência, respectivamente. O número entre parênteses junto ao valor da estatística revela a ordem de defasagens. *Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária a 10%; ** Rejeita a 5%; ***Rejeita a 1%

Quadro 4.4. Testes ADF em 1ª diferença

Variável	ADF	ADF (c)	ADF (c,t)
M	-4,070*** (3)	-4,313*** (3)	-4,405*** (4)
MK	-11,536*** (1)	-11,613*** (1)	-11,776*** (1)
MI	-11,499*** (1)	-11,776*** (1)	-11,980*** (1)
MND	-11,619*** (1)	-11,677*** (1)	-11,622*** (1)
MD	-4,937*** (4)	-5,212*** (4)	-5,183*** (4)
E	-8,599*** (0)	-8,559*** (0)	-8,520*** (0)
R	-9,628*** (0)	-9,797*** (0)	-9,753*** (0)
Y	-1,833* (7)	-2,896** (7)	-2,829 (7)

As colunas ADF, ADF (c) e ADF (c,t) mostram os testes sem constante e tendência, com constante e com constante e tendência, respectivamente. O número entre parênteses junto ao valor da estatística revela a ordem de defasagens. *Rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária a 10%; ** Rejeita a 5%; ***Rejeita a 1%

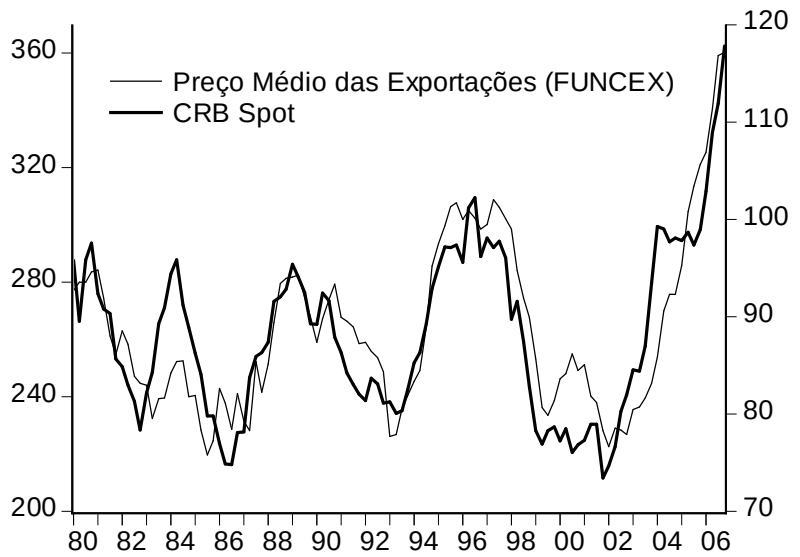
Em todos os casos, não se consegue rejeitar, independentemente da especificação do teste, a hipótese de raiz unitária. Testes ADF na primeira diferença das séries indicam que todas as variáveis em nível são I(1), pois se rejeita a hipótese nula de raiz unitária, isto é, a primeira diferença é estacionária. A exceção parece ser a série *Y* em nível no teste ADF com constante e tendência, que se mostrou estacionária a um

nível de significância de 1%, e não-estacionária em primeira diferença, exatamente o contrário do esperado. Mas como o valor da estatística (-4,159) ficou próximo do valor crítico (-4,053) em nível, optamos por considerá-la não-estacionária, pois os testes ADF sem constante e tendência e apenas com constante mostraram esta característica da série, enquanto na série em 1ª diferença, estes mesmos testes mostraram que ela estacionária.

4.2. Hipótese de país pequeno

A figura 4.4. do índice CRB Spot e do índice de preços das exportações da FUNCEX mostra uma alta correlação entre as duas séries. Para o período de 1980:01 a 2006:04 o coeficiente de correlação é de 0,85.

Figura 4.4. Índice CRB Spot & do Índice de Preços das Exportações (FUNCEX)



Contudo, a correlação por si só não necessariamente significa causalidade, uma vez que na econometria ela pode ser espúria ou simplesmente sem significado. O objetivo do teste de Granger (1969) se a variável x causa a variável y é ver quanto do valor corrente de y pode ser explicado pelos valores passados de y e então certificar se ao adicionar valores defasados de x aumenta-se a explicação. y é dito ser causado no sentido de Granger por x se essa variável ajuda a prever y, ou equivalente, se os coeficientes dos valores defasados de x são estatisticamente significantes. A

causalidade dual é freqüente, com x podendo causar no sentido de Granger a variável y simultaneamente que a variável y causa no sentido de Granger a variável x.

As regressões bivariadas para n defasagens são estimadas como:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \mathbf{L} + a_n y_{t-n} + b_1 x_{t-1} + \mathbf{L} + b_n x_{t-n} + e_t$$

$$x_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + \mathbf{L} + a_n x_{t-n} + b_1 y_{t-1} + \mathbf{L} + b_n y_{t-n} + u_t$$

Para todos os pares possíveis da série de (x, y) no grupo. As estatísticas-F reportadas são estatísticas Wald para hipótese conjunta:

$$b_1 = b_2 = \mathbf{L} = b_n = 0$$

Para cada equação a hipótese nula é que x não causa y no sentido de Granger na primeira regressão e que y não causa x na segunda regressão.

O quadro 4.5 mostra os resultados dos testes de causalidade no sentido de Granger entre as variações nos preços de commodities internacionais (*CRB*) e as variações nos preços médios dos bens brasileiros exportáveis (*PX*) para 4, 8 e 12 defasagens. Note que em todos os casos rejeita-se a hipótese de não causalidade de CRB no sentido de Granger de *PX*. Em outras palavras, as evidências apontam para a confirmação da hipótese de que o Brasil é um país tomador de preço e que, como o esperado, os preços médios das exportações brasileiras não afetam os preços internacionais de commodities.

Quadro 4.5. Testes de Causalidade de Granger

Hipótese nula: CRB não causa (no sentido de Granger) PX[1]

Período de estimação: 1980:01-2006:04

Número de lags	Estatística F[2]
4	6,631 (9,0E-05)
8	3,704 (0,000)
12	2,351 (0,011)

[1] A hipótese Ho: CRB não é causado (no sentido de Granger) por PX não pôde ser rejeitada ao nível de significância de 5% em todas as defasagens testadas.

[2] O número entre parênteses indica o nível de significância pelo qual é possível rejeitar a hipótese nula; em todos os casos a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1% ou menos.

Hipótese Nula	4 defasagens			12 defasagens		
	Nº de obs.	F	Probabi-lidade	Nº de obs.	F	Probabi-lidade
PX não causa CRB	108	1,515	0,203	108	0,794	0,654
CRB não causa PX		6,631	9,0E-0,5		2,351	0,011

4.3. Resposta de um choque dos preços de commodities nos preços dos bens exportados

Um vetor auto-regressivo (VAR) é comumente usado para projetar sistemas de séries de tempo inter-relacionadas e para analisar o impacto dinâmico de distúrbios randômicos no sistema de variáveis. Um modelo VAR necessita uma modelagem estrutural tratando todas as variáveis endógenas no sistema como uma função dos valores defasados de todas as variáveis endógenas no sistema.

A representação matemática de um VAR é:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \mathbf{L} + A_p y_{t-p} + Bx_t + e_t$$

Onde y_t é um vetor k de variáveis endógenas, x_t é um vetor d de variáveis exógenas, $A_1, \mathbf{L}, A_p$ e B são matrizes de coeficientes a serem estimados, e e_t é um vetor de inovações que pode estar contemporaneamente correlacionado, mas não está correlacionado com seus valores defasados e com todas as variáveis do lado direito da equação.

Uma vez que apenas valores defasados das variáveis endógenas aparecem do lado esquerdo das equações, não há problemas de simultaneidade e MQO resultam em estimativas consistentes. Ademais, apesar das inovações e_t poderem estar correlacionadas contemporaneamente, os MQO são eficientes e equivalentes ao GLS, já que todas as equações têm regressores idênticos.

Assim, utilizando um modelo VAR para estimar as variações de *PX* a partir de *CRB*, temos:

$$\log(CRB)_t = a_0 + a_1 \log(CRB)_{t-1} + a_2 \log(CRB)_{t-2} + a_3 \log(PX)_{t-1} + a_4 \log(PX)_{t-2}$$

$$\log(PX)_t = b_0 + b_1 \log(PX)_{t-1} + b_2 \log(PX)_{t-2} + b_3 \log(CRB)_{t-1} + b_4 \log(CRB)_{t-2}$$

Que resultaram nas estimativas abaixo:

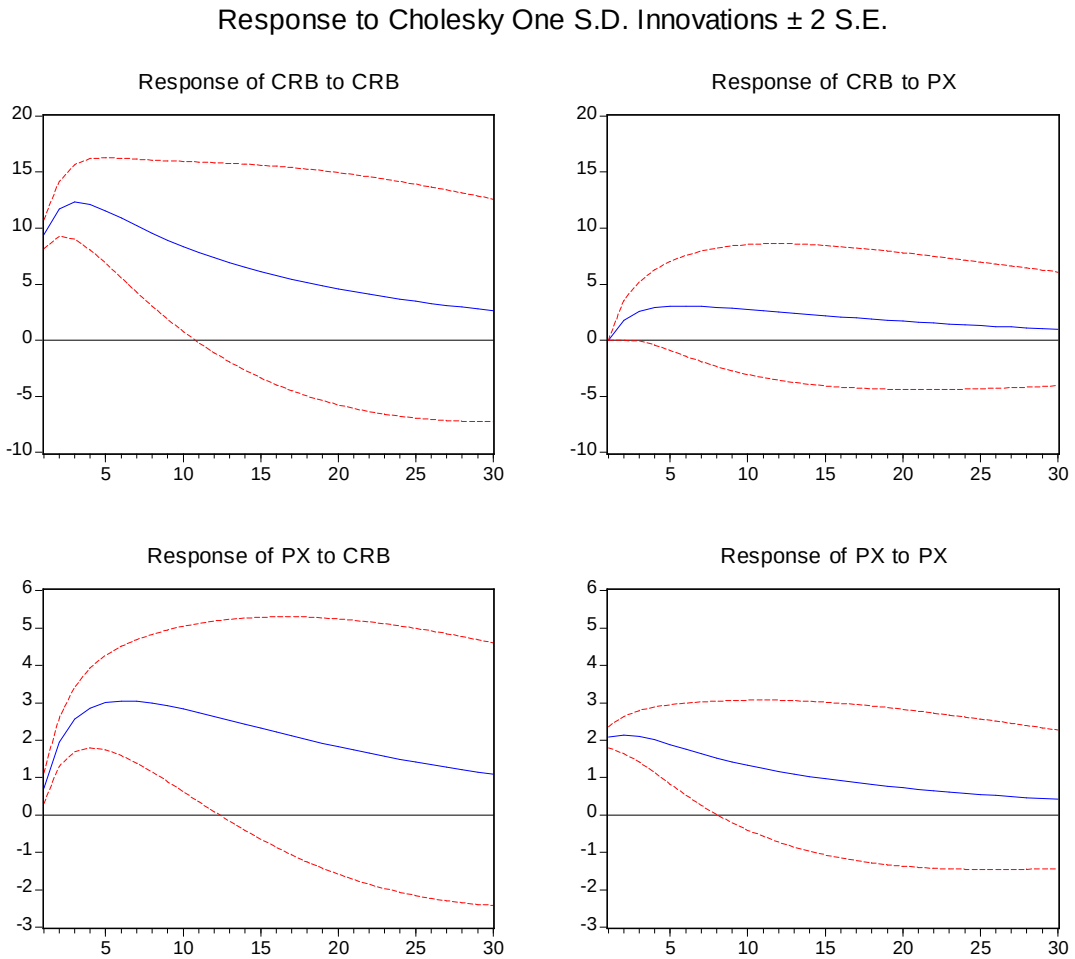
$$\log(CRB)_t = 9{,}943 + 1{,}177 og(CRB)_{t-1} - 0{,}2821 \log(CRB)_{t-2} + 0{,}8561 \log(PX)_{t-1} - 0{,}654 og(PX)_{t-2}$$

$R^2 = 0{,}901$ S.E = 9,440 F = 235,608

$$\log(PX)_t = 1{,}122 + 1{,}031 \log(PX)_{t-1} - 0{,}157_2 \log(PX)_{t-2} + 0{,}128 \log(CRB)_{t-1} - 0{,}089 \log(CRB)_{t-2}$$

$R^2 = 0{,}939$ S.E = 2,193 F = 401,47

Quadro 4.6. Resposta do PX a um impulso no CRB



5. Resultados Empíricos

5.1. Exportações Totais

5.1.1. Teste de Cointegração

Antes de iniciar os testes de cointegração, faz-se necessário especificar o número de defasagens (r) do vetor autoregressivo (VAR). Para tanto, adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrando-se um modelo VAR de ordem 3, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994).

Quadro 5.1.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	28,082	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	10,850	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	9,757	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	51,073	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	22,990	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	12,139	15,495

No quadro 5.1.1. são reportados os testes de maior autovalor e de traço. As hipóteses nula e alternativa são testadas usando as estatísticas traço e maior autovalor. Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$. Já a próxima hipótese nula $r \leq 1$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 2$, assim como a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica apenas um vetor de cointegração a um nível de significância de 5%. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível

de significância de 5%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um determinado nível de significância. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.1.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.1.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração[2]

LnX	LnWX	LnREER	LnCRB
1,00	-0,774	-0,480	-0,815
	(0,037)	(0,108)	(0,209)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para X comprova a importância do comércio mundial, da taxa de câmbio real e dos preços internacionais de commodities como variáveis relevantes do volume das exportações totais: um aumento de 10% no comércio mundial corresponde, no longo prazo, a um aumento de 8% nas exportações brasileiras, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir uma elevação de 5% no nível de exportações. O volume exportado é preço-inelástico, como o coeficiente da taxa de câmbio real estimado de 0,48. Por fim, um aumento de 10% nos preços de commodities eleva em 8% o volume de exportações brasileiras.

[2] Todas as especificações apresentam dados com periodicidade trimestral, sem ajuste sazonal, uma vez que a inclusão de *dummies* sazonais nas estimativas de longo prazo não gerou coeficientes significativos para essas *dummies*, apenas no modelo de correção de erros, ou as elasticidades estimadas se alteravam apenas marginalmente quando se incluía *dummies* sazonais no modelo. As estimativas da função de oferta de exportações totais com *dummies* sazonais estão no Apêndice. O período das estimativas compreende o primeiro trimestre de 1980 até o quarto trimestre de 2006. Utilizou-se o logaritmo natural dos valores de cada variável como base para as estimações. Embora não reportados, também foram conduzidas estimações para produtos desagregados, importações totais e categorias de uso.

5.1.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da oferta de exportação. Seguindo a sugestão de Hendry (1995) de especificação geral para específica, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.1.3..

Quadro 5.1.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔX			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,019	0,015	1,263
ΔX_{t-2}	-0,436	0,099	-4,378
ΔWX_{t-1}	-1,050	0,408	-2,569
ΔWX_{t-3}	0,811	0,384	2,109
ECT_{t-1}	-0,340	0,110	-3,073
R^2 ajustado	0,560		

No modelo estimado acima, o comércio mundial (defasado em um e três períodos) surgiu como determinante da função de oferta de exportação de curto prazo para o Brasil.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,34) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,34 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 34% por trimestre.

5.2. Exportações de Produtos Básicos

5.2.1. Teste de Cointegração

Utilizando as mesmas variáveis explicativas da estimação da função de oferta das exportações totais, quais sejam, o volume das exportações mundiais, o índice de preços internacionais de commodities e a taxa de câmbio real, e adotando o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrou-se um modelo VAR de ordem 5 para as exportações de produtos básicos, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.2.1. apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.2.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	21,956	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	19,878	21,131
$r \leq 2$	$r = 3$	12,061	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	53,896	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	31,939	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	12,061	15,494

As hipóteses nula e alternativa são testadas usando as estatísticas traço e maior autovalor. Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior autovalor l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração não é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$, assim como a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de $r = 2$, e a hipótese nula de $r \leq 2$ conta a alternativa de $r = 3$. Ou seja, o teste de maior autovalor não indica nenhum vetor de cointegração. Todavia, nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível de significância de 5%. Além disso, a hipótese nula $r \leq 1$

contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) também foi rejeitada ao mesmo nível de significância. Por outro lado, a próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) não pôde ser rejeitada. Os resultados do teste estatística traço sugerem que exista pelo menos duas relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.2.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.2.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnXBAS	LnWX	LnREER	LnCRB
1,00	-1,008	-0,581	-0,734
	(0,083)	(0,505)	(0,231)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para $XBAS$ comprova a importância do comércio mundial e dos preços internacionais de commodities como variáveis relevantes do volume das exportações de produtos básicos, porém não da taxa de câmbio real, que não se mostrou estatisticamente significante: um aumento de 10% no comércio mundial corresponde, no longo prazo, a um aumento de mesma magnitude nas exportações brasileiras de produtos básicos, enquanto um aumento de 10% nos preços de commodities eleva em 7% o volume de exportações brasileiras destes produtos.

5.2.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da oferta de exportação de produtos básicos. Assim, foram incluídas cinco defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.2.3..

Quadro 5.2.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: $\Delta XBAS$			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,098	0,029	3,336
$\Delta XBAS_{t-2}$	-0,436	0,099	-4,378
$\Delta XBAS_{t-3}$	-0,304	0,126	-2,424
ΔWX_{t-5}	-1,792	0,724	-2,474
ECT_{t-1}	-0,353	0,093	-3,773
R^2 ajustado	0,735		

No modelo estimado acima, o comércio mundial (defasado cinco períodos) surgiu como determinante da função de oferta de exportação de produtos básicos para o Brasil.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,35) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,35 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 35% por trimestre.

5.3. Exportações de Produtos Semimanufaturados

5.3.1. Teste de Cointegração

Assim como nos casos anteriores, foram utilizadas as variáveis explicativas o volume das exportações mundiais, o índice de preços internacionais de commodities e a taxa de câmbio real, e se adotou o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos. Encontrou-se um modelo VAR de ordem 3 para as exportações de produtos semimanufaturados, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.3.1 apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.3.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	27,549	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	12,882	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	7,248	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	47,959	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	20,409	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	7,526	15,495

Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior autovalor l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$ a um nível de significância de 10%. Já a próxima hipótese nula $r \leq 1$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 2$, assim como a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica apenas um vetor de cointegração. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível de significância de 5%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um determinado nível de significância. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.3.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.3.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnXSM	LnWX	LnREER	LnCRB
1,00	-1,158	-0,538	-1,299
	(0,076)	(0,218)	(0,427)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para XSM comprova a importância do comércio mundial, da taxa de câmbio real e dos preços internacionais de commodities como variáveis relevantes do volume das exportações de produtos semimanufaturados: um aumento de 10% no comércio mundial corresponde, no longo prazo, a um aumento de 11% nas exportações de produtos semimanufaturados, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir uma elevação de 5% no nível de exportações. O volume exportado é preço-inelástico, isto é, o coeficiente estimado é de 0,51. Por fim, um aumento de 10% nos preços de commodities eleva em 13% o volume de exportações brasileiras de semimanufaturados.

5.3.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da oferta de exportação de produtos semimanufaturados. Assim, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.3.3..

Quadro 5.3.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔXSM			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,039	0,020	1,915
ΔXSM_{t-1}	-0,324	0,127	-2,554
ΔXSM_{t-2}	-0,524	0,106	-4,952
ΔXSM_{t-3}	-0,204	0,105	-1,952
ΔE_{t-1}	0,512	0,186	2,760
ECT_{t-1}	-0,079	0,072	-1,090
R^2 ajustado	0,560		

No modelo estimado acima, além da exportação de produtos semimanufaturados (3 defasagens), apenas a taxa de câmbio real defasada um período surgiu como determinante da função de oferta de exportação de semimanufaturados no curto prazo para o Brasil.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,08), apesar de apresentar o sinal apropriado, não é estatisticamente significante.

5.4. Exportações de Produtos Manufaturados

5.4.1. Teste de Cointegração

As mesmas variáveis explicativas, volume das exportações mundiais, o índice de preços internacionais de commodities e a taxa de câmbio real, foram utilizadas na função de oferta de exportação de produtos manufaturados. Adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos. Encontrou-se um modelo VAR de ordem 3 para as exportações de produtos manufaturados, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.4.1. apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.4.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	34,998	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	12,200	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	10,200	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	59,266	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	24,268	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	12,068	15,495

As hipóteses nula e alternativa são testadas usando as estatísticas traço e maior autovalor. Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de

cointegração. Na estatística de maior autovalor l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$. Já a próxima hipótese nula $r \leq 1$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 2$, assim como a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica apenas um vetor de cointegração a um nível de significância de 1%. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível de significância de 1%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um determinado nível de significância. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.4.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.4.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnXM	LnWX	LnREER	LnCRB
1,00	-0,705	-0,658	-0,799
	(0,044)	(0,131)	(0,249)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para XM comprova a importância do comércio mundial, da taxa de câmbio real e dos preços internacionais de commodities como variáveis relevantes do volume das exportações de produtos manufaturados: um aumento de 10% no comércio mundial corresponde, no longo prazo, a um aumento de 7% nas exportações brasileiras, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir uma elevação de 7% no nível de exportações. Por fim, um aumento de 10% nos preços de commodities eleva em 8% o volume de exportações brasileiras de manufaturados.

5.4.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da oferta de exportação de produtos manufaturados. Assim, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.4.3..

Quadro 5.4.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔXM			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
ΔXM_{t-2}	-0,317	0,098	-3,207
ΔWX_{t-1}	-0,822	0,402	-2,045
ΔWX_{t-2}	0,922	0,418	2,204
ΔWX_{t-3}	1,011	0,394	2,564
ECT_{t-1}	-0,304	0,08	-3,524
R^2 ajustado	0,354		

No modelo estimado acima, o comércio mundial (defasado em um, dois e três períodos) surgiu como determinante da função de oferta de exportação de produtos manufaturados no curto prazo para o Brasil.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,30) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,30 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 30% por trimestre.

5.5. Importações Totais

5.5.1. Teste de Cointegração

Antes de iniciar os testes de cointegração para as importações totais, faz-se necessário especificar o número de defasagens (r) do vetor autoregressivo (VAR). As variáveis explicativas utilizadas são PIB, taxa de câmbio real e reservas internacionais. Para tanto, adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrando-se um modelo VAR de ordem 3, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.5.1. apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.5.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	53,584	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	21,132	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	14,264	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	78,668	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	24,958	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	3,814	15,495

Na tabela acima são reportados os testes de maior autovalor e de traço. As hipóteses nula e alternativa são testadas usando as estatísticas traço e maior autovalor. Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior autovalor l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$. Já a próxima hipótese nula $r \leq 1$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 2$, assim como a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica apenas um vetor de cointegração a um nível de significância de 1%. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a

um nível de significância de 1%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um determinado nível de significância. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.5.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.5.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegrações[3]

LnM	LnY	LnREER	LnR
1,00	1,608	-1,318	-1,086
	(0,672)	(0,346)	(0,116)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para M comprova a importância do PIB, da taxa de câmbio real e das reservas internacionais como variáveis relevantes do volume das importações totais: um aumento de 10% na renda doméstica, utilizando o PIB como proxy, corresponde, no longo prazo, a uma redução de 16% nas importações totais brasileiras, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir um aumento de 13% no nível de importação. Por fim, um aumento de 10% nas reservas internacionais eleva em 11% o volume de importação brasileira. Todavia, os sinais dos coeficientes do produto e da taxa de câmbio se mostraram contrários ao esperado pela teoria econômica.

5.5.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da demanda de importação. Seguindo a sugestão de Hendry (1995) de especificação geral para

[3] Foram estimadas também as funções de demanda de importação sem a variável reservas internacionais. As tabelas com os resultados estão reportados na introdução e na conclusão do trabalho. Ao retirar as reservas internacionais, o erro dos sinais dos coeficientes do produto e da taxa de câmbio real para as estimativas de importações totais, de bens de capital e de intermediários é corrigido, mas a velocidade de ajuste a desvio da tendência de longo prazo não é estatisticamente significante para o caso das importações totais, de bens intermediários e de bens duráveis. A variável de nível de renda doméstica foi mais importante para as importações.

específica, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.5.3..

Quadro 5.5.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔM			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,028	0,013	2,198
ΔM_{t-1}	-0,253	0,1278	-1,977
ΔY_{t-1}	0,784	0,380	2,060
ΔY_{t-3}	-1,024	0,390	2,624
ΔE_{t-1}	-0,401	0,169	-2,363
ΔR_{t-3}	-0,141	0,067	-2,105
ECT_{t-1}	-0,122	0,031	-3,946
R^2 ajustado	0,477		

No modelo estimado acima, o PIB defasado em um e três períodos surgiu como determinante da função de demanda importação para o Brasil. O volume exportado é preço-inelástico no curto prazo, com o coeficiente da taxa de câmbio real estimado de 0,40. Além disso, as reservas internacionais defasadas em três períodos apareceram na função de demanda de curto prazo.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,12) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,12 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 12% por trimestre.

5.6. Importações de Bens de Capital

5.6.1. Teste de Cointegração

Antes de iniciar os testes de cointegração para as importações de bens de capital, faz-se necessário especificar o número de defasagens (r) do vetor autoregressivo (VAR). As variáveis explicativas utilizadas são as mesmas das importações totais: PIB, taxa de câmbio real e reservas internacionais. Para tanto, adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrando-se um modelo VAR de ordem 3, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.6.1. apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.6.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	64,689	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	20,757	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	5,042	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	90,696	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	26,006	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	5,249	15,495

Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior autovalor l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$. Já a próxima hipótese nula $r \leq 1$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 2$, assim como a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica apenas um vetor de cointegração a um nível de significância de 1%. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível de significância de 1%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a

alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um determinado nível de significância. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.6.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.6.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnMK	LnY	LnREER	LnR
1,00	2,011	-0,763	-1,344
	(0,752)	(0,330)	(0,135)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para MK comprova a importância do PIB, da taxa de câmbio real e das reservas internacionais como variáveis relevantes do volume das importações de bens de capital: um aumento de 10% na renda doméstica, utilizando o PIB como proxy, corresponde, no longo prazo, a uma redução de 20% nas importações de bens de capital, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir um aumento de 7% no nível de importação. Por fim, um aumento de 10% nas reservas internacionais eleva em 13% o volume de importações brasileiras de bens de capital. Todavia, os sinais dos coeficientes do produto e da taxa de câmbio se mostraram contrários ao esperado pela teoria econômica.

5.6.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da demanda de importação. Assim, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.6.3..

Quadro 5.6.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔMK			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,025	0,021	1,210
ΔMK_{t-1}	-0,494	0,102	-4,822
ΔY_{t-2}	0,905	0,475	1,906
ECT_{t-1}	-0,128	0,042	-3,028
R^2 ajustado	0,384		

No modelo estimado acima, o PIB defasado em dois períodos surgiu como determinante da função de demanda importação de bens de capital no curto prazo para o Brasil.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,13) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,13 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 13% por trimestre.

5.7. Importações de Bens Intermediários

5.7.1. Teste de Cointegração

As variáveis explicativas utilizadas na estimação da categoria de uso de bens intermediários foram as mesmas das importações totais: PIB, taxa de câmbio real e reservas internacionais. Para tanto, adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrando-se um modelo VAR de ordem 2, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.8.1. apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.7.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	28,402	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	16,201	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	3,910	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	48,525	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	20,123	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	3,920	15,495

Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior autovalor l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$. Já a próxima hipótese nula $r \leq 1$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 2$, assim como a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica apenas um vetor de cointegração a um nível de significância de 5%. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível de significância de 5%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um determinado nível de significância. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.8.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.7.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnMI	LnY	LnREER	LnR
1,00	0,125	-0,744	-0,856
	(0,761)	(0,333)	(0,138)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para MI comprova a importância da taxa de câmbio real e das reservas internacionais como variáveis relevantes do volume das importações de bens intermediários, porém não do PIB, que não se mostrou estatisticamente significante: uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir um aumento de 7% no nível de importações de bens de intermediários, enquanto um aumento de 10% nas reservas internacionais eleva em 9% o volume de importações brasileiras de bens intermediários. Todavia, o sinal do coeficiente da taxa de câmbio se mostrou contrários ao esperado pela teoria econômica.

5.7.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da demanda de importação. Assim, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.7.3.

Quadro 5.7.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔMI			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,021	0,010	1,944
ΔMI_{t-1}	-0,290	0,110	-2,625
ΔMI_{t-2}	-0,267	0,103	-2,259
ΔY_{t-1}	1,234	0,285	4,325
ΔE_{t-1}	-0,300	0,145	-2,067
ECT_{t-1}	-0,150	0,003	-4,461
R^2 ajustado	0,444		

No modelo estimado acima, o PIB defasado em um período surgiu como determinante da função de demanda importação de bens intermediários no curto prazo

para o Brasil. Além disso, o coeficiente da taxa de câmbio real mostrou-se estatisticamente significante.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,15) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,15 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 15% por trimestre.

5.8. Importações de Bens de Consumo Não-Duráveis

5.8.1. Teste de Cointegração

As variáveis explicativas utilizadas na estimação da categoria de uso de bens de consumo não duráveis foram as mesmas das importações totais: PIB, taxa de câmbio real e reservas internacionais. Para tanto, adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrando-se um modelo VAR de ordem 3, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.8.1. apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.8.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	42,170	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	23,917	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	4,396	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	70,496	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	28,326	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	4,408	15,495

Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior autovalor l , a hipótese nula de $r = 0$ de não

cointegração é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$, assim como a hipótese nula $r \leq 1$ é rejeitada em favor da alternativa de $r = 2$. Já a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica dois vetores de cointegração a um nível de significância de 5%. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível de significância de 1%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um nível de significância de 5%. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.8.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.8.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnMND	LnY	LnREER	LnR
1,00	-4,620	1,804	-0,217
	(0,791)	(0,342)	(0,143)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para *MND* comprova a importância do PIB e da taxa de câmbio real, mas não das reservas internacionais como variáveis relevantes do volume das importações de bens de consumo não-duráveis no curto prazo: um aumento de 10% na renda doméstica, utilizando o PIB como proxy, corresponde, no longo prazo, a um aumento de 40% nas importações de bens de consumo não-duráveis, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir uma redução de 18% no nível de importação.

5.8.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da demanda de importação. Assim, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas,

eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.8.3..

Quadro 5.8.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔMND			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,021	0,027	0,783
ΔY_{t-1}	1,247	0,628	1,984
ΔE_{t-2}	0,869	0,383	2,252
ECT_{t-1}	-0,358	0,09	-3,932
R^2 ajustado	0,353		

No modelo estimado acima, o PIB defasado em um período surgiu como determinante da função de demanda importação de bens de consumo não-duráveis no curto prazo para o Brasil. Além disso, o coeficiente da taxa de câmbio real mostrou-se estatisticamente significante em dois períodos atrás.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,36) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,36 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 36% por trimestre.

5.9. Importações de Bens de Consumo Duráveis

5.9.1. Teste de Cointegração

As variáveis explicativas utilizadas na estimação da categoria de uso de bens de consumo duráveis foram as mesmas das importações totais: PIB, taxa de câmbio real e reservas internacionais. Para tanto, adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrando-se um modelo VAR de ordem 3, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e

Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994). O quadro 5.9.1 apresenta os resultados do método JJ.

Quadro 5.9.1. Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	25,806	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	18,198	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	4,155	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	48,293	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	22,487	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	4,289	15,495

Dentre as três variáveis há uma possibilidade de zero, um ou dois vetores de cointegração. Na estatística de maior autovalor l, a hipótese nula de $r = 0$ de não cointegração só não é rejeitada em favor da hipótese alternativa $r = 1$ a um nível de significância de 10%. A hipótese nula $r \leq 1$ não é rejeitada em favor da alternativa de $r = 2$, assim como a hipótese nula de $r \leq 2$ não é rejeitada em favor da hipótese alternativa de $r = 3$. O teste de maior autovalor indica um vetor de cointegração a um nível de significância de 10%. Nos testes da estatística traço, a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração ($r = 0$) contra a hipótese alternativa de um vetor de cointegração ($r \geq 1$) é rejeitada a um nível de significância de 5%. Por outro lado, a hipótese nula $r \leq 1$ contra a alternativa de dois vetores de cointegração ($r \geq 2$) não pode ser rejeitada a um determinado nível de significância. A próxima hipótese nula de $r \leq 2$ contra a alternativa ($r \geq 3$) também não pôde ser rejeitada. Os resultados de ambos os testes sugerem que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro 5.9.2. mostra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Quadro 5.9.2. Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnMD	LnY	LnREER	LnR
1,00	-2,379	2,460	-1,096
	(0,960)	(0,433)	(0,175)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para *MD* comprova a importância do PIB, da taxa de câmbio real e das reservas internacionais como variáveis relevantes do volume das importações de bens de consumo duráveis: um aumento de 10% na renda doméstica, utilizando o PIB como proxy, corresponde, no longo prazo, a um aumento de 24% nas importações de bens de consumo duráveis, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir uma redução de 25% no nível de importação. Por fim, um aumento de 10% nas reservas internacionais eleva em 11% o volume de importações brasileiras de bens de consumo duráveis.

5.9.2. Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da demanda de importação. Assim, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.9.3.

Quadro 5.9.3. Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔMD			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	0,032	0,025	1,248
ΔY_{t-1}	1,073	0,553	1,939
ECT_{t-1}	-0,276	0,063	-4,386
R^2 ajustado	0,353		

No modelo estimado acima, o PIB defasado em um período surgiu como determinante da função de demanda importação de bens consumo duráveis para o Brasil.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,28) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,25 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 28% por trimestre.

6. Conclusão

Esta tese provém uma análise econométrica das elasticidades das funções de oferta de exportação e demanda de importação para o Brasil usando dados trimestrais de 1980 até 2006. As técnicas de modelagem basearam-se na cointegração e no vetor de correção de erros. Testou-se a hipótese de país pequeno para o Brasil para saber se ele é um tomador de preços no comércio mundial, e ela não foi rejeitada a partir do teste de causalidade de Granger. Ou seja, os preços internacionais de commodities, medidos pelo índice CRB, causam no sentido de Granger os preços dos bens exportados brasileiros e se dá de uma forma persistente, em torno de 10 trimestres. Os resultados das estimativas das elasticidades das funções de oferta de exportações totais e de fatores desagregados e demanda de importações totais e por categoria de uso, previamente reportados no capítulo 1, são novamente expostos nos quadros abaixo e comentados analiticamente a seguir.

Elasticidades de Longo Prazo das Exportações Totais e dos Produtos

Elasticidades de Longo Prazo	Exportações Mundiais (WX)	Taxa de Câmbio Real (REER)	Preços de Commodities (CRB)
Exportações Totais	0,774	0,480	0,815
Produtos Básicos	1,008	0,581*	0,734
Produtos Semimanufaturados	1,158	0,538	1,299
Produtos Manufaturados	0,705	0,685	0,799

* Não estatisticamente significante a 5%

Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Exportações Totais e por Produtos

Velocidade de ajuste	α
Exportações Totais	-0,340
Produtos Básicos	-0,353
Produtos Semimanufaturados	-0,079*
Produtos Manufaturados	-0,304

* Não estatisticamente significante a 5%

- As exportações totais se mostraram sensíveis às exportações mundiais, à taxa de câmbio e aos preços de commodities importadas. As elasticidades de longo prazo das exportações com relação à renda mundial, à taxa de câmbio real e aos preços internacionais de commodities estão em linha com a experiência internacional. Os valores são 0,78, 0,48 e 0,82, respectivamente.

- A velocidade de ajuste a um desvio do longo prazo das exportações totais é de 34% por trimestre.

- As exportações de produtos básicos são determinadas pelas exportações mundiais e pelas commodities internacionais no longo prazo, com elasticidades de longo prazo de 1,01 e 0,73 respectivamente, mas não pela taxa de câmbio real. A velocidade de ajuste a um desvio do longo prazo é de 35% por trimestre.

- Nas exportações de produtos semimanufaturados, o termo de erro não foi estatisticamente significante. As elasticidades de longo prazo com relação às exportações mundiais, à taxa de câmbio real e aos preços de commodities são de 1,16, 0,54 e 1,30.

- Para as exportações de manufaturados, a velocidade de ajuste a um desvio do longo prazo é de 30% por trimestre. As elasticidades de longo prazo com relação às exportações mundiais, à taxa de câmbio real e aos preços de commodities são de 0,71, 0,69 e 0,80.

A variável determinante para as exportações totais e por produtos desagregados é as exportações mundiais, com elasticidades entre 0,70 a 1,16. Como se pode notar, a renda mundial se sobrepõe aos preços. O valor das elasticidades para esta variável ficou próximo do encontrado por Ribeiro (2006) – em seu trabalho ela foi de 1,35 e para a literatura entre 1,02 e 1,44. Os sinais dos coeficientes ficaram de acordo com o esperado pela teoria econômica, ou seja, à medida que cresce a corrente de comércio mundial, em termos físicos, também deve crescer as exportações brasileiras. Contudo, as exportações totais brasileiras ficaram abaixo da unidade, sugerindo que, no período analisado, o Brasil perdera espaço no comércio mundial. Isso teria sido levado por conta dos manufaturados, uma vez que os básicos e semimanufaturados apresentaram elasticidade unitária.

A não significância da estimativa para o coeficiente da taxa de câmbio para as exportações de produtos básicos vai de encontro à conclusão de Cavalcanti (1998) de que eles dependem essencialmente das condições de demanda no mercado internacional – renda mundial e preços dos produtos exportados – enquanto as exportações de

produtos industrializados respondem fortemente a fatores de oferta, como a taxa de rentabilidade, além de serem influenciadas pelo nível de comércio.

Os preços das commodities se mostraram mais importantes para o desempenho do volume das exportações do que a taxa de câmbio, ao comparar o valor dos coeficientes para cada função de oferta de exportação. Esses resultados explicam, em parte, porque as exportações totais e por produtos desagregados cresceram fortemente no período de 2003 a 2006, mesmo num período de apreciação cambial.

Assim como Castro & Cavalcanti (1997), que a partir de dados em valor entre 1955 e 1995, também separando por fator agregado e utilizando a mesma metodologia aqui empregada, os resultados das elasticidades renda e preço relativo foram significantes na maioria dos casos – a exceção foi a taxa de câmbio real para as exportações básicas. A diferença básica é que as elasticidades para os manufaturados não diferiram substancialmente das outras funções de oferta.

Em suma, as evidências parecem dar suporte de que as mudanças mais relevantes para explicar a expansão das exportações brasileiras nos últimos quatro anos até 2006 foram derivadas da expansão do comércio mundial e da elevação dos preços, sobrepondo-se aos efeitos da apreciação cambial.

Elasticidades de Longo Prazo das Importações Totais e das Categorias de Uso

Elasticidades de Longo Prazo	Renda Doméstica (Y)	Taxa de Câmbio Real (REER)	Reservas Internacionais (R)
Importações Totais	-1,608	1,318	1,086
Bens de Capital	-2,011	0,763	1,344
Bens Intermediários	-0,125*	0,744	0,856
Bens Não-Duráveis	4,620	-1,804	0,217*
Bens Duráveis	2,379	-2,460	1,096

* Não estatisticamente significante a 5%

Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Importações Totais e por Categoria de Uso

Velocidade de ajuste	α
Importações Totais	-0,122
Bens de Capital	-0,128
Bens Intermediários	-0,150
Bens Não-Duráveis	-0,358
Bens Duráveis	-0,276

* Não estatisticamente significante a 5%

- Em princípio, as importações totais dependem da renda doméstica, da taxa de câmbio real e das reservas internacionais. Os valores encontrados para as elasticidades com relação a estas variáveis são de 1,61, 1,32 e 1,09, respectivamente. Embora estatisticamente significante, os sinais dos coeficientes do produto e da taxa de câmbio se mostraram contrários ao esperado pela teoria econômica. O termo de correção de erros mostrou uma lenta convergência quando há desvios com relação ao longo prazo, de apenas 12% por trimestres.

- As importações de bens de capital apresentaram elasticidade de 2,0 com relação a renda doméstica, 0,76 para a taxa de câmbio real e 1,34 para as reservas internacionais. Os sinais dos coeficientes do produto e da taxa de câmbio também se mostraram contrários ao esperado pela teoria econômica. A velocidade de ajuste encontrada foi de 12% por trimestre.

- Contrariando as expectativas, as importações de bens intermediários não se mostraram reativa à renda doméstica, mas sim a taxa de câmbio real (0,74) e as reservas internacionais (0,86). Todavia, o sinal do coeficiente da taxa de câmbio se mostrou contrário ao esperado pela teoria econômica. A velocidade de ajuste encontrada foi de 15% por trimestre.

- As importações de bens não-duráveis apresentaram alta elasticidade com relação à renda doméstica (4,6) e também em relação ao câmbio real (1,8) no longo prazo. Neste caso, o coeficiente das reservas internacionais não se mostrou estaticamente significante. A correção com relação a desvios da relação de longo prazo foi mais alta, de 36% por trimestre.

- A elasticidade encontrada das importações de bens duráveis com relação à renda doméstica também foi elevada (2,4), porém inferior à dos bens não duráveis. O valor encontrado para a elasticidade com relação a taxa de câmbio real também foi alta (2,46). A velocidade de ajuste em relação a desvios do longo prazo é de 27% por trimestre.

- As categorias de uso das importações que apresentaram elasticidades significativas com relação às reservas internacionais foram bens de capital (1,34), bens intermediários (1,09) e bens de consumo duráveis (1,10).

A contribuição deste trabalho para a literatura no caso brasileiro está em incluir as reservas internacionais como uma variável explicativa da demanda de importações totais e por categoria de uso, seguindo a sugestão de Dash (2005) que utilizou esta variável para a Índia. Diferentemente deste estudo, aqui também se encontrou um vetor de cointegração entre as variáveis, mas com sinais contraditórios de algumas variáveis. Resende (2001) utilizou uma medida da capacidade de importar (CM) para testar explicitamente a validade da restrição externa nas estimações de função de demanda de importação total e por categoria de uso entre o primeiro trimestre de 1978 e o quarto trimestre de 1998. As elasticidades estimadas para CM foram elevadas sugerindo que a restrição de disponibilidade externa de divisas estava ativa, ou seja, ele não rejeitou a hipótese de que as importações são função da disponibilidade de divisas externas.

Embora os coeficientes estimados das reservas internacionais sejam estatisticamente significantes e com o sinal correto, as variáveis nível de atividade e taxa de câmbio apresentaram sinais contrários ao esperado para as funções de demanda de importações totais, de bens de capital e de bens intermediários, sendo que neste último caso a variável renda doméstica não foi estatisticamente significante. Por outro lado, nas importações de bens de consumo duráveis e não-duráveis, os sinais dos coeficientes ficaram corretos, mas no caso dos não-duráveis, as reservas deixaram de ser estatisticamente significantes. Apenas no caso das importações de bens duráveis, tanto os sinais quanto a significância estatística confirmaram as variáveis na função de demanda de importação.

Os resultados encontrados parecem convergir para o argumento de Hemphill (1974) que a utilização do nível de reservas externas como um indicativo do rigor dos controles quantitativos sobre as importações não seria adequado. Suspeitando de um erro de especificação, conduziram-se as estimativas excluindo as reservas internacionais.

Elasticidades de Longo Prazo das Importações Totais e das Categorias de Uso sem Reservas Internacionais

Elasticidades de Longo Prazo	Renda Doméstica (Y)	Taxa de Câmbio Real (REER)	Reservas Internacionais (R)
Importações Totais	5,000	-3,601	-----
Bens de Capital	6,413	-3,263	-----
Bens Intermediários	5,718	-2,997	-----
Bens Não-Duráveis	5,699	-2,171	-----
Bens Duráveis	7,953	-5,592	-----

* Não estatisticamente significante a 5%

Velocidade de ajuste em relação a desvio da tendência de longo prazo das Importações Totais e por Categoria de Uso sem Reservas Internacionais

Velocidade de ajuste	α
Importações Totais	-0,029*
Bens de Capital	-0,117
Bens Intermediários	-0,032*
Bens Não-Duráveis	-0,306
Bens Duráveis	-0,025*

* Não estatisticamente significante a 5%

Ao retirar as reservas internacionais, o erro dos sinais dos coeficientes do produto e da taxa de câmbio real para as estimativas de importações totais, de bens de capital e de intermediários é corrigido, mas a velocidade de ajuste a desvio da tendência de longo prazo não é estatisticamente significante para o caso das importações totais, de bens intermediários e de bens duráveis.

Neste caso, assim como no trabalho de Ribeiro (2006), a variável de nível de renda doméstica foi mais importante para as importações. Uma elevação no ritmo de atividade da economia estaria associada a um aumento das importações. Além disso, os coeficientes para a taxa de câmbio real foram significantes e tiveram o sinal esperado para as importações totais e em todas as categorias de uso. As elasticidades estimadas

nos modelos para bens de consumo duráveis e bens de capital apresentaram magnitudes mais elevadas que as outras categorias de uso e as importações totais.

Em relação aos valores dos coeficientes, as elasticidades-renda encontradas entre 5,0 e 7,9 foram superiores ao estudo de Paiva (2003) que ficaram entre 2,1 e 4,6. Para as elasticidades-preço, com relação a taxa de câmbio real, no presente estudo elas ficaram entre -2,2 e -5,6, elásticas e bem acima dos valores de -0,23 e -2,45. Os termos de correção de erro encontrados aqui foram (-0,12 e -0,30) foram inferiores ao estudo de Paiva (2003), de -0,43 a -1,03.

Bibliografia

Abreu, M.P., 1987, “Equações de Demanda de Importações Revisitadas: Brasil, 1960-1985”. Departamento de Economia, PUC-RIO, TD n.148.

Alves, D., Fava, V., Silber, S., 1999, “Current Account balance and the real exchange rate”, Economia Aplicada, V.3, N. Especial.

Amazonas, A. & Barros, A. R., 1995, “Manufactured Exports from Brazil: Determinants and Consequences”, Revista Brasileira de Economia, v.50, n.1, p.73-100.

Arize, A., 1990, “An Economic Investigation of Export Behavior in Seven Asian Developing Countries”, Journal of Applied Economics, v.22, p.891-904.

Athukorala, P., Riedel, J., 1990, “How Valid is the Small Country Assumption?” Discussion Paper 2/90, Department of Economics, La Trobe University, Bundoora, Victoria.

Aydın, M. Faruk, Çıplak Uğur e Yücel M. Eray, junho 2004, “Export Supply and Import Demand Models for the Turkish Economy”

Azevedo, A.F. Z. & Portugal, M.S., 1998, “Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações”, Nova Economia, v.8, n.1, p.37-63.

Balassa, B., 1991, “Exchange Rates and Foreign Trade in Korea”, WB WP/91/635.

Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., Hendry, D. H., 1993, “Cointegration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data”. Oxford University Press.

Banerjee, A., Hendry, D. H., 1992, “Testing Integration and Cointegration: An Overview” Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 54, n. 3, p. 225-255.

Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, J.W. & Hendry, D., 1993, “Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data”, Oxford University Press.

Boylan, T.A. Cuddy, M.P. e O´ Muireheartaigh, I. 1980, “The Functional Form for Aggregate Import Demand Equation”, Journal of International Economics, Volume 10: 561-66.

Braga, H. C., Markwald, R. A., 1983, “Funções de Oferta e de Demanda das Exportações de Manufaturados no Brasil: Estimação de um Modelo Simultâneo”. IPEA (Texto para Discussão Interna, 57).

Campos, J.; Hendry, D.F. & Ericsson, N.R., 2003, “Consistent Model Selection by an Automatic Gets Approach”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, n.65, p. 803-819.

Cardoso, E., Dornbusch, R. “Uma Equação para as Exportações Brasileiras de Manufaturados”. Revista Brasileira de Economia, v. 34, n. 3, 1980.

Carvalho, A. & De Negri, J.A., 2000, “Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários Brasileiros (1977/1998)”. IPEA TD n.698.

Carvalho, A. & Parente, M.A., 1999, “Estimação de Equações de Demanda de Importação por Categoria de Uso no Brasil (1978/1996)”. IPEA TD 636.

Castro, Alexandre Samy de e Cavalcanti, Marco Antônio F.H., março 1997, “Estimação de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95”, IPEA - Texto para discussão Nº. 469.

Catão, L. & Falcetti, E., 1999, “Determinants of Argentina's External Trade”. IMF WP/99/121.

Cavalcanti, M.A.F.H. & Frischtak, C.R., 2001, “Crescimento Econômico, Balança Comercial e a Relação Câmbio-Investimento”. IPEA TD n.821.

Cavalcanti, M.A.F.H. & Ribeiro, F.J., 1998, “As Exportações Brasileiras no Período 1977/96: Desempenho e Determinantes”, IPEA TD n.545.

Cheng, K.C., 2004, “A Reexamination of Korea’s Trade Flows: What has Changed and What Explains these Changes?” IMF WP/04/145.

Choksi, A., M., Papageorgiou, D. (ed.)., 1986, “Economic Liberalization in Developing Countries”. Basil Blackwell, New York.

Chow, G.C., 1960, “Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions”, Econometrica, v.28, p.591-605.

Davidson, J., 1994, “Identifying Cointegrating Regressions by the Rank Condition”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v.56, n.1, p.103-108.

Davidson, J., 1997, “Structural Relations, Cointegration and Identification: Some Simple Results and their Application”. Journal of Econometrics, v.87, p.87-113.

Dash, A. K., 2005, “An Econometric Estimation of the Aggregate Import Demand Function for India”. International Business Research Conference, Atenas. Aryan Hellas Limited.

Dickey, D. & Fuller, W.A., 1979, “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. Journal of the American Statistical Association, v.74, p.427-431.

Dutta, Dilip e Ahmed, Nasiruddin, 2001, “An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis”. The University of Sydney, The School of Economics and Political Science Working Paper.

Duttagupta, R. & Spilimbergo, A., 2000, “What Happened to Asian Exports During the Crisis?” IMF WP/00/200.

Enders, W., 2004, “Applied Econometric Time Series”, Wiley Series in Probability and Statistics, 2nd Edition.

Engle, R. & Granger, C.W.J., 1987, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. Econometrica, v.55, n.2, p.251-267.

Engle, R. F., Granger, C. W. J., Hylleberg, S., Lee, H., 1993, “Seasonal cointegration: the Japanese consumption function. Journal of Econometrics”, v. 55, p. 275-99.

Fachada, J.P., 1990, “Um Estudo Econométrico da Balança Comercial Brasileira: 1975-1988”. Dissertação de mestrado, Departamento de Economia, PUC - Rio.

Ferreira, A.H.B., 1993, “Testes de Estabilidade Granger-causalidade para a balança comercial brasileira”, Revista Brasileira de Economia, v.47, n.1, p. 83-95.

Ferreira, A.H.B., 1994, “Testes de Estabilidade para Função Demanda de Importações”, Revista Brasileira de Economia, v.48, n.3, p. 355-370.

Giorgianni, L. & Milesi-Ferretti, G. M., 1997, “Determinants of Korean Trade Flows and their Geographical Destination”. IMF WP/97/54.

Goldstein, M. e Khan, M., 1985, “Income and Price Effects in Foreign Trade“, In Handbook of International Economics (Eds) R. W. Jones e B.B. Kenen, Elsevier, Amsterdam, 1041-1105.

Guimarães, E. A., Pinheiro, A. C., Falcão, C., Pourchet, H., Markwald, R. A. “Índices de Preço e Quantum das Exportações Brasileiras”. Texto para Discussão Funcex n. 121, julho de 1997.

Hamilton, J., 1994, “Time Series Analysis”. Princeton University Press, 2nd Edition.

Hargreaves, C., 1994, “A Review of Methods of Estimating Cointegrating Relationships”. In: Hargreaves, C. P. (ed.). Nonstationary time series analysis and cointegration. Oxford University Press.

Hemphill, W.L., 1974, “The Effect of Foreign Exchange Receipts on Imports of Less Developed Countries”. IMF Staff Papers, v.21, p.637-677.

Hendry, D.F., 2003, “The Properties of Automatic GETS Modelling”, Mimeo, Economics Department, Oxford University

Hendry, D.F., 2003b, “New Developments in Automatic General-to-specific Modelling” in Stigum, B.P., 2003, “Econometrics and the Philosophy of Economics”, Princeton University Press.

Hendry, D.H. Dynamic Econometrics. Oxford University Press, 1995. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., Yoo, B. S. “Seasonal Integration and Cointegration”. Journal of Econometrics, v. 44, p. 215-38, 1990.

Holanda, M. C. “Funções de Exportação e Importação do Brasil: Novas Estimativas, Velhos Resultados”. Universidade Federal do Ceará. Texto para Discussão nº 209.

Houthakker, H.S. & Magee, S.P., 1969, “Income and Price Elasticities in World Trade”. Review of Economics and Statistics, v.51, p.111-125.

Johansen, S. e Juselius, K., 1990,”Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to Demand for Money”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Volume 52: 169-210.

Johansen, S., 1988, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, Journal of Economic Dynamics and Control, Volume 12: 231-54.

Johansen, S., 1991, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, Econometrica, Volume 59: 1551-80.

Johansen, S., 1992, “Determination of the Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Volume 54: 383-97.

Johansen, S., 1995, “Identifying Restrictions of Linear Equations with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration”, Journal of Econometrics, v.69, p.111-132.

Khan, M.S. e Ross, K.Z., 1977, “The Functional Form of the Aggregate Demand Equation”, Journal of International Economics, Volume 7: 149-60.

Khan, M.S., 1974, “Import and Export Demand in Developing Countries”, IMF Staff Papers, November, 678, 93.

King, A., 1997, “From Demand Equation to Two Regimes: The Theoretical Development of Export Models”. Bulletin of Economic Research, v. 49, i.2, p. 81-125.

Kivietk, J. F., Phillips, G. D. A., 1992, “Exact similar tests for unit roots and cointegration. Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, v. 54, n. 3, p. 349-368.

Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R., Dolado, J. J., 1992, “The power of cointegration tests”. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 54, n.3, p. 325-348.

Krugman, P., 1989, “Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates”. European Economic Review, v.33, p.1031-1054.

López, J.G. & Cruz, A.B., 2000, “Thirwall’s Law and Beyond: The Latin American Experience”. Journal of Post Keynesian Economics.

Mackinnon, J.G., 1991, “Critical Values for Econometric Testes”, In Engle, R.F. & Granger, C.W.J., 1991, “Long Run Economic Relationships”, p.267-76, Oxford University Press.

Maddala, G.S. & Kim, I. M., 1998, “Unit Roots, Cointegration and Structural Change”, Cambridge University Press, 1st Edition.

Maddala, G.S., 1992, “Introduction to Econometrics”, 2nd Edn, New York: Macmillion Press.

Musalem, A. R. “Política de Subsídios e Exportações de Manufaturados no Brasil”. Revista Brasileira de Economia, v. 35, n. 1, p. 17-41, jan.-mar.1981.

Muscatelli, V. A., Stevenson, A. A., Montagna, C., 1995, “Modelling Aggregate Manufactured Exports for Some Asian Newly Industrialized Economies”**.** Review of Economics and Statistics**,** p. 147-155, 1995.

Muscatelli, V.A.; Srinivasan, T.G. & Vines, D., 1994, “The Empirical Modelling of NIE Exports: An Evaluation of Different Approaches”. Journal of Development Studies, v.30, p.279-302

Muscatelli, V.A.; Stevenson, A.A. & Montagna, C., 1994, “Intra NIE Competition in Exports of Manufactures”. Journal of International Economics, v.37, p.29-47

Nakahodo, S.H. & Jank, M.S., 2006, “A Dinâmica das Exportações Brasileiras: Preços, Quantidades e Destinos”. ICONE Brasil.

Paiva, Claudio, julho 2003, “Trade Elasticities and Market Expectations in Brazil”, IMF Working Paper 140.

Panagariya, A., Shah, S., Mishra, D., 1996, “Demand elasticities in international trade: Are they really low?” Policy Research Working Paper n.1712, World Bank.

Pastore, C. P., Blum, B. S., Pinotti, M. C., 1988, “Paridade de Poder de Compra, Câmbio Real e Saldos Comerciais” Revista Brasileira de Economia. Jul./Set 1988.

Phillips, P. & Perron, P., 1988, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, Biometrica, v.75, p.335-346.

Pindyck, R. & Rubinfeld, D., 1981, “Econometric Model and Economic Forecast”. McGraw-Hill, 2nd Edition.

Pinto, M.B.P., 1980, “O Crescimento das Exportações Brasileiras de Manufaturados, 1954-1974”. Estudos Econômicos, v. 10, n. 3.

Portugal, M. S., 1993, “A Instabilidade dos Parâmetros nas Equações de Exportação Brasileiras”. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 23, n. 2, p. 313-348.

Portugal, M.S., 1992, “Um Modelo de Correção de Erros para a Demanda por Importações Brasileiras”, Pesquisa e Planejamento Econômico, v.22, n.3, IPEA.

Resende, M.F.C., 2001, “Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros”, Pesquisa e Planejamento Econômico, v.31, n.2, p.289-330.

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

Riedel, J., 1988, “The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong”. Economics Journal, v.98, p.138-148.

Rios, S.M. P. “Exportações Brasileiras de Produtos Manufaturados: Uma Avaliação Econométrica para o Período 1964/84”. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 17, n. 2, p. 299-332, 1987.

Senhadji, Abdelhak S. e Claudio Motenegro, 1999, “Time Series Analysis of Export Demand Equations,” *Staff Paper*, Vol. 46, No. 3 (September/December), pp. 259-273.

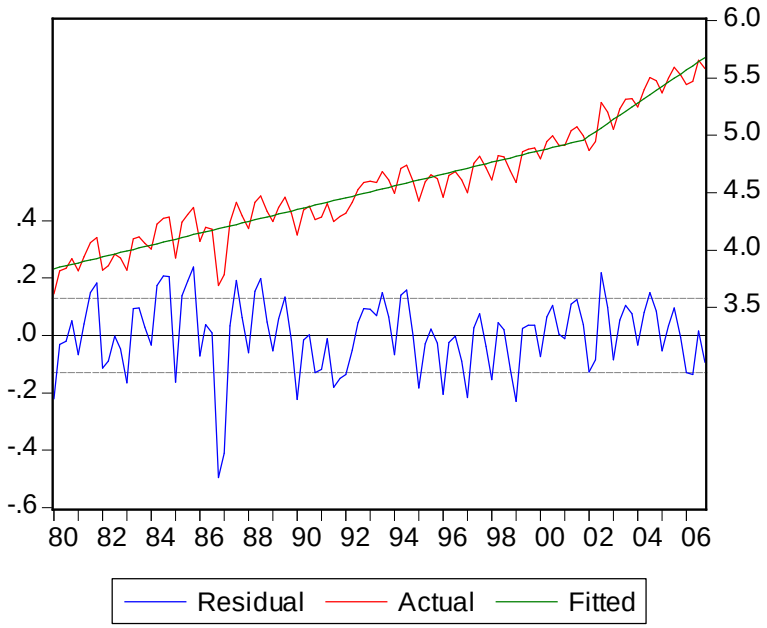
Senhadji, Abdelhak S. e Claudio Montenegro, 1998, “Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis,” *Staff Paper*, Vol. 45, (June), pp. 236-268.

Warner, D. e Kreinin, M. 1983, “Determinants of International Trade Flows”, Review of Economics and Statistics, Volume 65: 96-104.

Zini Jr., A. A., 1988, “Funções de exportação e de importação para o Brasil”. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 18, n. 3, p. 615-662.

APÊNDICE

Apêndice 4: Quantum das exportações totais



No gráfico acima, o quantum das exportações é ajustado pela tendência linear e pelo tipo de variáveis dummies de Perron (1989) para capturar apenas uma quebra estrutural no primeiro trimestre de 2002. A inspeção visual dá suporte a uma quebra estrutural com mudança na inclinação.

Dada a regressão abaixo,

$$y_t = m + qDU_t + bt + gDT_t + dD(TB)_t + ay_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

onde: DU_t corresponde à *dummy* de intercepto (0 se t ≤ 1T02 e 1 se t>1T02), DT_t à *dummy* de declividade (0 se t ≤ 1T02 e t se t>1T02) e $dD(TB)_t$ é a *dummy* pulso, que assume valor 1 para 1T02 e zero caso contrário. Além disso, k é determinado de forma a eliminar a autocorrelação dos resíduos. Dado o comprimento da série, o 1T2002 representa que λ é 0,81. A defasagem (i.e. o valor de k) foi determinada usando a estatística-t para os coeficientes b_i. O valor de k foi selecionado se a estatística-t de b_i foi maior que 1,60 em valores absolutos e de forma a eliminar a autocorrelação dos resíduos.

Teste de raiz unitária Perron (1989)

	T	λ	k	m	q	b	g	d	a
X	108	0,81	4	2,634	0,083	0,009	0,010	-0,171	0,313
				(5,36)	(1,52)	(5,06)	(2,03)	(-1,58)	(2,42)

T= número de observações; λ = proporção de observações antes da quebra estrutural; k= defasagens
As estatísticas-t apropriadas estão entre parênteses. Para m, q, b, g e d a hipótese nula é que o coeficiente seja igual a zero. A hipótese nula para a é de a =1

Todavia, quando se analisa a última coluna, não se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária para o quantum das exportações totais; a estimativa de a_1 = 0,313 não é estatisticamente diferente da unidade a um nível de significância de 10%. Para λ = 0,81 os valores críticos são -4,70, -4,18 e -3,69 para 1%, 5% e 10% respectivamente. A estimativa da mudança de inclinação (coeficiente g) não é estatisticamente diferente de zero a 10%.

Apêndice 5: Teste de Cointegração para as Exportações Totais com Dummies Sazonais

O procedimento para estimar as elasticidades de longo prazo para as exportações totais com dummies sazonais é o mesmo. Antes de iniciar os testes de cointegração, faz-se necessário especificar o número de defasagens (r) do vetor autoregressivo (VAR). Para tanto, adotou-se o critério de informação de Schwarz, bem como testes-F para exclusão de variáveis e testes de autocorrelação serial dos resíduos, encontrando-se um modelo VAR de ordem 3, a partir do qual é realizada a análise de cointegração. Como os testes de presença de raiz unitária indicaram que as variáveis são integradas de ordem um, aplica-se os testes de cointegração de Johansen (1988 e 1991) e Johansen e Juselius (JJ) (1990, 1992, 1994).

Teste de Cointegração de Máxima Verossimilhança JJ

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística	95% Valor Crítico
	Teste Maior Autovalor		
$r = 0$	$r = 1$	26,316	27,584
$r \leq 1$	$r = 2$	11,159	21,132
$r \leq 2$	$r = 3$	8,574	14,265
	Teste Traço		
$r = 0$	$r \geq 1$	47,938	47,856
$r \leq 1$	$r \geq 2$	21,622	29,797
$r \leq 2$	$r \geq 3$	10,462	15,495

Apenas o resultado do teste traço sugere que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Ou seja, embora as variáveis na equação sejam não estacionárias, a combinação linear é estacionária e isso implica que elas não podem se distanciar muito do longo prazo. O quadro abaixo ilustra as estimativas dos vetores de cointegração de longo prazo.

Estimativas de Longo Prazo dos Vetores de Cointegração

LnX	LnWX	LnREER	LnCRB
1,00	-0,792	-0,424	-0,849
	(0,038)	(0,111)	(0,214)

A relação de longo prazo correspondente ao primeiro autovetor, normalizado para X comprova a importância do comércio mundial, da taxa de câmbio real e dos preços internacionais de commodities como variáveis relevantes do volume das exportações totais: um aumento de 10% no comércio mundial corresponde, no longo prazo, a um aumento de 8% nas exportações brasileiras, ao passo que uma desvalorização real do câmbio em 10% deve produzir uma elevação de 5% no nível de exportações. O volume exportado é preço-inelástico, como o coeficiente da taxa de câmbio real estimado de 0,48. Por fim, um aumento de 10% nos preços de commodities eleva em 8% o volume de exportações brasileiras.

Estimação do Modelo de Correção de Erros

Depois de estabelecida a relação de cointegração, o modelo de correção de erros (VEC) pode ser estimado para determinar o comportamento dinâmico da oferta de exportação. Seguindo a sugestão de Hendry (1995) de especificação geral para específica, foram incluídas três defasagens das variáveis explicativas, eliminado posteriormente as variáveis insignificantes. O modelo encontrado que melhor se ajusta aos dados foi reportado no quadro 5.1.3..

Modelo de Correção de Erros

Variável dependente: ΔX			
Regressores	Parâmetros Estimados	Desvio-padrão	Estatística-t
Constante	-0,040	0,037	-1,087
ΔX_{t-2}	-0,203	0,108	-1,879
$D2$	0,129	0,047	2,712
$D3$	0,138	0,072	1,910
ECT_{t-1}	-0,307	0,105	-2,927
R^2 ajustado	0,685		

No modelo estimado acima, as dummies do segundo e terceiro trimestres (1 para o trimestre correspondente e zero para os demais) surgiram como determinante da função de oferta de exportação de curto prazo para o Brasil.

O coeficiente estimado do termo de correção de erros (-0,31) é estatisticamente significante a 5% e apresenta o sinal apropriado (negativo). Ele sugere a validade da relação de longo prazo entre as variáveis na equação acima. O coeficiente estimado no valor de -0,31 sugere que o sistema corrige o desequilíbrio no período anterior em 31% por trimestre.

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo