


**UNESP**  UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA  
"JÚLIO DE MESQUITA FILHO"  
Faculdade de Ciências e Letras  
Campus de Araraquara - SP

**Douglas Alcântara Alencar**

**Crescimento Econômico Restrito Pelo Balanço de  
Pagamentos, no Brasil: 1951-2008**



ARARAQUARA – S.P.  
2011

DOUGLAS ALCÂNTARA ALENCAR

## **Crescimento Econômico Restrito Pelo Balanço de Pagamentos, no Brasil: 1951-2008**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências e Letras – Unesp/Araraquara, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

**Linha de pesquisa: Teoria Econômica**

**Orientador: Prof. Dr. Eduardo Strachman**

**Bolsa: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior**

ARARAQUARA – S.P.  
2011

DOUGLAS ALCÂNTARA ALENCAR

## **Crescimento Econômico Restrito Pelo Balanço de Pagamentos, no Brasil: 1951-2008**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências e Letras – Unesp/Araraquara, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

**Linha de pesquisa: Teoria Econômica**

**Orientador: Prof. Dr. Eduardo Strachman**  
**Bolsa: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior**

Data da defesa: 08/04/2011

### **MEMBROS COMPONENTES DA BANCA EXAMINADORA:**

---

**Presidente e Orientador: Prof. Dr. Eduardo Strachman**  
Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” Campus Araraquara.

---

**Membro Titular: Prof. Dr. Frederico Gonzaga Jayme Junior**  
Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Economia

---

**Membro Titular: Prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto**  
Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” Campus Araraquara.

**Local:** Universidade Estadual Paulista  
Faculdade de Ciências e Letras  
UNESP – Campus de Araraquara

## AGRADECIMENTOS

À minha família pela paciência nesses anos em que não pude estar sempre presente, às minhas irmãs Cristiane e Patrícia, ao meu pai Cristovão Ferreira Alencar, e um agradecimento especial para a minha mãe Djanete Alcântara Vieira, que em todos os momentos me apoiou incondicionalmente, inclusive financeiramente, nunca me deixando desistir, principalmente no começo da graduação.

Aos meus amigos pela paciência, por eu não poder estar presente todas às vezes nos encontros. Em especial a Eduardo Alves, Hebert, Pitter, Lando, Gil, Johnny, Giva, Carlos, Vitor, Carlos Amaro, Deyse, Ângela, André, Eduardo Paiva, Daniel, Fernando, Priscila, Lourenço, Vanderson, Claudio, Cecília, Eduardo, Luciene, Paulo, Henrique, Rúbia, Glauber, Elson, e um agradecimento especial ao Stênio, meu companheiro de estudos de matemática durante o mestrado.

Aos meus professores de graduação, que sempre me apoiaram Roberta Muramatsu, Álvaro Alves de Moura Júnior, Pedro Raffy Vartanian, André Fernandes Lima, Mônica Yukie Kuwahara, Eraldo Genin Fiore, Gustavo Gomes de Freitas, José Caio Racy, Leonardo Fernando Cruz Basso, Mauricio Loboda Fronzaglia, Paulo Dutra Costantin, Ricardo Amorim, Raphael José Bicudo Pereira Sobrinho e Prof. Paulo Rogério Scarano, que tanto me ensinou sobre economia.

Aos meus professores do mestrado Enéias Gonçalves de Carvalho, Rogério Gomes, Alexandre Sartoris Neto, André Luiz Correa, Mário Augusto Bertella e, em especial, ao meu orientador Eduardo Strachman, que teve paciência e dedicação, desde o meu primeiro contato com a Unesp.

E à minha companheira de todos os momentos, sem a qual, esse trabalho certamente não teria sido concluído, Mariana.

## **RESUMO**

O objetivo desse trabalho é identificar se o crescimento econômico no Brasil no longo prazo sofreu alguma restrição promovida pelo Balanço de Pagamentos. Assim, as questões de pesquisa que norteiam este trabalho podem ser expressas da seguinte maneira: o crescimento econômico do Brasil no período marcado entre os anos de 1951 e 2008 foi restrito pelo Balanço de Pagamentos? Para responder a essa questão trabalhamos com a abordagem de crescimento restrito pelo setor externo proposta, entre outros, por Lima e Carvalho (2009). Em relação aos testes estatísticos, utilizamos a metodologia do Vetor de Correção de Erros (VEC). Concluímos que, para o período pesquisado, a taxa de crescimento econômico do Brasil foi restrita pelo setor externo, confirmando a teoria acerca da abordagem sobre restrição externa, para a história econômica brasileira.

**Palavras – chave:** crescimento econômico. Restrição externa. Séries temporais.

## **ABSTRACT**

The aim of this study is to identify IF the economic growth in Brazil over the long term has been somewhat restricted by the Balance of Payments. The research questions that guide this work can be expressed as follows: the economic growth of Brazil in the period marked between the years 1951 to 2008 is restricted by the Balance of Payments? To answer this question we work with the approach of external sector restricted growth proposed, among others, by Lima and Carvalho (2009). Regarding the statistical tests, we used the method of the Vector Error Correction (VEC). We conclude that for the period studied the rate of economic growth in Brazil was restricted by the external sector, confirming the theory about the approach of external sector restricted growth, in relations to the economic history of Brazil.

Key-words: Economic growth, external constraint, times series.

## LISTA DE QUADROS

<b>Quadro 1: Testes realizados do crescimento econômico em relação ao Balanço de Pagamentos do Brasil</b> .....	p.12
<b>Quadro 2: Resumo dos testes realizados sobre a validade da taxa de câmbio real</b> .....	p.14
<b>Quadro 3: Testes do Crescimento Econômico Restrito pelo Balanço de Pagamentos</b> .....	p.70
<b>Quadro 4: Resumo dos Testes da validade da taxa de câmbio real</b> .....	p.81

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: VEC 1 teste 1.....	p.59
Tabela 2: VEC 1 teste 1 - teste sob restrição McCombie.....	p.60
Tabela 3: VEC 1 teste 1 - teste sob restrição Alonso.....	p.62
Tabela 4: VEC 2 teste 2.....	p.62
Tabela 5: VEC 2 teste sob restrição McCombie.....	p.63
Tabela 6: VEC 2 teste sob restrição Alonso.....	p.64
Tabela 7: VEC 3.....	p.65
Tabela 8: VEC 3 teste sob restrição McCombie.....	p.66
Tabela 9: VEC 3 teste sob restrição Alonso.....	p.67
Tabela 10: VEC 4.....	p.68
Tabela 11: VEC 4 teste sob restrição McCombie.....	p.69
Tabela 12: VEC 4 teste sob restrição Alonso.....	p.69
Tabela 13: Dados anuais de 1951-08, câmbio real calculado em relação aos preços dos nacionais.....	p.74
Tabela 14: Dados anuais de 1951-1979, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.....	p.75
Tabela 15: Dados anuais de 1980-2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.....	p.77
Tabela 16: Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.....	p.79
Tabela 17: Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado pelo IPEADATA.....	p.80
Tabela 18: Quebra estrutural nos anos 80 com dados anuais de 1951-08.....	p.85
Tabela 19: quebra estrutural para os anos 90.....	p.86
Tabela 20: Teste de quebra estrutural em 1994.....	p.87
Tabela 21: quebra estrutural nos anos 90.....	p.87
Tabela 22: quebra estrutural, em 1994 com dados trimestrais.....	p.89
Tabela 23: Teste Dickey-Fuller Aumentado para variáveis selecionadas.....	p.99
Tabela 24: Teste Phillips-Perron.....	p.103
Tabela 25: O teste KPSS.....	p.106

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>10</b>
<b>CAPÍTULO 1: UMA ANÁLISE DA ABORDAGEM DE THIRLWALL E DA EVOLUÇÃO TEÓRICA A PARTIR DELA</b> .....	<b>17</b>
<b>1.1 O MULTIPLICADOR DE COMÉRCIO HARROD</b> .....	<b>17</b>
<b>1.2 A ABORDAGEM THIRLWALL DE CRESCIMENTO ECONÔMICO COM RESTRIÇÃO EXTERNA</b> .....	<b>18</b>
<b>1.3 INCLUINDO FLUXOS DE CAPITAL: A ABORDAGEM PROPOSTA POR THIRLWALL E HUSSAIN (1982)</b> .....	<b>21</b>
<b>1.4 A ESTRATÉGIA PARA O TESTE DE DETERMINAÇÃO: A ABORDAGEM “THIRLWALL” DE MCCOMBIE (1989)</b> ..	<b>24</b>
<b>1.5 INCLUINDO RESTRIÇÃO AO ENDIVIDAMENTO EXTERNO: A ABORDAGEM MORENO-BRID (1989)</b> .....	<b>25</b>
<b>1.6 INCLUINDO RESTRIÇÃO AO ENDIVIDAMENTO EXTERNO: A ABORDAGEM MORENO-BRID (2003)</b> .....	<b>27</b>
<b>1.7 INCLUINDO FLUXOS DE CAPITAL SEM RESTRIÇÕES AO ENDIVIDAMENTO EXTERNO: A VERSÃO LIMA E CARVALHO (2009)</b> .....	<b>29</b>
<b>1.8 LEI DE THIRLWALL MULTI-SETORIAL – A VERSÃO DE ARAÚJO E LIMA (2007)</b> .....	<b>30</b>
<b>1.9 ALGUMAS APLICAÇÕES PARA O BRASIL</b> .....	<b>35</b>
<b>CAPÍTULO 2: ANÁLISE DOS DADOS</b> .....	<b>43</b>
<b>2.1 UMBREVE PANORAMA DA ECONOMIA BRASILEIRA, COMO PANO DE FUNDO PARA OS TESTES ESTATÍSTICOS (1951-2008)</b> .....	<b>46</b>
<b>2.2. METODOLOGIA</b> .....	<b>51</b>
<i>2.2.2 Testes do crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos</i> .....	<i>52</i>
<i>2.2.3 Teste de cointegração de Johansen (1995)</i> .....	<i>54</i>
<b>2.3 TESTES: CRESCIMENTO ECONÔMICO RESTRITO PELO BALANÇO DE PAGAMENTOS</b> .....	<b>57</b>
<b>2.3.1 Elasticidade-renda das importações de 1951 a 2008</b> .....	<b>57</b>
<b>2.3.1 Vetor de correção dos erros</b> .....	<b>59</b>
<b>2.3.2 Elasticidade-renda das importações anuais (com a taxa de câmbio real calculada com base no deflator implícito do PIB)</b> .....	<b>61</b>
<b>2.3.3 Elasticidade-renda das importações – dados trimestrais – taxa de câmbio real calculada em relação ao IPCA-Brasil</b> .....	<b>64</b>
<b>2.3.4 Elasticidade-renda das importações – dados trimestrais – e câmbio real calculado pelo IPEADATA</b> ..	<b>67</b>
<b>2.4 A VALIDADE DA TAXA DE CÂMBIO REAL</b> .....	<b>72</b>
<b>2.4.1 Teste 5: Dados anuais de 1951-08, câmbio real calculado em relação aos preços dos nacionais</b> .....	<b>73</b>
<b>2.4.2 Teste 6: Dados anuais de 1951-1979, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA</b> .....	<b>75</b>
<b>2.4.3 Teste 7: Dados anuais de 1980-2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA</b> .....	<b>76</b>
<b>2.4.4 Teste 8: Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA</b> .....	<b>77</b>
<b>2.4.5 Teste 9: Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado pelo IPEADATA</b> .....	<b>79</b>
<b>2.5 TESTE DA ESTABILIDADE ESTRUTURAL DOS PARÂMETROS: A ABORDAGEM DA VARIÁVEL DUMMY</b> .....	<b>84</b>
<b>3. CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	<b>91</b>
<b>4. BIBLIOGRAFIA</b> .....	<b>95</b>
<b>APÊNDICE A</b> .....	<b>99</b>
<b>APÊNDICE B – TESTES DE RESTRIÇÃO EXTERNA</b> .....	<b>108</b>
<b>APÊNDICE C - TESTE DA VALIDADE DO CÂMBIO REAL</b> .....	<b>129</b>
<b>ANEXO A</b> .....	<b>144</b>



## Introdução

O objetivo desse trabalho é analisar se o crescimento econômico no Brasil sofreu bloqueio, devido a restrições externas, vale dizer, em consequência de seu Balanço de Pagamentos. Para tanto, faz-se necessária uma caracterização da questão do crescimento econômico sob restrição promovida pelo Balanço de Pagamentos, com uma revisão bibliográfica das teorias que englobam essa questão, mais precisamente, a partir da abordagem de crescimento econômico sob restrição externa elaborada, em seu modelo seminal, por Thirlwall (1979). Esta pode ser expressa da seguinte forma:  $y = \frac{x}{\pi}$ , sendo  $y$  o crescimento econômico compatível com o equilíbrio no Balanço de Pagamentos;  $x$  a taxa de crescimento das exportações; e  $\pi$  a elasticidade-renda das importações, ou seja, no longo prazo a expansão da renda real interna é dada pela relação entre o crescimento das e a elasticidade-renda por importações do país a ser analisado.

A abordagem proposta por aquele autor, no entanto, não explicava bem as experiências de países em desenvolvimento, levando a que outros autores, alguns em conjunto com o próprio Thirlwall, passassem a ampliar a abordagem, a fim de englobar outros componentes do Balanço de Pagamentos, como, por exemplo, em uma abordagem levando em consideração os fluxos de capitais (Thirlwall e Hussain, 1982); uma restrição ao endividamento externo (Moreno-Brid, 1989), e uma restrição ao endividamento externo, embutindo também na análise o pagamento de juros (Moreno-Brid, 2003), ou ainda, em uma abordagem sem quaisquer restrições ao endividamento externo (Lima e Carvalho, 2009).

O Brasil foi escolhido por se tratar de uma das maiores economias da América Latina, com um crescimento econômico médio de 5%, entre 1951-2008. As questões de pesquisa que norteiam este trabalho podem ser expressas da seguinte maneira: o crescimento econômico do Brasil, no período demarcado, foi restrito pelo Balanço de Pagamentos?

Quanto à metodologia, primeiramente, é preciso explicar os testes estatísticos usuais aplicados também nesta dissertação, para séries temporais, tais como: teste de raiz unitária, com base em Dickey-Fuller; KPSS; e metodologia de Vetor de Correção de Erros (VEC), para a seleção de defasagem. Fez-se necessário também realizar testes de cointegração, a fim de obter o vetor de correção dos erros, o qual mostra se as séries temporais guardam uma relação de longo

prazo. A aplicação para a abordagem de crescimento sob restrição externa é simplificada para a expressão conhecida como Lei de Thirlwall, que pode ser denotada, como explicado, por  $y = \frac{x}{\pi}$ .

Os passos para a realização dos testes estatísticos podem ser resumidos como segue:

1. Como se trata de séries temporais, precisamos verificar se as séries são estacionárias, sendo, então, necessário realizar os testes de raiz unitária. No caso do presente trabalho, utilizamos os testes de: a) Dickey-Fuller aumentado; b) Phillips-Perron; e c) estacionariedade KPSS.
2. O passo seguinte é selecionar as defasagens no modelo VAR, pois as defasagens de um modelo VEC possuem uma defasagem a menos do que no modelo VAR.
3. É preciso realizar o teste de cointegração de Johansen.
4. Trabalharemos com o modelo de correção dos erros (VEC).
5. E por fim, efetuamos o teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera.

No longo prazo, como explicado, a expansão da renda real interna é dada pela relação entre a elasticidades-renda das exportações para o resto do mundo e a elasticidade-renda por importações do país a ser analisado. Em um primeiro teste, utilizamos a proposta de McCombie (1989), que define a elasticidade hipotética como sendo a taxa que iguala a taxa de crescimento observada e a teórica  $\pi^* = \frac{x_a}{y_a}$ , com o subscrito  $a$  representando as taxas médias de crescimento das exportações e da renda, em um determinado período. Então, se  $\pi^*$  for estatisticamente diferente do que a taxa estimada, podemos refutar a hipótese de que a taxa de crescimento econômico é restrita pelo Balanço de Pagamentos. Um teste alternativo a esse, proposto por McCombie, consiste em regredir a renda efetiva em termos de taxas de crescimento, e compará-la com a renda estimada pelo modelo, através da metodologia do vetor de correção dos erros (VEC), como sugere Alonso (1999), se essa renda estimada pelo modelo for estatisticamente diferente de zero, podemos concluir que o crescimento sofreu restrição pelo Balanço de Pagamentos. Isto significaria que essas taxas de crescimento podem guardar uma relação de longo prazo, sendo que Britto e McCombie (2009) utilizam metodologia semelhante.

A fim de verificar se o Brasil teve seu crescimento restrito pelo setor externo, foram realizados quatro diferentes testes, cujos resultados são mostrados de forma resumida, no quadro abaixo: no primeiro teste (teste 1), testamos o crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos com relação à taxa de câmbio real calculada com base no índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna – IGP-DI), de 1950 a 1979, e, de 1980 a 2008, com base no índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA); no segundo teste de restrição do crescimento pelo Balanço de Pagamentos, a taxa de câmbio real foi calculada com relação ao deflator implícito do PIB; no terceiro, a taxa de crescimento econômico do país foi calculada com base nos dados trimestrais de 1980-08 e com a taxa de câmbio real sendo calculada com relação ao IPCA; e por fim, no quarto teste, ainda com os dados trimestrais, a taxa de câmbio real foi calculada, entretanto, pelo IPEA–Data<sup>1</sup>. Abaixo o quadro com os principais resultados:

**Quadro 1: Testes realizados do crescimento econômico em relação ao Balanço de Pagamentos do Brasil**

Definição dos parâmetros	<b>Teste 1</b> Elasticidade renda das importações, 1951-2008, com dados anuais - Taxa de câmbio real com relação ao IPCA	<b>Teste 2</b> Elasticidade-renda das importações, 1951-2008, com dados anuais - taxa de câmbio real, calculada com relação ao deflator implícito do PIB	<b>Teste 3</b> Elasticidade-renda das importações, 1980-2008, com dados trimestral - taxa de câmbio real calculada com relação ao IPCA	<b>Teste 4</b> Elasticidade-renda das importações, 1951-2008, com dados trimestral - taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA
--------------------------	---	---	--	---

Na sequência, dado que a taxa de câmbio real foi não significativa no longo prazo para alguns dos testes em relação à restrição externa e pelo fato de esta taxa ser objeto de grande controvérsia dentro da discussão da abordagem de crescimento sob restrição pelo Balanço de Pagamentos, fizemos cinco testes para analisar se taxa de câmbio real é válida para o Brasil, com base na seguinte equação:

<sup>1</sup> Definição do IPEADATA para a série **Taxa de câmbio - efetiva real - INPC - exportações - índice (média 2005 = 100)**: 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\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em questão 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

$$\ln x_{liq} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{c\~{a}mbio real}) + \beta_2 \ln(\text{com\~{e}rcio mundial}) + \beta_3 \ln(\text{renda interna})$$

sendo  $x_{liq}$  as exportações líquidas (exportação-importação); para o comércio mundial utilizamos as importações mundiais em dólares constantes, como *proxy*. Foram realizados 5 testes em relação a equação acima.

Para essa seção do trabalho, realizamos cinco testes. Em um primeiro experimento, analisamos o período compreendido entre 1951 e 2008 (teste 5), sendo a taxa de câmbio real calculada da forma tradicional  $(P^*/P) \times E = ER$ . Para essa taxa, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI), de 1950 a 1979, calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005, e, de 1980 a 2008, o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005. As variáveis exportação e importação foram deflacionadas pelo IPC-EUA, assim como as importações internacionais<sup>2</sup>.

Em um segundo e terceiro experimentos, dividimos os dados anuais, primeiro para o período entre 1951-1979 (teste 6), sendo que, para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se, para o período 1951-1979, o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI) calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005; e, na sequência, para 1980-2008 (teste 7) com dados anuais, para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em

2005. Em um quarto experimento, fizemos o mesmo teste para o período compreendido entre 1980 e 2008 (teste 8), com dados trimestrais e, em relação à taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, sempre com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, com base 100 em 2005; ainda, em relação

---

<sup>2</sup> O Produto Interno Bruto do Brasil, a preços constantes, foi, como sempre, coletado junto ao IBGE.

ao mesmo período, ou seja de 1980-2008, realizamos um último teste (teste 9), novamente com dados trimestrais, mas com a taxa de câmbio real agora sendo a calculada pelo IPEADATA<sup>3</sup>.

**Quadro 2: Resumo dos testes realizados sobre a Taxa de Cambio**

<p><b>Definição dos Parâmetros</b></p>	<p><b>Teste 5</b> Dados anuais de 1951 a 2008. Para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i>; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI), de 1950 a 1979, calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005, e, de 1980 a 2008, o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005</p>	<p><b>Teste 6</b> Dados anuais de 1951 a 1979. Para a taxa de câmbio real utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i>; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI) calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005</p>	<p><b>Teste 7</b> Dados anuais de 1980 a 2008. Par a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, também com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i>; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, com base 100 em 2005.</p>
--	---	--	--

<p><b>Teste 8</b> Dados trimestrais de 1980 a 2008. Para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i>; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE</p>	<p><b>Teste 9</b> Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado em relação aos 16 principais parceiros comerciais do Brasil, pelo IPEADATA</p>
--	--

<sup>3</sup> Definição do IPEADA para a série **Taxa de câmbio - efetiva real - INPC - exportações - índice (média 2005 = 100)**: 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\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço

Em um outro tópico deste trabalho, realizamos o teste da quebra estrutural<sup>4</sup>. Quando realizamos o teste em relação à quebra estrutural com dados **anuais** de 1951-08, observamos que, nos anos 1980, não houve quebra estrutural na renda e na taxa de câmbio real; já quando realizamos o teste para quebra estrutural nos anos 1990, observamos que houve quebra estrutural. E quando o teste é realizado para quebra estrutural especificamente em 1994, ano de implantação do Plano Real, verificamos que houve quebra estrutural tanto na renda quanto na taxa de câmbio real. Ainda dentro dos testes em relação à quebra estrutural, realizamos também o teste, agora com dados **trimestrais**, para o período compreendido entre 1980 e 2008.

No que se refere aos dados sobre os quais se fundamenta esta dissertação, aqueles sobre importações do Brasil foram coletados da base de dados do Banco Central do Brasil, tendo sido deflacionados pelos preços no atacado dos EUA, com base em 2005. Os dados referentes ao Produto Interno Bruto do Brasil, a preços constantes, foram coletados junto ao IBGE. Para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, deflacionados, com base em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*. Em relação aos preços internos, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna – IGP-DI), de 1950 a 1979, calculado pela FGV-RJ, com base em 2005, e, de 1980 a 2008, o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, igualmente com base em 2005. Utilizamos ainda o deflator implícito do PIB, em um teste adicional, o qual será detalhado mais adiante. O

---

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.

<sup>4</sup> O teste da quebra com variáveis dummies, pode ser explicado como segue:

$$Dln(m) = a + \pi Dln(y) + \psi Dln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right) + \pi Dln DU + \psi Dln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right)DU$$

Sendo;

$a$  = intercepto

$\pi Dln(y)$  = diferença do logaritmo da elasticidade-renda da demanda;

$\psi Dln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right)$  = diferença do logaritmo da taxa de câmbio real;

$\pi Dln DU$  = diferença do logaritmo da elasticidade-renda da demanda com Dummy;

$\psi Dln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right)DU$  = diferença do logaritmo da taxa de câmbio real com Dummy;

Onde,  $D=0$  corresponde sempre ao primeiro período, e  $D=1$  sempre o segundo período. Sendo que  $\pi Dln(y)$  é o coeficiente de inclinação diferencial, indicando quanto o coeficiente de inclinação da função elasticidade-renda da demanda do primeiro período difere do coeficiente de inclinação da função elasticidade-renda do segundo período; o mesmo vale para  $\psi Dln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right)$ , que é o coeficiente de inclinação diferencial, indicando quanto o coeficiente de inclinação da função taxa de câmbio real do primeiro período difere do coeficiente de inclinação da função taxa de câmbio real do segundo período.

câmbio nominal foi coletado junto ao IPEADATA, através dos dados do dólar estadunidense comercial de compra, de fim do período. A taxa de câmbio real foi calculada da forma mais usual, sendo  $ER = \frac{P^*}{P} \times E^5$ . Os dados em relação ao deflator implícito do PIB foram coletados junto ao IPEA-DATA. Os dados sobre o Balanço de Pagamentos utilizados no trabalho foram coletados junto ao Banco Central do Brasil e deflacionados com base no IPC-EUA. As fontes dos dados são: IPEA-DATA, IBGE e BCB.

Esse trabalho está dividido em dois capítulos além dessa introdução. No primeiro capítulo, fazemos um estudo acerca da evolução da abordagem sobre crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos. Inicialmente, mostramos a abordagem proposta por Harrod (1933) e, em seguida, a de Thirlwall (1979), daquela derivada, em suas linhas gerais. Na sequência, exploramos a primeira tentativa de incluir nesta abordagem fluxos de capitais, como proposto por Thirlwall e Hussain (1982). Em seguida, mostramos sucintamente os modelos de Moreno-Brid (1999; 2003), os quais, além de incluir os fluxos internacionais de capitais e de pagamento de juros, colocam uma restrição ao crescimento da dívida externa. Dando continuidade ao trabalho, apresentamos a abordagem de Lima e Carvalho (2009), a qual também inclui os fluxos internacionais de capitais e o pagamento de juros, mas não coloca qualquer restrição ao endividamento externo. Adicionalmente, apresentamos o modelo proposto por Araújo e Lima (2007), os quais desenvolvem uma versão multi-setorial para o modelo de Thirlwall (1979). Por fim, ainda nesse primeiro capítulo, retomamos algumas aplicações dessa abordagem de crescimento econômico restrito pelo setor externo.

No segundo capítulo, além dos testes mencionados acima, apresentamos a metodologia completa acerca dos dados utilizados nesse trabalho, inclusive a referente à estatística. Em seguida, mostramos os resultados completos alcançados, já brevemente resumidos nesta introdução. E, por fim, apresentamos uma breve conclusão, expondo os principais pontos discutidos e resultados atingidos neste trabalho.

---

<sup>5</sup> Sendo “P\*” os preços no atacado dos Estados Unidos, com base 100, em 2005; “P” os preços ao consumidor, no Brasil, com base 100, em 2005; “E” a taxa de câmbio nominal sendo taxa de câmbio - R\$/US\$ comercial de compra, de fim de período; e “ER” a taxa de câmbio Real.

## Capítulo 1: Uma Análise da Abordagem de Thirlwall e da Evolução Teórica a Partir dela

Uma das formas de avaliar se uma determinada economia está sendo restrita pelo Balanço de Pagamentos é através da abordagem originalmente desenvolvida por Thirlwall (1979). Partindo da hipótese simplificadora de que os fluxos líquidos de capitais estrangeiros são nulos e os termos de troca são constantes, Thirlwall e autores que se lhe seguiram chegaram ao resultado de que a taxa de crescimentos de longo prazo da renda de um país está condicionada à taxa de crescimento das exportações em relação à elasticidade renda por importações e, em modelos mais complexos, também ao saldo líquido de longo prazo de capitais (Thirlwall; Hussain, 1982; Moreno-Brid, 1998-99; 2003; Barbosa Filho, 2002; 2004).

A abordagem criada por Thirlwall, a qual pode ser apresentada de forma aproximada por  $y = x/\pi$ , significa que, no longo prazo, a taxa de crescimento da renda interna passa a ser a relação entre a taxa de crescimento das exportações dividida pela elasticidade-renda das importações. Essa dinâmica é similar ao multiplicador de comércio de Harrod (1933), o qual foi revisto por Kaldor (1966, 1970, 1972, 1975) e por Kennedy and Thirlwall (1979). Em seu trabalho original, Harrod assume que não há poupança, investimento, atividade do governo e que os termos de troca são constantes. Vale ressaltar que, nas abordagens de Thirlwall e nas que se lhe seguiram, muitos adotaram essa hipótese de que os termos de troca são constantes.

### 1.1 O MULTIPLICADOR DE COMÉRCIO HARROD

Sendo a renda dada pelo consumo (C) e pelas exportações (X), e os gastos internos determinados pelo consumo e importações (M), no equilíbrio, temos:

$$Y = C + X \quad (1.1)$$

$$Y = C + M \quad (1.2)$$

E

$$X = M \quad (1.3)$$

Colocando em termos da função importação:



$$M = \bar{M} + mY \quad (1.4)$$

Onde  $\bar{M}$  é o nível de importações autônomas, e  $m$  é a propensão marginal a importar. Substituindo temos:

$$X = \bar{M} + mY \quad (1.5)$$

$$Y = \frac{X - \bar{M}}{m} \quad (1.6)$$

Assim em termos de taxas de variação temos:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta X} = \frac{\Delta Y}{-\Delta \bar{M}} = \frac{1}{m} \quad (1.7)$$

O multiplicador  $\frac{1}{m}$  trará o balanço de pagamentos para o equilíbrio, ou por uma alteração na renda interna ou por alterações nas exportações ou importações autônomas. Tornando essa última equação uma equação dinâmica, temos:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \left( \frac{\frac{\Delta X}{X}}{\pi} \right) \quad (1.8)$$

Colocando em termos de taxas de crescimento,

$$y = \frac{x}{\pi} \quad (1.9)$$

Que é a própria lei de Thirlwall, derivada do multiplicador de comércio de Harrod (1933).

## 1.2 A ABORDAGEM THIRLWALL DE CRESCIMENTO ECONÔMICO COM RESTRIÇÃO EXTERNA

Nesse trabalho realizaremos um levantamento dos modelos de restrição ao crescimento derivados do modelo original de Thirlwall. O modelo de restrição do Balanço de Pagamentos, criado por Thirlwall, afirma que a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do Balanço de Pagamentos de cada país é uma relação direta entre a elasticidade-renda da demanda externa por suas exportações e a elasticidade-renda por importações. No equilíbrio:

$$\frac{Yd}{Yw} = \frac{\xi}{\pi} \quad (1.10)$$

Onde;

$Yd$  = taxa de crescimento da renda doméstica

$Yw$  = taxa de crescimento da renda internacional

$\xi$  = elasticidade-renda por exportações

$\pi$  = elasticidade-renda por importações

Na formulação original, Thirlwall (1979) especifica da seguinte maneira a condição de equilíbrio externo:

$$PdXt = PfMtEt \quad (1.11)$$

Sendo  $X$  o volume das exportações,  $Pd$  o preço das exportações em moeda local,  $M$  o volume das importações,  $Pf$  o preço das importações em moeda estrangeira, e  $E$  a taxa de câmbio nominal. Expressando a equação (1.11) em taxas de crescimento, obtém-se:

$$pd + x = pf + m + e \quad (1.12)$$

Como a demanda externa por exportações, assim como a demanda interna por importações, depende dos preços relativos, das elasticidades-preço e renda, e da renda doméstica ( $Y$ ) e estrangeira ( $Z$ ), temos:

$$M = a \left( \frac{P_f E}{P_d} \right)^\psi Y^\pi \quad (1.13)$$

$$X = b \left( \frac{P_d}{P_f E} \right)^\eta Z^\varepsilon \quad (1.14)$$

Em que “a” e “b” são constantes,  $\psi$  é a elasticidade-preço das importações,  $\pi$  é a elasticidade-renda da demanda por importações,  $\eta$  é a elasticidade-preço das exportações, e  $\varepsilon$  é a elasticidade-renda da demanda internacional pelas exportações domésticas. Colocando essas equações (1.13) e (1.14) em termos de taxas de crescimento temos:

$$x = \eta (pd - e - pf) + \varepsilon z \quad (1.15)$$

$$m = \psi (pf + e - pd) + \pi y \quad (1.16)$$

Substituindo (1.15) e (1.16) em (1.12) e resolvendo para  $y$ , vamos obter a solução para a taxa de crescimento econômico compatível com o crescimento no Balanço de Pagamentos  $Y_{BP}$ :

$$Y_{BP} = \frac{(1 + \eta + \psi)(pd - pf - e) + \varepsilon z}{\pi} \quad (1.17)$$

Assim, um aumento nos preços internos diminui o crescimento compatível com o Balanço de Pagamentos e um aumento dos preços externos aumenta o crescimento interno compatível com o Balanço de Pagamentos. Caso uma desvalorização continua no câmbio eleve  $Y_{BP}$ , ou seja, uma desvalorização cambial aumenta as exportações líquidas. Então um aumento da renda externa e uma diminuição da elasticidade renda das importações aumentarão o  $Y_{BP}$ . Além disso, se os termos de troca, ou taxa de câmbio real, forem constantes ( $e = 0$ ) e se supusermos também que a inflação externa é igual à inflação interna ( $pd - pf = 0$ ), a equação (1.17) é simplificada para a expressão conhecida como Lei de Thirlwall<sup>6</sup>:

$$Y_{BP} = \frac{x}{\pi} \quad (1.18)$$

---

<sup>6</sup> Em que  $x = \varepsilon z$ , por definição.

Ou seja, no longo prazo a expansão da renda real interna é dada pela relação entre a taxa de crescimento das exportações e a elasticidade-renda por importações dos países analisados (Moreno-Brid & Pérez, 2003).

Essa suposição de que os termos de troca são próximos de zero é sujeita a críticas, feitas principalmente pelos adeptos da teoria neoclássica, já que, dessa forma, o ajuste no BP é feito via renda e não via preços, fator extremamente importante para os economistas neoclássicos. Thirlwall (1979) defende que empiricamente não se sustenta o ajuste via preços.

### **1.3 INCLUINDO FLUXOS DE CAPITAL: A ABORDAGEM PROPOSTA POR THIRLWALL E HUSSAIN (1982)**

A abordagem de Thirlwall (1979) parece explicar bem o crescimento econômico dos países desenvolvidos. No entanto, não consegue explicar o crescimento para países em desenvolvimento e, menos ainda, diferenças de crescimentos entre os países.

“The growth experience of the developing countries over the last thirty years has been even more diverse than that of the developed countries, and can hardly be explained by reference to differences in the autonomous rate of factor supplies.” (Thirlwall & Hussain, 1982, p. 500).

Assim, o modelo original de Thirlwall deixa de abordar uma questão importante em relação aos países em desenvolvimento. Isto é explorado em Thirlwall e Hussain (1982), o qual inclui a conta capital e a possibilidade de desequilíbrio do BC no modelo. Assim:

$$Pd X_t + F = Pf M_t E_t \quad (1.19)$$

Em que F representa o movimento de capital em moeda doméstica. Em termos de taxas de variação, temos:

$$\theta (pd + x) + (1 - \theta) f = pf + m + e \quad (1.20)$$

sendo que o parâmetro  $\theta$  e  $(1 - \theta)$  representa a participação respectiva do saldo de transações correntes e da entrada de capital, nas receitas líquidas do exterior, ou  $(X+F)$ . Assim, substituindo (1.15) e (1.16) em (1.20) e resolvendo para  $y$ , obtemos o novo equilíbrio dado por:

$$Y_{BP}^* = \frac{(1 + \theta \eta + \psi) (pd - pf - e) + \theta \varepsilon z + (1 - \theta) (f - pd)}{\pi} \quad (1.21)$$

sendo  $Y_{BP}^*$  a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio no BP, existindo um desequilíbrio inicial; o termo  $(1 + \theta \eta + \psi) (pd - pf - e)$  representando o impacto de mudanças nos preços relativos e do efeito nos termos de troca;  $\theta \varepsilon z$  referindo-se ao efeito de mudanças na renda externa; e  $(1 - \theta) (f - pd)$  representando os efeitos da conta capital sobre a taxa de crescimento. Supondo que, no longo prazo, os termos de troca são próximos de zero e que a inflação externa se aproxima da inflação interna, temos:

$$Y_{BP}^* = \frac{\theta x + (1 - \theta) (f - pd)}{\pi} \quad (1.22)$$

Quando não existe um desequilíbrio inicial, a lei de Thirlwall original é um caso especial do modelo expandido, em que  $\theta = 1$ . Se existir um desequilíbrio inicial e não houver entrada de capital, a taxa de crescimento deverá ser restringida. Dessa forma

$$Y_{BP} - Y_{BP}^* (f = 0) = \frac{(1 - \theta) (pd + x)}{\pi} \quad (1.23)$$

Dessa forma, se houver algum desequilíbrio na taxa de crescimento, por exemplo, em exportações e importações,  $f > 0$ . Assim, igualando (1.22) e (1.23) e resolvendo para  $f$ , temos:

$$f = pd + x \quad (1.24)$$

Os preços relativos são, então, um resíduo do modelo original em relação ao modelo de 1982 ampliado. É possível decompor o crescimento em três partes: em relação à Balança de Transações Correntes (BC), em relação à conta capital, e em relação aos termos de troca. Thirlwall e Hussain (1982) fazem uma aplicação da abordagem para alguns países, dentre eles Brasil e México<sup>7</sup>. Os autores argumentam que:

“To throw more light on the question of the relative importance of growth from the Harrod trade multiplier result, it is interesting to divide the countries in [...] two groups: those where growth has exceeded the predicted rate and those where it has fallen below. For those countries with  $y > y_b$ , we expect real capital inflows to have grown faster than the volume of exports, and for this to be the major explanation of the positive difference, unless relative price changes have been favorable to the relaxation of the balance of payments constraint on growth. Counterwise for those countries with  $y < y_b$ , we expect real capital inflows to have grown slower than export volume unless the negative difference is wholly accounted for by the (adverse) effect of relative price changes.”(Thirlwall & Hussain, 1982, p. 506).

Isto significa que, para os países em que o crescimento real foi maior que o crescimento estimado, os fluxos de capital cresceram mais rapidamente do que o volume das exportações; caso contrário, os fluxos de capital para dado país evoluíram de forma mais lenta do que as exportações. Para o Brasil, o crescimento estimado, de 4%, no período de 1951 a 1969, foi menor do que o crescimento real, de 9,5%. Para o caso do México, o crescimento estimado ( $Y_b = x/\pi$ ) foi de 12%, enquanto o crescimento real foi de 4,8%.

---

<sup>7</sup> Além do Brasil e México, os autores fazem testes para Tunísia, Paquistão, Tailândia, Sri Lanka, Costa Rica, Equador, Honduras, Colômbia, Marrocos, Jamaica, Sudão, Filipinas, Zaire, Portugal, Quênia, Turquia, Chipre e Índia.

#### **1.4 A ESTRATÉGIA PARA O TESTE DE DETERMINAÇÃO: A ABORDAGEM “THIRLWALL” DE McCOMBIE (1989)**

McCombie (1989) propõe um teste alternativo para avaliar se determinada economia tem seu crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos. Ele define a elasticidade hipotética como sendo a taxa que iguala a taxa de crescimento observada e a teórica  $\pi' = x/y$ , sendo  $x$  e  $y$  as taxas médias de crescimento das exportações e da renda no período. Então, se  $\pi'$  for estatisticamente diferente da taxa estimada, podemos refutar a hipótese de que a taxa de crescimento econômico é restrita pelo Balanço de Pagamentos.

McCombie (1997) faz o teste da lei de Thirlwall para os EUA, Japão e Reino Unido. Para o cálculo da elasticidade-renda das importações, usa a função tradicional das variáveis em nível. Antes de proceder à estimação da função, realiza testes de estacionariedade das variáveis envolvidas no estudo e conclui que as séries são estacionárias. Realiza ainda uma série de ponderações acerca das estratégias, tanto em relação a como proceder quanto ao teste da lei de Thirlwall, ou seja, analisar se determinada economia tem seu crescimento econômico restringido pelo Balanço de Pagamentos, quanto em relação à utilização das variáveis em nível, já que pode ocorrer das séries temporais serem não estacionárias, o que acarretaria em um problema de regressão espúria. Para aquele trabalho, McCombie utiliza dados das já mencionadas economias dos EUA, RU e Japão, de 1952 a 1993, e conclui que, para EUA e Reino Unido, o crescimento econômico é próximo da taxa de crescimento do Balanço de Pagamentos, com as variáveis em nível. Para o Japão o crescimento econômico é mais lento do que o crescimento do Balanço de Pagamentos. Por outro lado, com as variáveis em primeira diferença, o crescimento econômico do Japão é próximo do crescimento promovido pelo Balanço de Pagamentos, sugerindo que, o crescimento econômico dessa economia pode estar sob restrição externa.

## 1.5 INCLUINDO RESTRIÇÃO AO ENDIVIDAMENTO EXTERNO: A ABORDAGEM MORENO-BRID (1989)

Uma eventual entrada de capitais estrangeiros poderia aliviar alguma restrição no BP. No entanto, fluxos contínuos de capitais trazem à tona a questão do endividamento externo e de seus compromissos, o que é abordado por Moreno-Brid (1998-99)<sup>8</sup>.

“The model put forward by Thirlwall and Hussain undoubtedly made the BPC framework more useful for the empirical analysis of developing economies. However, as mentioned before, their treatment of foreign capital ignored the potential complications introduced by external debt accumulation and, therefore, ignored an element that, in practice, has frequently derailed apparently sound and strong economic growth processes. In fact, this shortcoming may question whether the balance-of-payments-constrained rate of economic growth identified by the BPC model should indeed be interpreted as a long-term equilibrium trajectory” (Moreno-Brid, 1998, p. 285).

Nesse modelo, Moreno-Brid inclui uma restrição em relação ao endividamento, como um limite da razão conta corrente/PIB, que consiste de uma razão observada nos mercados quanto à insolvência em relação às dívidas dos países. Assim:

$$B = \frac{(P_f EM - P_d X)}{P_d Y} = \frac{M_d - X}{Y} \quad (1.25)$$

Sendo B o déficit em conta corrente como proporção do PIB e  $M_d$  as importações em moeda local. Derivando a equação 1.25 e igualando a zero, como condição de estabilidade da conta corrente, temos:

$$dB = 0 = \left(\frac{M_d}{Y}\right) md - \left(\frac{X}{Y}\right) x - \left(\frac{M_d - X}{Y}\right) y + \left(\frac{M_d}{Y}\right) (pf + e - pd)$$

---

<sup>8</sup> Ou seja, os países não conseguem se endividar indefinidamente. Como se sabe, muitos países, incluindo México, Argentina e Brasil, além de outros países de nível baixo, ou mesmo médio, de renda, da América do Sul e Central, África, Ásia e África, sofreram crises profundas por conta dessa questão do endividamento externo, nos anos 80.



$$= \left( \frac{M_d - X}{Y} \right) [\mu m d - (\mu - 1)x - \mu(pd + e - pf)y] \quad (1.26)$$

Dividindo os dois lados por B e simplificando, Moreno-Brid chega a:

$$b = 0 = \mu m - (\mu - 1)x - \mu(pd + e - pf)y \quad (1.27)$$

Sendo que  $\mu$ , representa a relação inicial de importações sobre o déficit em transações correntes. Dessa forma, podemos observar que as equações modificadas por Moreno-Brid são as equações de demanda das importações e exportações.

$$\mu = \frac{P_f EM}{P_f EM - P_d X} \quad (1.28)$$

Solucionando o sistema de equações (1.15), (1.16), (1.27) e (1.28) temos a taxa de crescimento da economia compatível com equilíbrio no Balanço de Pagamentos:

$$y_{ca} = \frac{(\mu - 1) \varepsilon z + [\mu ((1 + \eta + \psi) - \eta)] (pd - e - pf)}{\pi \mu - 1} \quad (1.29)$$

Aqui Moreno-Brid divide e multiplica a equação acima por  $\frac{1}{\mu}$  e faz  $\mu = \frac{1}{1 - \theta}$ . Sendo  $\theta = \frac{P_d X}{P_f EM}$ , temos:

$$y_{ca} = \frac{\theta \varepsilon z + (1 + \theta \eta + \psi) (pd - e - pf)}{\pi - (1 - \theta)} \quad (1.30)$$

E fazendo a suposição usual de que os termos de troca são próximos a zero:

$$y_{ca} = \frac{\theta \varepsilon z}{\pi - (1 - \theta)} \quad (1.31)$$

A interpretação desse resultado sugere que, se existe um desequilíbrio inicial e esse não for compensado pelo aumento nas exportações, pode haver pressão sobre o BP, restringindo o crescimento econômico.

### **1.6 INCLUINDO RESTRIÇÃO AO ENDIVIDAMENTO EXTERNO: A ABORDAGEM MORENO-BRID (2003)**

Moreno-Brid (2003) faz uma reformulação no modelo convencional de Thirlwall, a fim de captar o impacto da restrição criada pelos fluxos de capitais, explicitando os pagamentos de juros, o que não tinha feito no seu modelo de 1998-99.

“The purpose of this paper is twofold. The first is to present a version of the BPC model that explicitly takes interest payments into account and — though not necessarily imposing as a long-run condition the constancy of the interest rate — guarantees a sustainable path of external debt accumulation (Moreno-Brid, 2003, p. 347).

Ele parte das funções de demanda por exportação e importações (1.15) e (1.16), para então sugerir uma forma alternativa para essas funções, com isso, além das equações das exportações e importações do modelo original, introduz outra condição de equilíbrio no BP, dada por:

$$e + pf + m = \theta_1(pd + x) - \theta_2(pd + r) + (1 - \theta_1 + \theta_2)(pd + f) \quad (1.32)$$

Sendo  $r$  a variação de juros líquidos e  $\theta_1$  e  $\theta_2$  as razões medidas no período inicial:

$$\theta_1 = \frac{P_d X}{P_d E M} \quad (1.33)$$

$$\theta_2 = \frac{P_d R}{P_f M E} \quad (1.34)$$

Ademais, vai introduzir nessas funções de demanda por importações e exportações uma condição de endividamento sustentável, determinada pela relação entre a conta corrente e PIB:

$$\frac{F}{Y} = k \quad (1.35)$$

Sendo essa equação apresentada em termos de taxa de variação temos:

$$f + pd = y + pd \quad (1.36)$$

Substituindo essa restrição ao endividamento (1.36) em (1.32) e resolvendo para  $y$  o sistema de equações (1.15), (1.16), (1.32), (1.33), (1.34), podemos obter a taxa de crescimento econômico compatível com o equilíbrio do Balanço de Pagamentos, agora explicitando o pagamentos de juros e impondo uma restrição ao endividamento externo:

$$y_{ca} = \frac{\theta_1 \varepsilon z t - \theta_2 r + (1 + \theta \eta + \psi)(pd - e - pf)}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (1.37)$$

E se  $pd = e + pf$ , ou seja, a suposição de que as taxas de inflação externa e interna são as mesmas e que a taxa nominal de câmbio não influencia no longo prazo, temos:

$$y_{ca} = \frac{\theta_1 x - \theta_2 r}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (1.38)$$

Assim, na equação de equilíbrio do BP, fica claro que se pode alterar completamente o equilíbrio de longo prazo com a entrada e saída de capitais, somadas ao pagamento de juros e amortizações.

Moreno-Brid (2003) faz o teste empírico para o México, entre 1967 e 1999, utilizando a metodologia de McCombie (1997), para testar a sua abordagem. Em relação à especificação da elasticidade-demanda por importações, o autor propõe um parâmetro para estimar barreiras não tarifárias. A função é especificada da seguinte forma:

$$\ln (mt) = \beta_0 + \beta \ln yt + \beta \ln (Pmt / Pdt) + \beta q + ut \quad (1.39)$$

Por construção, o valor de  $q$  deve ficar entre zero e um ( $0 \leq q \leq 1$ ). Se esse valor for 0, ou próximo, significa que o país em questão não promove nenhuma barreira relativa às importações. Os testes de raiz unitária tiveram como resultado que as séries envolvidas no trabalho são estacionárias e, utilizando as técnicas usuais de cointegração, o autor chega à conclusão de que a elasticidade-renda das importações e o parâmetro relativo às barreiras à entrada de importações de bens e serviços, são significativamente diferentes de zero. Entretanto, a série de câmbio real não é significativamente diferente de zero, o que significa que, no longo prazo, essa variável não exerce influência sobre o equilíbrio de longo prazo do Balanço de Pagamentos. Ele faz o teste em relação a restrição externa a partir da proposta de McCombie (1989) explicada anteriormente, e conclui que para o período pesquisado o crescimento econômico do México é restrito pelo Balanço de Pagamentos<sup>9</sup>.

### **1.7 INCLUINDO FLUXOS DE CAPITAL SEM RESTRIÇÕES AO ENDIVIDAMENTO EXTERNO: A VERSÃO LIMA E CARVALHO (2009)**

Lima e Carvalho (2009) alteram algumas relações do modelo de Moreno-Brid (2003), o qual fica da seguinte forma:

$$P_d X + P_d F + P_d R = P_f M E \quad (1.40)$$

Colocando a equação (1.40) em termos de taxa de crescimento obtemos:

$$pdx + pdf + pdr = pfme \quad (1.41)$$

Os autores definem  $f$  como o valor real dos fluxos de capital e  $r$  como o valor real dos serviços de capital, ambos medidos em moeda estrangeira. E ainda utilizando as funções de demanda por importações e exportação – e solucionando o sistema de equações (1.15), (1.16),

(1.32), (1.33), (1.34) e resolvendo para  $y$  – obtemos a taxa de crescimento econômico compatível com o equilíbrio no Balanço de Pagamentos, com fluxos de capitais, pagamento de juros ao setor externo e sem impor nenhuma restrição à entrada de capitais, como faz Moreno-Brid (2003):

$$y_{BP} = \frac{\theta_1 x + (1 + \psi)(pd - pf - e) - \theta_2 r + (1 - \theta_1 + \theta_2)f}{\pi} \quad (1.42)$$

As especificações do modelo de Lima e Carvalho (2009) são interessantes, por captar a conta capital, os pagamentos de serviços de capital, além de incluir os termos de troca. É importante notar que eles não colocam nenhuma restrição à captação externa e ao endividamento externo, fato importante de ser considerado, dada a evolução recente do Balanço de Pagamentos para o Brasil.

### 1.8 LEI DE THIRLWALL MULTI-SETORIAL – A VERSÃO DE ARAÚJO E LIMA (2007)

Araújo e Lima (2007) desenvolvem uma abordagem alternativa para a Lei de Thirlwall, em um modelo multi-setorial de uma economia em que a demanda varia ao longo do tempo a taxas específicas de cada um dos setores de dois diferentes países. Em que A denota o país desenvolvido e U o país subdesenvolvido. Ambos os países produzem  $n-1$  bens de consumo. O fluxo das mercadorias físicas e monetário das *commodities* no país U pode ser resumido por três condições: condição de pleno emprego, gasto pleno da renda nacional e equilíbrio na balança comercial. A definição para a condição de pleno emprego pode ser expressa como segue:

$$\sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} + \zeta a_{i\hat{n}}) a_{ni} = 1 \quad (1.43)$$

em que  $a_{in}$  e  $a_{i\hat{n}}$  são os coeficientes da demanda *per capita* de *commodities* finais  $i$ , com  $i=1,2,\dots,n-1$ . O primeiro termo refere-se à demanda interna e o último à demanda externa. Sendo

---

<sup>9</sup> A teoria estatística utilizada por Moreno-Brid (2003) será apresentada no segundo capítulo, na seção de metodologia.

$a_{ni}$  o coeficiente da produção de bens de consumo que representa a quantidade de trabalho empregado em cada setor. O setor doméstico no país A é denotado por  $\hat{n}$  e o tamanho da população dos dois países está relacionado um com o outro pelo coeficiente de proporcionalidade  $\zeta$ . A condição de pleno gasto da renda nacional pode ser expressa pela seguinte equação:

$$\sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} + a_{i\hat{n}})a_{ni} = 1 \quad (1.44)$$

onde  $a_{in}$  é o coeficiente da demanda per capita por importações das *commodities*  $i$  produzidas no país A. Já o equilíbrio na balança comercial é dado por:

$$\sum_{i=1}^{n-1} (\zeta a_{i\hat{n}} + a_{in})a_{ni} = 0 \quad (1.45)$$

Uma propriedade dessa abordagem é que o equilíbrio da balança comercial pode ser escrito não em termos de preços, mas em termos de coeficientes de trabalho, ou seja, o coeficiente de trabalho  $a_{ni}$  é dado tanto pelo peso na demanda por exportações quanto no coeficiente da demanda por importações de *commodities*  $i$ . A solução para o sistema das quantidades físicas pode ser expressa como segue:

$$X_i = (a_{in} + \zeta a_{i\hat{n}})X_n \quad i = 1, 2, \dots, n - 1 \quad (1.46)$$

Onde  $X_i$  é o montante da produção das *commodities*  $i$ , e  $X_n$  é a população no país U. A quantidade física de *commodities* comercializáveis produzidas no país U poderá ser determinada pela soma da demanda estrangeira e doméstica, com o  $p_i$  sendo o preço das *commodities*  $i$  no país U e  $w_u$  a taxa de salário uniforme. A solução conjunta dos preços pode ser expressa por:

$$p_i = a_{ni}w_u \quad i = 1, 2, \dots, n - 1 \quad (1.47)$$

A equação (1.47) implica que a quantidade relativa de trabalho regula o preço relativo das *commodities* dentro dos limites da fronteira de cada país. Assume-se que  $p_i \leq p_i$ , o que significa que o país U não tem uma vantagem comparativa na produção do bem i, e que a demanda por suas *commodities* i é igual a zero. Se  $p_i > p_i$ , supõe-se que a demanda externa pelas *commodities* i é dada por uma função padrão de exportação. Essas condições podem ser expressas como segue:

$$x_{i\hat{n}} = \begin{cases} 0 & \text{se } p_i < p_i \\ \left(\frac{p_i}{p_i}\right)^{\eta_i} Y_A^{\beta_i} & \text{se } p_i \geq p_i \end{cases} \quad (1.48)$$

Onde  $x_{i\hat{n}}$  é a demanda externa pelas *commodities* i,  $\eta_i$  é a elasticidade-preço da demanda por exportações das *commodities* i ( $\eta < 0$ ), sendo  $\beta_i$  a elasticidade-renda por exportações, e  $Y_A$  á renda nacional do país A. O coeficiente *per capita* da demanda externa pelas *commodity* i pode ser dado pela próxima equação, a qual pode ser obtida através da divisão da equação (1.48) por  $X_{\hat{n}}$ , na qual a renda per capita do país é denotada por  $y_A$ :

$$a_{i\hat{n}} = \begin{cases} 0 & \text{se } p_i < p_i \\ \left(\frac{p_i}{p_i}\right)^{\eta_i} Y_A^{\beta_i} X_{\hat{n}}^{\beta_i-1} & \text{se } p_i \geq p_i \end{cases} \quad (1.49)$$

Utilizando a mesma lógica para as exportações, se  $p_i > p_i$ , é assumido que a função padrão da demanda por importações das *commodities* i no país U é igual a zero. O coeficiente das importações *per capita* da *commodities* i pode ser expressa como:

$$a_{in} = \begin{cases} 0 & \text{se } p_i < p_i \\ \left(\frac{p_i}{p_i}\right)^{\psi_i} Y_U^{\phi_i} X_n^{\phi_i-1} & \text{se } p_i \geq p_i \end{cases} \quad (1.50)$$

Onde  $\psi_i$  é a elasticidade-preço da demanda por importações da *commodity* i ( $\psi_i < 0$ ),  $\phi_i$  é a elasticidade-renda da demanda por importações e  $Y_U$  é a renda real do país U. Obtendo o

logaritmo natural em ambas as partes da equação (1.49) e diferenciando em relação ao tempo, podemos obter a taxa de crescimento per capita da demanda por exportação da *commodity* i:

$$\frac{\dot{a}_{i\hat{n}}}{a_{i\hat{n}}} = \begin{cases} 0 & \text{se } p_i < p_i \\ \eta_i(\sigma_i^U - \sigma_i^A) + \beta_i\sigma_y^A + (\beta_i - 1)\hat{g} & \text{se } p_i \geq p_i \end{cases} \quad (1.51)$$

Na equação (1.51) seguiremos por convenção que:  $\frac{\dot{p}_i}{p_i} = \sigma_i^U$ ,  $\frac{\dot{p}_i}{p_i} = \sigma_i^A$ ,  $\frac{\dot{y}_A}{y_A} = \sigma_y^A$  e  $\frac{\dot{x}_{\hat{n}}}{x_{\hat{n}}} = \hat{g}$ .

Adotando o mesmo procedimento para a equação (1.50) e, por convenção, supondo que  $\frac{\dot{y}_U}{y_U} = \sigma_y^U$  e  $\frac{\dot{x}_n}{x_n} = g$ , obtemos a versão dinâmica:

$$\frac{\dot{a}_{in}}{a_{in}} = \begin{cases} 0 & \text{se } p_i < p_i \\ \psi_i(\sigma_i^A - \sigma_i^U) + \phi_i\sigma_y^U + (\phi_i - 1)g & \text{se } p_i \geq p_i \end{cases} \quad (1.52)$$

Assumindo que a taxa de variação dos preços da *commodity* i é igual em ambos os países, isto é, que  $\sigma_i^U = \sigma_i^A$  e que a taxa de crescimento da população é constante,  $g = \hat{g} = 0$ , as equações (1.51) e (1.52) podem ser simplificadas para:

$$\frac{\dot{a}_{i\hat{n}}}{a_{i\hat{n}}} = \beta_i\sigma_y^A \quad (1.53)$$

$$\frac{\dot{a}_{in}}{a_{in}} = \phi_i\sigma_y^U \quad (1.54)$$

Para que o equilíbrio no balanço de pagamentos seja mantido, é necessário que a taxa de variação da equação (1.45) seja igual a zero, o que significa que:



$$\sum_{i=1}^{n-1} (\zeta \dot{a}_{i\hat{n}} - \dot{a}_{in}) a_{ni} + \sum_{i=1}^{n-1} (\zeta a_{i\hat{n}} - a_{in}) \dot{a}_{ni} = 0 \quad (1.55)$$

Supondo que não existe progresso técnico, isto é que  $\dot{a}_{ni} = 0$ , a equação (1.55) pode ser reescrita como:

$$\sum_{i=1}^{n-1} (\zeta \dot{a}_{i\hat{n}} - \dot{a}_{in}) a_{ni} = 0 \quad (1.56)$$

Substituindo as expressões (1.53) e (1.54) na equação (1.56), podemos obter após algumas manipulações algébricas:

$$\sigma_y^U = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \xi \beta_i a_{i\hat{n}} a_{ni}}{\sum_{i=1}^{n-1} \phi_i a_{in} a_{ni}} \sigma_y^A \quad (1.57)$$

A expressão (1.57) nos mostra a relação entre a taxa de crescimento da renda per capita no país U e A. Podemos definir  $\Delta$  como:

$$\Delta = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \xi \beta_i a_{i\hat{n}} a_{ni}}{\sum_{i=1}^{n-1} \phi_i a_{in} a_{ni}} \quad (1.58)$$

Para a situação em que o desenvolvimento econômico seja desigual, temos o caso em que  $\Delta < 1$ , o que implica que a renda per capita do país avançado cresce a uma taxa mais elevada que a renda per capita do país subdesenvolvido. Pode ser demonstrado que  $\Delta < 1$  se e somente se:

$$\sum_{i=1}^{n-1} (\phi_i a_{in} - \xi \beta_i a_{i\hat{n}}) a_{ni} < 0 \quad (1.59)$$

Essa inequação mostra que a parcela dos gastos de bens de consumo do país A em U é maior que a parcela dos gastos com consumo de bens do país U em A. Resumindo a equação (1.53), e depois de manipulações algébricas obtemos:

$$\sigma_y^A = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \frac{\dot{a}_{i\hat{n}}}{a_{i\hat{n}}}}{\sum_{i=1}^{n-1} \beta_i} \quad (1.60)$$

Substituindo (1.60) em (1.57) obtemos:

$$\sigma_y^U = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \xi \beta_i a_{i\hat{n}} a_{ni}}{(\sum_{i=1}^{n-1} \phi_i a_{in} a_{ni}) (\sum_{i=1}^{n-1} \beta_i)} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\dot{a}_{i\hat{n}}}{a_{i\hat{n}}} \quad (1.61)$$

A equação (1.61) é a versão de Araújo e Lima (2007) da Lei Thirlwall multi-setorial. Essa equação mostra que uma taxa de crescimento da renda per capita no país U é diretamente proporcional à taxa de crescimento das suas exportações, e inversamente relacionada à elasticidade-renda da demanda por importações. Essas elasticidades, por sua vez, são ponderadas por coeficientes que medem a participação de cada setor no total das exportações e importações, respectivamente. A implicação interessante da lei de Thirlwall multi-setorial é que mudanças na composição da demanda, ou na estrutura produtiva, que não são refletidas em mudanças nas elasticidades-renda, podem ser refletidas na participação de cada setor das exportações ou importações (Gouvêa e Lima, 2010).

## 1.9 Algumas aplicações para o Brasil

Thirlwall e Hussain (1982) fazem uma aplicação para o Brasil, trabalhando com o período que se estende de 1951 a 1969 e chegando à conclusão de que o crescimento médio do período, de 9,5 %, pode ser explicado em 4% pelas exportações, 0,1% por variações nos preços relativos e 5,4% pelos movimentos de capitais.

López e Cruz (2000) fazem um estudo da relação da lei de Thirlwall para Argentina, Brasil, México e Colômbia. Eles estão interessados principalmente em verificar o quanto são importantes os termos de troca para determinar o crescimento dos países. Os autores tratam a taxa de câmbio real como um instrumento de política econômica, a qual pode favorecer o crescimento, mesmo existindo restrições pelo lado do Balanço de Pagamentos. López e Cruz (2000) chegam a três considerações importantes: a primeira é a confirmação da lei de Thirlwall para as economias em questão; segundo, que existe uma relação de longo prazo entre PIB e taxa de câmbio real; e terceiro, que existe uma relação entre taxa de câmbio e demanda agregada para os países selecionados.

López e Cruz (2000) começam trabalhando com alguns gráficos que relacionam o crescimento do produto e as taxas de crescimento das exportações e importação, ficando clara a relação entre tais variáveis. Relacionam também a taxa de câmbio com o saldo do balanço comercial, ficando clara essa relação no longo prazo, o que contraria a hipótese de que, no longo prazo, os termos de troca seriam constantes ou ainda não significativos. Por outro lado, eles fazem uma análise de cointegração entre as variáveis PIB e exportação e, para todos os países envolvidos em sua pesquisa, acham um vetor de cointegração, o que é suficiente para corroborar a lei de Thirlwall. Além disso, fazem um teste de causalidade de Granger, que aponta que a causalidade o sentido vai das exportações para o PIB, confirmando a lei de Thirlwall. Os autores utilizam o VAR para testar a hipótese de que os termos de intercâmbio sejam constantes. Contudo, para Argentina e Brasil, uma desvalorização cambial reduziria o produto, mas para Colômbia e México uma desvalorização cambial aumenta o produto.

“The sign associated with the RER variable indicates whether the impact of variations of the real exchange rate on domestic output was negative or positive during the period of study. In the case of Colombia and Mexico, the sign was positive, which would indicate that a rise in the real exchange rate helped to achieve a higher growth rate of output in the long run. Argentina and Brazil are in a different situation because, from the negative signs for the RER, we can infer that a higher real exchange rate was accompanied with a lower rate of growth of output.”(López & Cruz, 2000, p. 486).

A fim de analisar a condição Marshall-Lerner, os autores utilizam o modelo VAR, testando o balanço comercial como variável dependente e, como variáveis independentes, o produto estrangeiro, o produto interno e os termos de troca. Como esperado, o produto estrangeiro tem uma relação positiva com o saldo do Balanço de Pagamentos e o produto interno tem uma relação negativa. Já os termos de troca apresentam, para o Brasil, o sinal contrário do esperado, invalidando assim a condição Marshall-Lerner.

Bértola, Higachi e Porcile (2002) fazem o teste utilizando séries temporais para a lei de Thirlwall, para o Brasil, no período que se estende de 1890 a 1973. Seus resultados confirmam a existência, no longo prazo, de relações, para o Brasil, entre as variáveis produto, termos de troca e renda mundial. Além disso, eles fazem um modelo de correção dos erros e conseguem explicar as variações de curto prazo para essas variáveis. Os autores assim dividem o período estudado: primeiro consideram o período conhecido como *export-leg*, que se estende de 1890 a 1930; em seguida, o teste é feito para o período conhecido na literatura sobre economia brasileira como substituição de importações, que se estende de 1930 a 1973, parando o trabalho nesse período, por avaliarem que, na seqüência da história econômica brasileira, a conta capital passa a ter relevância e o modelo deles não inclui a conta capital. Os autores justificam o período considerado por ser aquele que, grosso modo, pode representar o processo de substituição de importações, quando o crescimento econômico brasileiro, principalmente após 1930, foi puxado pela substituição das importações e, principalmente, por volta de 1970, quando as restrições no Balanço de Pagamentos se mostraram de forma mais evidente.

Em relação ao tratamento econométrico, Bértola, Higachi e Porcile (2002) tentam identificar a ordem de integração das variáveis incluídas no modelo, ou seja, produto interno, termos de troca e renda externa. Quando fazem um tratamento dos dados, ou seja, tiram a primeira diferença e passam a utilizar logaritmos nas variáveis, o resultado a que chegam com o teste t-ADF é que as variáveis apresentam uma relação de longo prazo. O resultado em relação à condição Marshall-Lerner não se confirma para os dados em relação ao Brasil, apresentado um sinal contrário em relação ao normalmente esperado, sendo não significativo estatisticamente. No entanto, em relação ao produto interno e à renda externa, os parâmetros são significativamente diferentes de zero. Os autores fazem o teste de causalidade e é confirmada a hipótese já esperada de que o crescimento da economia brasileira seja determinado, ao menos no que tange ao BP,

pelas exportações. Em relação às flutuações de curto prazo, os termos de troca ainda são não significantes para explicar os ajustes, contudo 41% das variações de curto prazo na economia brasileira, no período, podem ser atribuídas à lei de Thirlwall.

Jayne Jr (2003) testa a lei de Thirlwall para o Brasil no período que se estende de 1955 a 1998, utilizando técnicas de cointegração e *vector error correction (VEC)*, para entender a dinâmica de curto prazo em relação às variáveis exportações e produto interno. Através destes testes, Jayme Jr. (2003) corrobora a hipótese de que as exportações explicam a dinâmica do produto interno. Seus resultados corroboram a lei de Thirlwall para o Brasil, em que grande parte do crescimento do produto interno, pelo menos em relação aos fatores relativos ao BP, é relacionada com as variações das exportações. No entanto, utilizando funções de resposta ao impulso, o autor acha que o sentido da causalidade entre o produto interno e exportações é duplo, indo tanto do produto para exportações quanto de exportações para produto.

Silva (2008) realiza um estudo para o ano de 2003 sobre as interações entre o crescimento econômico, as inovações tecnológicas e a concorrência. Ele apresenta um modelo teórico que sintetiza os pré-supostos fundamentais das teorias kaldorianas e evolucionárias acerca do crescimento econômico. Para cumprir os objetivos da sua pesquisa, ele começa trabalhando com o conceito de competitividade industrial, baseado na hipótese de que o regime tecnológico condiciona o desempenho inovativo das firmas e indústrias. Com isso, elabora uma taxonomia industrial, cujo critério de agrupamento foi buscado nas características do regime tecnológico e nos fatores que interferem na competitividade externa de cada grupo setorial. Foram identificados, na economia brasileira, três grupos dos setores industriais e um pelo setor de serviços<sup>10</sup>. Em conformidade com esse agrupamento, constrói um modelo do tipo insumo-produto, mas em que o crescimento da produção de cada setor é liderado pelas exportações setoriais. Uma das conclusões do trabalho é que o tipo de mudança e as posições competitivas de cada grupo no início do experimento afetam sobremaneira as trajetórias temporais dos indicadores de produção e competitividade, no âmbito setorial da economia brasileira. Ele argumenta que algumas mudanças no âmbito setorial aumentam o nível tecnológico de alguns grupos setoriais, mas não afetam substancialmente as taxas de crescimento da economia e da

---

<sup>10</sup> Para o setor de serviços, o autor não fez um estudo aprofundado sobre a competitividade industrial, dada a escassez de referências teóricas e aplicadas.

produção setorial. Por outro lado, algumas mudanças no âmbito macroeconômico, que promovem o crescimento econômico, foram acompanhadas de redução do nível de competitividade de alguns setores da economia.

Lima e Carvalho (2009) fazem um estudo da economia brasileira a partir de 1930, o qual se estende até 2004. Primeiro, realizam uma análise histórica da economia brasileira, começando pelo processo de substituição de importações, fazendo uma crítica ao novo modelo econômico adotado pelo governo brasileiro, a partir da década de 1990, em que o crescimento econômico passou a ser menor, se comparado com o período anterior. Em relação ao modelo de crescimento restrito pelo Balanço de Pagamentos, realizam uma inovação, incluindo no modelo os fluxos de capitais e a conta de serviços, sem impor qualquer restrição ao endividamento externo.

Em um primeiro momento, estimam a função importação por meio de técnicas de cointegração para o período de 1930 a 2004, chegando ao resultado de pelo menos uma raiz unitária para cada variável, o que significa que não se trata de uma regressão espúria e que as variáveis guardam alguma relação de longo prazo. No entanto, estimando essa função, através da metodologia VAR, chegam ao resultado de que a taxa de câmbio é não significativa. Alguns autores, como Barbosa-Filho (2001), levantam a possibilidade de a taxa de câmbio influenciar o próprio parâmetro das elasticidades, como, por exemplo, a elasticidade-renda das importações.

Em seguida, por meio do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), fazem uma regressão para o período de 1930 a 2004 e, depois, com *dummies* de declividade, testam uma possível quebra estrutural na elasticidade-renda das importações, corroborando a hipótese de que esta quebra vem com o novo modelo econômico implementado, em 1994. Por último, analisam a razão entre as elasticidades e a dinâmica industrial, corroborando a hipótese de que, a partir daquele novo modelo, há um descolamento da dinâmica industrial e das razões das elasticidades, não parecendo, então, haver uma relação entre o componente tecnológico e aquela razão das elasticidades, para o novo modelo de gestão macroeconômica, o que significa que, neste novo modelo, o componente tecnológico não influencia o crescimento do produto.

O trabalho de Lima e Carvalho (2009) é interessante sob vários aspectos. É importante atentar que, no período antes de 1973, a dinâmica do crescimento econômico brasileiro parece estar relacionada a questões mais relativas ao mercado interno ou com o modelo de substituição das importações, do que com alguns componentes do Balanço de Pagamentos, como serviços e

fluxo internacional de capital. Nesse sentido, Bértola, Higachi e Porcile (2002) parecem explicar melhor o crescimento econômico de 1930 a 1973. Por outro lado, a especificação proposta por Lima e Carvalho (2009), ou seja, a última abordagem mostrada no referencial teórico, parece explicar bem a dinâmica do crescimento econômico após 1973, em que esses componentes podem influenciar a restrição imposta pelo Balanço de Pagamentos.

Britto e McCombie (2009) fazem o teste da lei de Thirlwall, para o Brasil, no período de 1951 a 2006. Para isto, realizam os testes usuais, de estacionariedade, para analisar se as variáveis têm raiz unitária e a ordem de defasagem do VAR, a fim de verificar a ordem de cointegração e determinar os vetores de cointegração, estimando o vetor de correção dos erros, para assim encontrar a relação de longo prazo entre as variáveis.

Pelo argumento de Dickey-Fuller (ADF), os autores verificam que as séries temporais de importação, renda interna e termos de troca são estacionárias, caso se utilize a primeira diferença do logaritmo. E que as séries são VAR (2), o que é equivalente ao VEC (1), o que significa que existe, no longo prazo, uma relação entre as variáveis, exceto para os termos de troca, que são não significantes para o período para o qual se estimou o modelo. Para eles, a lei de Thirlwall e a confirmação dela através de métodos econométricos sinalizam para um crescimento de longo prazo conforme com a teoria kaldoriana, na qual o crescimento de longo prazo reflete as características produtoras dos países, as quais, por sua vez, refletem-se nas elasticidades. Dessa forma, para eles, as relações entre as elasticidades se modificam com o novo modelo de gestão macroeconômica adotada pelo Brasil, a partir do Plano Real, apontando para uma perda de dinamismo da economia brasileira.

Gouvêa e Lima (2010) testam se o crescimento econômico das economias da América Latina (Argentina, Brasil, Colômbia e México) e Ásia (Coréia do Sul, Malásia, Filipinas e Singapura) é restrito pelo Balanço de Pagamentos, através da investigação da mudança estrutural, nestes vários países. Essa última é identificada como mudanças na composição setorial das exportações e/ou importações, contribuindo, ou não, para a intensidade da restrição externa. Para isso, eles fazem o teste da lei de Thirlwall original e da versão multi-setorial<sup>11</sup>. O resultado que obtêm é de que a Lei de Thirlwall original é rejeitada no caso da Coréia, contudo, a Lei de Thirlwall multi-setorial não foi rejeitada para nenhum dos países em questão. O período da

pesquisa compreendeu os anos de 1962-2006, sendo os dados coletados junto ao United Nations Commodity Trade Statistics Database (COMTRADE), World Development Indicators (WDI) e International Financial Statistics (IMF). Para identificar as mudanças setoriais nas elasticidades-renda da demanda por importações e exportação, os autores utilizaram os grupos setoriais propostos por Lall (2000)<sup>12</sup>.

Por fim, Silveira, Romero e Britto (2010) escreveram um trabalho cujo objetivo é explorar alguns dos nexos causais entre desenvolvimento do Sistema Nacional de Inovações (SNI), elasticidades-renda da demanda do comércio exterior e crescimento econômico. Eles procuram mostrar como as diferenças entre as taxas de crescimento do produto interno estão ligadas a diferentes elasticidades-renda, que são determinadas pelo grau de maturidade do SNI. A literatura sobre SNIs mostra que uma maior diversificação do produto nacional tem reflexos diretos sobre a pauta comercial de um país, favorecendo a exportação de bens com maior conteúdo tecnológico e alta elasticidade-renda, assim como uma importação de bens mais básicos e mais baixa elasticidade-renda. Desta forma, eles testam a relação entre as exportações e importações de produtos tecnológicos e as patentes registradas, como *proxy* para o desenvolvimento do SNI. Os resultados da análise deles corroboram sua hipótese, de que uma maior proporção de patentes nacionais em relação às mundiais gera maior exportação de bens tecnológicos, através de funções de impulso-resposta e decomposição dos erros de previsão.

---

<sup>11</sup> Ou seja, eles igualmente fazem o teste proposto por Araújo e Lima (2007).

<sup>12</sup> A classificação de Lall pode ser encontrada no **ANEXO A**.



## Capítulo 2: Análise dos Dados

Este segundo capítulo trata dos aspectos empíricos, para o Brasil, no tocante à abordagem proposta por Thirlwall, e está dividido da seguinte forma: na primeira parte faremos um breve paronama da economia brasileira como referencial para os testes empíricos. Em seguida utilizaremos a modificação em relação à abordagem Thirlwall proposta por Lima e Carvalho (2009), mostrando as variáveis selecionadas e como vamos trabalhar com elas. Na terceira seção, detalharemos a metodologia estatística que utilizaremos nesse trabalho, o teste de cointegração de Johansen e, por fim, o modelo de correção dos erros (VEC). Na seção seguinte, faremos o tratamentos estatísticos dos dados. Primeiro faremos o teste em relação à elasticidade-renda da importação, realizando o teste proposto por McCombie (1989) e o teste da regressão, a fim de verificar se o crescimento da renda brasileira, no período 1951-2008, foi restrito pelo Balanço de Pagamentos, sendo que o câmbio real foi calculado com dados da inflação brasileira<sup>13</sup>. Na sequência realizamos novamente o teste da elasticidade-renda da demanda; contudo, dessa vez, com a taxa de câmbio real calculada com base no deflator implícito do PIB<sup>14</sup>. Em seguida, calculamos, a partir de técnicas de cointegração, a elasticidade-renda da demanda com dados trimestrais, de 1980-2008, com a taxa de câmbio real calculada com relação ao IPCA do Brasil. Ainda em relação aos dados trimestrais de 1980-2008, calculamos a elasticidade-renda da

---

<sup>13</sup> Os dados sobre importações do Brasil foram coletados da base de dados do Banco Central do Brasil e deflacionados pelos preços no atacado dos EUA, com base no ano de 2005. Os dados referentes ao Produto Interno Bruto do Brasil, a preços constantes, foram coletados junto ao IBGE. Para a taxa de câmbio real, utilizou-se os preços no atacado dos EUA, com base 100, em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI), de 1950 a 1979, calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005, e de 1980 a 2008 o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005. O câmbio nominal foi coletado junto ao IPEADATA, pelo câmbio comercial de compra no fim do período. O cálculo da taxa de câmbio real foi realizado da forma mais usual, sendo  $(P^*/P) \times E = ER$ .

<sup>14</sup> O deflator implícito do PIB é uma forma de medir o nível geral de preços, obtido a partir da razão entre o PIB nominal e PIB real, e pode ser explícito como segue:

$$\text{Deflator implícito do PIB}_t = \frac{\text{PIB nominal}_t}{\text{PIB real}_t}$$

O método de cálculo do deflator implícito do PIB pode ser explicado da seguinte forma: a) decompõe-se o PIB nominal nos seus componentes de despesa; b) cada componente é deflacionado pelo índice de preços apropriado; c) calcula-se o PIB real como resultado da soma dos componentes deflacionados; e c) calcula-se a razão entre PIB nominal e real. O deflator implícito do PIB mede o preço médio dos bens finais produzidos internamente, sendo o preço de cada um implicitamente ponderado pelo peso destes em termos de quantidades transacionadas no ano em análise. Os dados do deflator implícito do PIB foram coletados junto ao site do IPEADATA.

demanda com o câmbio real calculado pelo IPEADATA<sup>15</sup>. Como temos a possibilidade de encontrar problemas em relação à taxa de câmbio real, iremos fazer testes adicionais em relação à mesma. Para isso, analisaremos se essa condição é válida para o Brasil, a partir de três testes, com base na seguinte equação:

$$\ln xliq = \beta_0 + \beta_1 \ln (\text{câmbio real}) + \beta_2 \ln (\text{comércio mundial}) + \beta_3 (\text{renda interna}) \quad (2.1)$$

Sendo *xliq* as exportações líquidas (exportação/importação) – para o comércio mundial utilizamos como *proxy* as importações mundial em dólares reais (CARVALHO, 2006), ou seja, uma possível equação para o teste da validade do câmbio real. Um primeiro teste em relação à essa equação é realizado com dados anuais de 1951 a 2008. Na sequência, efetuamos o mesmo teste mais duas vezes: inicialmente, com o período dividido entre 1951-1979 e depois 1979-2008; e por último realizamos o teste com dados trimestrais de 1980-2008, primeiro com a taxa de câmbio real calculada com relação ao IPCA e, em seguida, com a taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA.

Uma crítica constante em relação à abordagem de Thirlwall se dá no tocante a quebras estruturais. Na sessão seguinte, faremos o teste da quebra estrutural através da inclusão de uma variável dummy – um primeiro teste com dados anuais de 1951-2008, com dummies de declive e quebra estrutural nos parâmetros da elasticidade-renda da demanda, nos anos de 1980, 1990 e 1994; em seguida, o teste com dummies de declividade com dados trimestrais e com a taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA, sendo os testes de quebra estrutural realizados nos anos de 1990 e 1994. Nesse trabalho, será utilizada uma derivação e atualização do modelo de crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos proposto por Lima e Carvalho 2009:

$$y_{BP} = \frac{\theta_1 x + (1 + \psi)(pd - pf - e) - \theta_2 r + (1 - \theta_1 + \theta_2)f}{\pi} \quad (2.2)$$

---

<sup>15</sup> Definição do IPEADA para a série **Taxa de câmbio - efetiva real - INPC - exportações - índice (média 2005 = 100)**: 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\$/unidade de moeda estrangeira) 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

Sendo que as letras minúsculas representam as taxas de variação das respectivas variáveis e  $\theta_1$  e  $\theta_2$  são as seguintes razões medidas no período inicial:

$$\theta_1 = \frac{PdX}{PdEM} \quad (2.3)$$

$$\theta_2 = \frac{PdR}{PfME} \quad (2.4)$$

Ou, para esse trabalho,  $\theta_1$  representa a proporção das exportações sobre as importações, calculada no período inicial, e  $\theta_2$  representa os capitais externos sobre importações, também calculados no período inicial, ambos os índices calculados em termos reais.

Esse é o modelo que será usado de forma quantitativa/qualitativa, nesta dissertação, a fim de estimar se a taxa de crescimento do Brasil, no período analisado, foi limitada pelo Balanço de Pagamentos. Neste trabalho, tentaremos entender, então, o quanto é importante a questão dos termos de intercâmbio, se eles têm influência no longo prazo e, principalmente, qual é o papel do componente financeiro no ajuste de longo prazo do Balanço de Pagamentos do país.

Para o teste de crescimento econômico de longo prazo restrito pelo Balanço de Pagamentos, utilizaremos o teste proposto por McCombie (1989), que define a elasticidade hipotética como sendo a taxa que iguala a taxa de crescimento observada e a teórica  $\pi^* = \frac{x_a}{y_a}$ , sendo  $x$  e  $y$  as taxas médias de crescimento das exportações e da renda no período. Então se  $\pi^*$  for estatisticamente diferente da taxa estimada podemos refutar a hipótese de que a taxa de crescimento econômico é restrita pelo Balanço de Pagamentos. A elasticidade-renda das importações pode ser expressa por:

$$\pi^* = \frac{\theta_1 x_a + (1 + \psi)(pd - pf - e) - \theta_2 r_a + (1 - \theta_1 + \theta_2) f_a}{y_a} \quad (2.5)$$

Sendo o subscrito  $a$  as taxas de crescimentos das respectivas variáveis. Já o crescimento do produto interno, no período, pode ser calculado da seguinte forma:

---

ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001. Em relação à renda interna, utilizamos a série do PIB a preços de mercado e a deflacionamos pelo IPCA.

$$y^* = \frac{\theta_1 x_a + (1 + \psi)(pd - pf - e) - \theta_2 r_a + (1 - \theta_1 + \theta_2) f_a}{\pi_a} \quad (2.6)$$

Mais uma vez, o subscrito  $a$  representa as taxas de crescimento das respectivas variáveis.

Um teste alternativo a esse proposto por McCombie (1989) consiste em regredir a renda efetiva em termos de taxas de crescimento e compará-la com a renda estimada pelo modelo, essa renda estimada pelo modelo é feita da seguinte forma, para cada período calcula-se a renda pela equação (2.16), contudo a elasticidade-renda e preço das importações são substituídos as taxas de crescimento médias pelos valores estimados pela função de elasticidade-renda e preço das importações, e as outras variáveis são em termos de taxas de crescimento médias, através da metodologia do vetor de correção dos erros (VEC), como aponta Alonso (1999). Isto implica que essas taxas de crescimento podem guardar uma relação de longo prazo, sendo que Britto e McCombie (2009) utiliza uma metodologia semelhante.

## **2.1 Um breve panorama da economia brasileira, como pano de fundo para os testes estatísticos (1951-2008)**

Começamos essa análise remontando ao sistema monetário internacional, conforme estabelecido em Bretton Woods (1944), que conferia ao dólar estadunidense o papel principal, nas transações internacionais, facilitando estas trocas, mas também por ser a moeda da economia dominante e a única que estava atrelada ao ouro, podendo ser convertida a uma taxa de câmbio fixa frente a ele (ainda que apenas por governos e Bancos Centrais) e a outras moedas. As taxas de câmbio de todas as outras moedas eram determinadas, então, tendo esta taxa de conversão dólar-ouro como referência, podendo ser alteradas marginalmente em função das necessidades dos países (Chesnais, 1996).

Em 1971, o acordo de Bretton Woods é desfeito, pois apresentava um problema, que ficou conhecido como o dilema de Triffin: os EUA tinham que gerar déficits no balanço de pagamentos, para promover liquidez internacional. Porém, quanto mais os americanos incorriam em déficits, maior a desconfiança de que o dólar poderia ser convertido à paridade fixa

determinada ao final da II Guerra Mundial. Vale dizer, os EUA eram a principal e quase única fonte de liquidez internacional importante, após a II GM, dado o papel menor de instituições multilaterais como o Banco Mundial e o FMI. Com isso, em 1971, a paridade fixa inicial dólar-ouro é abandonada, após fortes ataques especulativos contra o dólar, levando o governo americano a adotar, posteriormente, após uma desvalorização inicial que perdurou até 1973, uma taxa de câmbio flutuante em relação ao ouro (Eichengreen, 2000).

A partir da década de 1980, a dinâmica de comportamento dos fluxos de capital esteve fortemente determinada por duas mudanças fundamentais no cenário internacional: o acentuado aumento unilateral das taxas de juros nos EUA, primeiramente, a partir do final de 1979, e o crescente racionamento no mercado de crédito externo, sobretudo para os países em desenvolvimento (Tavares, 1985; Fanelli e Machinea, 1997). Estas mudanças no plano internacional tiveram seu primeiro impacto, nos países periféricos, em seus setores externos, visto que esses países tiveram que gerar superávits comerciais substanciais para fazer frente ao aumento no déficit da conta de serviços financeiros, devido àquela elevação dos juros e à conseqüente grande majoração de suas obrigações relacionadas a endividamentos externos, extremamente significativas, no geral, no final dos anos 1970 e começo dos anos 1980. A partir deste desequilíbrio externo, os efeitos se propagaram para o resto de suas economias, sob a forma de crises macroeconômicas – no caso, crises fiscais, financeiras e cambiais simultâneas (Fanelli e Machinea, 1997). Assim, além da incerteza cambial e da desintermediação financeira, um terceiro fator crucial na geração de instabilidade, na década de 1980, foi a extrema fragilidade financeira do setor público. A deterioração do equilíbrio financeiro nas contas públicas foi uma consequência direta da crise da dívida externa e da assunção de grande parte desta dívida, nos países latino-americanos – e no Brasil, entre eles – por parte do setor público (Fanelli e Machinea, 1997).

A profundidade e a persistência dos desequilíbrios externos fizeram com que os sucessivos planos de estabilização implementados durante a década de 1980 fracassassem. Ao terminar a década, o nível de instabilidade macroeconômica era crescente, fazendo com que os países sofressem sucessivos episódios hiperinflacionários (Fanelli e Machinea, 1997). Para compor o quadro internacional, no início da década de 80, o dólar se valorizou em relação às

outras moedas, devido, como vimos, à elevação unilateral dos juros americanos, a partir de 1979 (Tavares, 1985; Eichengreen, 2000).

Na década de 90, ocorrem três processos importantes, em muitos países em desenvolvimento, incluindo o Brasil: uma melhora substancial das contas externas e das reservas dos países em desenvolvimento atingidos, nos anos 1980, pela crise da dívida – devido ao aumento da liquidez internacional e dos fluxos de capitais para estes países; uma redução drástica das barreiras tarifárias, antes muito elevadas; e a queda das barreiras não-tarifárias que protegiam vários mercados nacionais específicos de investimentos estrangeiros, como, por exemplo, no caso da abertura das bolsas e dos bancos aos investimentos estrangeiros e da liberalização dos fluxos de capitais, da abertura do mercado de crédito aos operadores estrangeiros e do declínio acentuado das barreiras ao comércio de serviços, as quais se adicionaram às já mencionadas drásticas reduções nas tarifas para o comércio de bens (Chesnais, 1996). Para Chesnais, a desregulamentação financeira e a liberalização dos fluxos de capitais fizeram com que as taxas de juros e de câmbio nos países em desenvolvimento passassem a ser determinadas pelos grandes fundos de investimento e de pensão. Com isso, houve uma desintermediação generalizada no sistema financeiro destes países, com seus bancos deixando, em boa medida, de fazer a intermediação entre investidores e tomadores de empréstimos. Houve assim um processo de “securitização” do sistema financeiro dos países em desenvolvimento (Chesnais, 1996; Zendron, 2006).

O produto dessa nova forma de empréstimos foi um grande crescimento dos ativos financeiros que podiam ser negociados nos mercados secundários, com os aplicadores tendo, assim, acesso a um alto grau de liquidez (Zendron, 2006). Na realidade, os bancos dos países desenvolvidos tomaram uma atitude em relação à “securitização”, durante a crise da dívida dos países em desenvolvimento: por volta de 1985, organizaram um mercado secundário de empréstimos bancários, conseguindo quem comprasse as posições dos bancos que desejavam se desfazer (de parte) das suas carteiras de dívida dos países em desenvolvimento (Culpeper, 1997).

Na década 1990, houve, então, um relaxamento ao racionamento que os países em desenvolvimento enfrentavam, nos mercados de capitais, desde a crise da dívida dos anos 80. Ademais, produziu-se uma acentuada redução nas taxas de juros internacionais. O efeito renda da baixa da taxa de juros relaxou sensivelmente as restrições externas de curto e médio prazos, aos

países em desenvolvimento, ao reduzir o déficit nas contas de serviços financeiros e de capital. Ao mesmo tempo, ampliou o acesso destes países a novos créditos, com novas entradas, até mesmo líquidas, ou seja, positivas, em seu total, na conta de capital. Além disso, como quase a totalidade da dívida externa estava sob jurisdição do setor público, a redução dos juros traduziu-se diretamente em uma melhoria da situação fiscal (Fanelli e Machinea, 1997).

Outra parte da dívida dos países em desenvolvimento foi convertida através do Plano Brady, que consistia em uma metamorfose negociada da dívida em bônus, com o patrocínio de organismos oficiais como FMI e Banco Mundial, além do Tesouro dos EUA. O Brasil, em 1993, também conseguiu um acordo com os bancos credores, nos moldes deste Plano, retornando ao sistema financeiro internacional e passando a receber grandes remessas de capital (Culpeper, 1997).

Com o Plano Brady, houve uma redução da dívida com setores privados, seja por meio da recompra da dívida, seja lançando no mercado, como visto, bônus de dívida (securitização). Houve também a possibilidade de desconto em relação à dívida. O risco foi transferido para os governos de outros países (como EUA) e organismos internacionais oficiais, o que também gerou uma diminuição da dívida externa dos países periféricos (Andima, 1995). Ou seja, o governo dos EUA e organismos oficiais foram fiadores das dívidas dos países em desenvolvimento, os quais, para que cumprissem os acordos, foram pressionados a desenhar políticas que garantissem o pagamento dessas dívidas e que concordassem com os objetivos destas instituições e países.

O plano Brady apresentava as seguintes propostas: a apropriação do desconto pelos países devedores, a partir de negociações voluntárias, caso a caso, entre estes países e o mercado financeiro privado; e a participação do FMI, Banco Mundial e BID como fornecedores de recursos aos devedores, tanto para a recompra direta de títulos como para viabilizar as operações de securitização da dívida (Andima, 1995). No caso brasileiro a dívida antiga a ser reestruturada foi trocada por uma combinação de sete instrumentos, dos quais seis eram bônus (Andima, 1995).

A maioria dos bônus foi lançada em dólares estadunidenses. A engenharia do menu de opções tinha como principal objetivo proteger a capacidade de pagamento dos vários países de mudanças bruscas no cenário econômico mundial, em particular no mercado financeiro. Através de taxas de juros fixas, contidas em alguns dos instrumentos, buscava-se neutralizar eventuais elevações bruscas nas taxas de juros internacionais. O principal da dívida, segundo o acordo de

princípios, era garantido, também no caso do Brasil, por meio de Obrigações do Tesouro do governo dos Estados Unidos. O acordo de princípios permitia ao Brasil aportar suas garantias de forma escalonada, ao longo de dois anos, caso, na data da troca da dívida, o governo brasileiro não detivesse recursos suficientes para garantir todas as opções dos credores. Para colocar em prática o Plano Real, o governo brasileiro financiou unilateralmente os recursos necessários à compra das garantias dos bônus emitidos no âmbito do Plano Brady. Mas o Brasil não dispensou a cooperação prevista do FMI, BIRD, BID e bancos credores, sendo que o governo dos EUA também colaborou diretamente para a reestruturação da dívida do Brasil. Os credores externos converteram cerca de US\$ 47,5 bilhões de débito antigo em US\$ 43,6 bilhões de novos bônus, possibilitando uma redução imediata de US\$ 4 bilhões no estoque da dívida, com condições melhores de juros e amortizações, tanto em termos de taxas quanto de prazos (ANDIMA, 1995).

No Brasil, em 1992, o presidente Collor sofreu um *impeachment*, em uma economia marcada por graves desarranjos macroeconômicos e por uma taxa de inflação voltava a superar 2.000% a.a. Dentro desse contexto, o Presidente Itamar Franco, depois de ter substituído por quatro vezes seu Ministro da Fazenda, lança, em 1 de julho de 1994, o Plano Real, que propunha a estabilização da inflação em três fases: ajuste fiscal (que na prática não se consolidou, até 1998); reforma monetária e uso de uma taxa nominal de câmbio praticamente e sobreapreciada fixa para controle da inflação (Cardoso, 2001).

O Brasil utilizou, assim, a âncora cambial para auxiliar na estabilização monetária. Uma questão muito importante que se coloca em relação à sobreapreciação da taxa de câmbio é que essa está associada ao crescimento das importações e à diminuição das exportações (Cardoso, 2001). Para manter o câmbio sobreapreciado, os países são obrigados a aumentar a taxa de juros básica da economia. Com isso, os recursos que poderiam ter como direção o setor produtivo da economia, passam a ser direcionados para o setor financeiro e o nível de investimentos domésticos decresce, reduzindo também, conseqüentemente, o crescimento da economia. Por fim, como há um aumento das importações, amplia-se a utilização da chamada “poupança externa” (Cardoso, 2001; Silva, 2002).

Seguindo, assim, um movimento que ocorria em toda a América Latina, o Brasil abriu-se comercialmente, através da redução de tarifas sobre produtos importados e eliminação de uma grande série de barreiras não-tarifárias, além da extinção de subsídios importantes para os setores



exportadores. As tarifas médias, que já haviam declinado fortemente, em 1989, ao final do governo Sarney, tornaram a cair de 30%, em 1991, para cerca de 14%, em 1994 (Cardoso, 2001). Somou-se a isso a utilização de “poupança externa” para a manutenção da âncora cambial; desta forma, uma vez mais, para manter a paridade cambial, foram elevadas as taxas de juros, a fim de atrair capital externo, capaz de (mais do que) compensar os déficits em transações correntes. Essas elevadas taxas de juros foram acompanhadas de um aumento na dívida do setor público, resultante também da imprevidência fiscal do governo federal. Entre 1994 e 1996, o índice da dívida do setor público em relação ao PIB aumentou de 28,5% para 35%, sendo que essa dívida continuou crescendo, atingindo, em 1998, 44% do PIB (Cardoso, 2001).

Com essa perspectiva negativa e um declínio das reservas durante todo o ano de 1998, ainda naquele ano, o Brasil firmou um acordo de financiamento externo, o qual totalizava US\$ 41,5 bilhões, sendo US\$ 18 bilhões do FMI, US\$ 4,5 bilhões do Banco Mundial e mais o mesmo montante de capital do BID, além de US\$ 5 bilhões adicionais fornecidos pelos EUA e países europeus (Cardoso, 2001). Porém, mesmo estes montantes de recursos não foram suficientes para sustentar um Real sobreapreciado, o qual acabou se depreciando bruscamente, no início de janeiro de 1999.

## **2.2. Metodologia**

A abordagem de Thirlwall é uma para o longo prazo; por isso, parece-nos mais apropriado trabalhar com o modelo de correção dos erros (VEC), pois, além de ser um modelo autorregressivo, incorpora informações de longo prazo e de curto prazo. Os passos que serão trabalhados adiante em relação ao modelo de correção dos erros é o seguinte<sup>16</sup>:

1. Como se trata de séries temporais, precisamos verificar se as séries são estacionárias, sendo, então, necessário realizar os testes de raiz unitária. No caso do presente trabalho, utilizaremos os testes: a) Dickey-Fuller aumentado; b) Teste Phillips-Perron; e c) teste de estacionariedade KPSS.

---

<sup>16</sup> A abordagem VEC, assim como cada um desses passos, serão explicados com mais detalhes, mais adiante.

2. O passo seguinte é selecionar as defasagens no modelo VAR, pois as defasagens de um modelo VEC possuem uma defasagem a menos do que no modelo VAR.
3. É preciso realizar o teste de cointegração de Johansen.
4. Trabalharemos com o modelo de correção dos erros (VEC).
5. E por fim, efetuamos o teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera.

Na próxima sessão, será explicado o modelo de correção dos erros.

### 2.2.2 Testes do crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos

Essa metodologia parece ser a mais apropriada para a teoria de crescimento econômico, discutida nesse trabalho. A abordagem proposta por Thirlwall é uma relação de longo prazo entre as variáveis incorporadas na abordagem. Dessa forma, o VEC possui, em suas variáveis, em razão da dinâmica comum, um componente de longo prazo e um de curto prazo, o que pode revelar significado econômico.

A abordagem VEC é uma versão mais completa da abordagem VAR (vetor autorregressivo)<sup>17</sup>. A Abordagem VAR, principalmente quando as séries temporais têm que ser diferenciadas, omite informações importantes, como a relação de longo prazo. A abordagem VEC

---

<sup>17</sup> A metodologia VAR pode ser expressada como um modelo auto-regressivo de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$  que são relacionadas entre si através de uma matriz  $A$ :

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\epsilon_t$$

Sendo:  $A$  uma matriz  $n \times n$  que define as restrições entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;  $B_0$  o vetor de constantes  $n \times 1$ ;  $B_i$  matrizes  $n \times n$ ;  $B$  a matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão.

Essa equação representa as relações entre as variáveis endógenas ao modelo (Bueno, 2008). Como as variáveis são endógenas, o modelo pode ser estimado em sua forma reduzida como segue:

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\epsilon_t \\ &= \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \end{aligned}$$

sendo

$$\Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p; B\epsilon_t \equiv Ae_t; \Phi_0 \equiv A^{-1}B_0$$

Como vamos nos concentrar na abordagem VEC, foge do escopo desse trabalho um maior detalhamento da abordagem VAR.

soluciona essa questão. Considere o modelo multivariado VAR<sup>18</sup>, ignorando uma possível constante (Bueno, 2008):

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + e_t \quad (2.7)$$

Assim:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \quad (2.8)$$

A equação (2.47) irá somar e subtrair  $\Phi_3 X_{t-2}$ :

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-2} - \Phi_3 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \\ &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} + \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (2.9)$$

A equação (2.48) vai ser somada e subtraindo  $(\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1}$ , temos:

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} + \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \\ &= (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} + \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (2.10)$$

E finalmente, vamos subtrair de ambos os lados da equação (2.49),  $X_{t-1}$  e obter a versão VAR na forma VEC:

$$\begin{aligned} X_t - X_{t-1} &= -X_{t-1} + (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} + \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \\ \Delta X_t &= -[I - (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \\ &= \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (2.11)$$

---

<sup>18</sup> O modelo geral para um VAR de ordem  $p$  é direto como segue:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + GZ_t + e_t$$

no qual:

$X_t$  é um vetor  $n \times 1$  de variáveis endógenas;  $G$  é uma matriz de coeficientes  $n \times g$ ; e  $Z_t$  é um vetor  $g \times 1$  de variáveis exógenas.

sendo  $\Lambda_i = \sum_{j=1+i}^3 \Phi_j, i = 1, 2$ .

A forma geral é direta, como segue:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2.12)$$

sendo  $\Lambda_i = \sum_{j=1+i}^3 \Phi_j, i = 1, 2, \dots, p - 1$ .

Assim, se existe raiz unitária,  $\Phi(I) = 0$ , então  $\Phi = \alpha\beta'$ . Portanto, podemos dizer que  $\beta$  é a matriz que tem  $r$  vetores de cointegração<sup>19</sup> e  $\alpha$  é a matriz de ajustamento. Portanto,  $\Delta X_t$  têm dois componentes, um de curto prazo,  $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ , e a relação de longo prazo sendo coordenada pelo vetor de variáveis endógenas  $\Phi X_{t-1}$ .

### 2.2.3 Teste de cointegração de Johansen (1995)

Quando se trabalha com séries temporais que por ventura sejam *não-estacionárias*, convém fazer os testes de cointegração. Isto porque, caso as séries temporais não co-integrem, os testes  $t$  e  $F$  podem não ser válidos e pode-se ter o caso de uma regressão espúria, já que a hipótese para o uso desses é a de que os erros sejam estacionários.

O teste de cointegração de Johansen propõe definir o posto da matriz de cointegração, por meio do teste do traço, que assume como a hipótese nula a existência de  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r > r^*$  vetores. Para as séries testadas no teste a 5%,

---

<sup>19</sup> De acordo com a definição de cointegração de Engle e Granger (Bueno, 2008): Os elementos do vetor  $X_t, n \times 1$ , são cointegrados de ordem  $(d, b)$  denotados por  $X_t \sim CI(d, b)$ , se:

- i. Todos os elementos de  $X_t$  são integrados de ordem  $d$ ;
- ii. Há um vetor não nulo,  $\beta$ , sendo:  
 $u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0$

Essa condição nos mostra que todas as variáveis constantes de  $X_t$  devem ter a mesma ordem, para serem cointegradas. As variáveis em  $X_t$  guardam uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, existe um equilíbrio de longo prazo quando  $X_t' \beta = 0$ , e o vetor de  $\beta$ , ou vetor de cointegração, define a combinação linear entre os elementos de  $X_t$ , no sentido de esses seguirem uma tendência em comum. Contudo, existem no curto prazo desvios desse equilíbrio; assim,  $u_t$  é o erro de equilíbrio, já que expressa desvios temporários em relação ao equilíbrio de longo prazo.

pode-se rejeitar a hipótese nula, o que significa que há dois vetores de cointegração, e as séries guardam uma relação de longo prazo. Já o teste de máximo autovalor indica a existência de pelo menos um vetor de cointegração a 5%.

Em uma explicação mais detalhada: o teste consiste em definir o posto da matriz  $\Phi$  e estimar os vetores de cointegração contidos na matriz  $\beta$ . Sendo  $\Phi$  uma matriz  $n \times n$ , cujo posto é  $r < n$ , quando há cointegração. Assim, se o posto da matriz for  $n$ , então as variáveis endógenas são estacionárias. Contudo, se o posto dessa matriz for nulo, não existe cointegração e as variáveis são não estacionárias. Esse é o teste feito através do posto da matriz  $\Phi$ . No entanto, Johansen propõe o teste dos autovalores. O determinante de uma matriz é o produto de seus autovalores e o posto de  $\Phi$  está entre 0 e  $n$ ; dessa forma, podemos afirmar que  $\Phi$  terá  $r$  autovalores diferentes de zero e  $n - r$  autovalores iguais a zero. Para entender melhor o teste, considere a seguinte equação:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t \quad (2.13)$$

sendo

$d_t = [1, t]'$  um vetor com variáveis determinísticas

$\delta$  uma matriz de coeficientes com dimensão  $2 \times n$

Reescrevendo a equação (2.52) em uma forma VEC, temos:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (2.14)$$

Se maximizarmos essa especificação com restrições sobre a matriz de covariância, podemos obter os autovalores da matriz  $\Phi$ . Para determinar a existência de vetores de cointegração, Johansen propõe dois testes. O primeiro é o teste do traço, que assume como hipótese nula a existência de  $r^*$  vetores de cointegração contra  $r > r^*$  vetores, ou seja,  $H_0 : r = r^* \times H_1 : r > r^*$

A estatística do teste é:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.15)$$

O posto da matriz  $\Phi$  é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. Dessa forma, se não existe cointegração, os autovalores obtidos serão próximos de zero, mostrando a instabilidade da matriz  $\Phi$ ; então  $\ln(1 - \lambda_i) \rightarrow 0$ . Se isso acontece, a estatística do teste resulta em valores pequenos, e assim não podemos rejeitar a hipótese nula. Caso contrário, se  $\lambda_i$  for significativamente diferente de zero, então  $\ln(1 - \lambda_i)$  será negativo, e podemos rejeitar a hipótese nula.

Já o segundo teste, proposto por Johansen, é  $p$  de razão de verossimilhança, sendo a hipótese nula a existência de  $r^*$  vetores de cointegração, e a hipótese alternativa que existem  $r^* + 1$  vetor de cointegração, ou seja,  $H_0: r = r^* \times H_1: r = r^* + 1$ . A estatística do teste é dada por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2.16)$$

A rejeição da hipótese nula significa que há mais de um vetor de cointegração; caso contrário, há  $r^*$  vetores de cointegração. Uma questão importante dentro da discussão sobre os modelos com cointegração é a escolha do melhor modelo, já que existem cinco possibilidades. Sendo essas possibilidades relacionadas à existência de constante e tendência no nível do vetor  $X_t$  e no vetor de cointegração. Quando estivermos realizando a análise empírica desta dissertação, esta será apresentada como a escolha dos termos determinísticos. Seguem abaixo as cinco possibilidades:

Modelo 1. Sem intercepto e tendência, tanto no vetor de cointegração quanto no nível de  $X_t$ , temos, formalmente:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha \beta' X_{t-1} \quad (2.17)$$

Modelo 2. Existe intercepto apenas no vetor de cointegração:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_0) \quad (2.18)$$

Modelo 3. Existe intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível de  $X_t$ :

$$\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_0) + \delta_0 \quad (2.19)$$

Modelo 4. Existe intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no vetor de cointegração e no nível:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1(t-1)) + \delta_0^{20} \quad (2.20)$$

Modelo 5. Existe intercepto e tendência linear no vetor de cointegração e tendência quadrática no nível:

$$\Phi X_{t-1} + \delta' d_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1(t-1)) + \delta_0 + \delta_1 t^{21} \quad (2.21)$$

Assim concluímos nossa apresentação da abordagem VEC e os passos que serão seguidos no tratamento dos dados.

## 2.3 Testes: crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos

### 2.3.1 Elasticidade-renda das importações de 1951 a 2008

Para realizar a análise da elasticidade renda das importações, usamos a seguinte equação:

$$\ln(m) = a + \pi \ln(y) + \psi \ln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right)$$

---

<sup>20</sup>  $\mu_1$  é um vetor  $r \times 1$  de constantes.

<sup>21</sup>  $\delta_1$  é um vetor  $n \times 1$  de constantes.

Sendo;

$a$  = intercepto

$\pi \ln (y)$  = elasticidade-renda da demanda em nível

$\psi \ln \left( Pf \frac{E}{Pd} \right)$  = taxa de câmbio real em nível

Os dados sobre importação foram coletados da base de dados do Banco Central do Brasil e deflacionados pelos preços no atacado dos EUA, com base em 2005. Os dados referentes ao Produto Interno Bruto do Brasil, a preços constantes, foram coletados junto ao IBGE. Para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, também com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI), de 1950 a 1979, calculado pela FGV-SP, com base 100 em 2005, e, de 1980 a 2008, o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005. O câmbio nominal foi coletado junto ao IPEADATA, pelo câmbio comercial de compra, no fim do período. O cálculo da taxa de câmbio real foi realizado da forma mais usual, sendo  $(P^*/P) \times E = ER$ .

Em relação aos testes de raiz unitária, como pode ser observado no Apêndice A, aceitamos que as séries são estacionárias. Para a escolha da ordem de defasagens, os três critérios de informação indicam um VAR (1), o que corresponde ao um VEC (0). Dado que os critérios de AIC e HQ superestimam a defasagem, escolhemos um VAR (1). Pela escolha dos termos determinísticos, optamos pelo terceiro modelo, linear no intercepto e sem tendência, por ser o modelo mais parcimonioso. Em relação ao teste de cointegração, observamos que, pela estatística do traço e do autovalor, aceitamos a hipótese de pelo menos 1 vetor de cointegração para as variáveis selecionadas. Em relação ao teste de normalidade dos resíduos, para os resíduos da variável  $\ln$  das importações e  $\ln$  da renda não rejeitamos a hipótese de normalidade dos resíduos. No entanto, para o resíduo da variável  $\ln$  do câmbio real, rejeitamos a hipótese nula de normalidade. Contudo, continuamos os testes, com a ressalva de que a hipótese de que o terceiro e o quarto momentos da distribuição empírica não coincidem com os da distribuição normal. Esses testes, mencionados acima, podem ser encontrados com detalhes no Apêndice B.



### 2.3.1 Vetor de correção dos erros

Pelo resultado do teste do vetor de correção de erros, rejeita-se a hipótese nula a 5%, para a renda, sendo essa significativamente diferente de zero. Porém, a taxa de câmbio real, pela estatística  $t$ , não é significativamente diferente de zero e o sinal é o oposto do esperado. Assim, a renda é importante na determinação de longo prazo da elasticidade renda das importações.

---

#### Vetor de correção dos Erros

Incluindo 57 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>LR(-1)</b>	<b>LER(-1)</b>
	-8792957	-1663455	-0.022181
		(0.31113)	(0.01928)
		<b>[-5.34643]</b>	<b>[-1.15059]</b>
<b>Equação de curto prazo</b>	<b>D(LM)</b>	<b>D(LR)</b>	<b>D(LER)</b>
	-0.051524	0.017269	-0.389585
	(0.02505)	(0.00493)	(0.14159)
	<b>[-2.05706]</b>	<b>[ 3.50184]</b>	<b>[-2.75153]</b>

**Tabela 1:** VEC 1 teste 1

**Fonte:** elaboração própria

Em relação ao ajuste de curto prazo, todas as variáveis são consideradas significativamente diferentes de zero, a 5% de significância, implicando que ao menos no curto prazo, a taxa de câmbio real exerce alguma influência sobre as importações reais.

## Teste da elasticidade-renda das importações sob restrição<sup>22</sup>

De acordo com o teste proposto por McCombie (1989), a elasticidade-renda das importações hipotética tem que ser estatisticamente diferente da elasticidade-renda das importações estimada, para que o crescimento econômico de uma determinada economia seja restrito pelo Balanço de Pagamentos. Ele define a elasticidade hipotética como sendo a taxa que iguala a taxa de crescimento observada e a teórica; no caso desse trabalho, o resultado da elasticidade renda das importações hipotética é 1.44, sendo  $x$  e  $y$  as taxas médias de crescimento das exportações e da renda, em um período. Então, se  $\pi^*$  for estatisticamente diferente da taxa estimada, podemos refutar a hipótese de que a taxa crescimento econômico efetivo foi aquela compatível com o crescimento em relação ao setor externo.

---

### Vetor de correção dos Erros

Incluindo 36 observações após o ajuste

Restrição : LM=1, e LR = 1.44

Qui-quadrado 7.468030

Probabilidade 0.006280

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

### Equação de longo

prazo

C	LR(-1)	LER(-1)
-8792957	1.440.000	0.092698 (0.04336) [ 2.13791]

---

**Tabela 2:** VEC 1 teste 1 - teste sob restrição McCombie

**Fonte:** elaboração própria

No caso desse trabalho, as elasticidades-renda das importações hipotética e estimada são distintas uma da outra a 5% de significância, como pode ser observado pelo teste da elasticidade renda das importações sob restrição de que a elasticidade hipotética seja 1,44.

---

<sup>22</sup> Maiores detalhes, no apêndice B.

### Teste da renda efetiva contra a renda estimada sob restrição<sup>23</sup>

Adicionalmente, realizamos o teste proposto por Alonso (1999)<sup>24</sup>.

---

#### Vetor de correção dos Erros

Incluindo 56 observações após o ajuste

Restrição : LM=1, e LR = 1

Qui-quadrado 10.87055

Probabilidade 0.000977

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

#### Equação de longo

prazo	C	Y(-1)	Y*(-1)
	-0.092655		1 1
	(0.01444)		
	[-6.41812]		

---

**Tabela 3:** VEC 1 teste 1 - teste sob restrição Alonso

**Fonte:** elaboração própria

O resultado obtido com o último teste não difere do teste proposto por McCombie, no qual concluímos que a economia brasileira, no período 1951-2008, não teve seu crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos.

### 2.3.2 Elasticidade-renda das importações anuais (com a taxa de câmbio real calculada com base no deflator implícito do PIB)

---

<sup>23</sup> Os testes estatísticos podem ser encontrados de forma detalhada, no apêndice B.

<sup>24</sup> Este consiste em regredir a renda efetiva em termos de taxas de crescimento e compará-la com a renda estimada pelo modelo, também em termos de taxas de crescimento, através da metodologia do vetor de correção dos erros (VEC). Como apontado por Alonso (1999), isto significa que essas taxas de crescimento podem guardar uma relação de longo prazo.

Pelos critérios de seleção de defasagens, escolhemos um VAR (2), o que corresponde a um VEC (1). Escolhemos o modelo 2, por ter intercepto e apenas um vetor de cointegração. Pela estatística do traço do máximo autovalor, aceitamos a hipótese de pelo menos um vetor de cointegração, o que significa que, no longo prazo, as variáveis envolvidas no teste guardam uma relação de longo prazo. Pelo teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera em relação à variável log da importação, não rejeitamos a hipótese nula do teste de Jarque-Bera e aceitamos a hipótese de normalidade dos resíduos apenas para o log das importações. Para a variável log do câmbio real e renda real, rejeita-se a hipótese nula de normalidade. Entretanto, realizamos os testes com a ressalva que a hipótese de que o terceiro e o quarto momentos da distribuição empírica não coincidem com os da distribuição normal. Esses testes podem ser encontrados com detalhes nos Apêndices A e B.

### Vetor de correção de erros

---

**Vetor de correção dos Erros**  
Incluindo 56 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>LR(-1)</b>	<b>LER(-1)</b>
	-9.523.236	-1.421.997	-0.047053
		(0.37628)	(0.02252)
		[-3.77914]	[-2.08899]
<b>Equação de curto prazo</b>	<b>D(LM)</b>	<b>D(LR)</b>	<b>D(LER)</b>
	-0.089896	0.006849	0.076196
	(0.02754)	(0.00545)	(0.10675)
	[-3.26378]	[ 1.25731]	[ 0.71377]

---

**Tabela 4:** VEC 2 teste 2

**Fonte:** elaboração própria

O resultado em relação à taxa de câmbio real difere do encontrado anteriormente. Contudo, o sinal continua sendo o oposto do esperado. Realizando o cálculo da taxa de câmbio

real com relação ao IPA-EUA, contra o deflator implícito do PIB, também para os EUA, a taxa de câmbio torna-se significativamente diferente de zero, no longo prazo, assim como a renda real. Por outro lado, o ajuste de curto prazo é realizado apenas nas importações.

### **Teste da elasticidade-renda das importações sob restrição**

Novamente, utilizando o teste proposto por McCombie (1989), a elasticidade renda das importações hipotética é 1,79. Temos:

---

<b>Vetor de correção dos Erros</b>			
Incluindo 56 observações após o ajuste			
Restrição : LM=1, e LR = 1.79			
Qui-quadrado		0.011572	
Probabilidade		0.914333	
Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]			
<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>LR(-1)</b>	<b>LER(-1)</b>
	-2.730.548	1.79	0.484858
	(3.76956)		(0.14292)
	[-7.24367]		[ 3.39263]

---

**Tabela 5:** VEC 2 teste sob restrição McCombie

**Fonte:** elaboração própria

Pelo teste de McCombie (1989), podemos refutar a hipótese de que as elasticidades-renda das importações hipotética e estimada sejam distintas.

### Teste da renda efetiva contra a renda estimada sob restrição

Realizando o teste proposto por Alonso (1999):

---

<b>Vetor de correção dos Erros</b>			
Incluindo 56 observações após o ajuste			
Restrição : LM=1, e LR = 1			
Qui-quadrado		3.482818	
Probabilidade		0.062009	
Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]			
<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>Y(-1)</b>	<b>Y*(-1)</b>
	-0.197077	1	1
	(0.07907)		
	[-2.49253]		

---

**Tabela 6:** VEC 2 teste sob restrição Alonso

**Fonte:** elaboração própria

Pelo teste proposto por Alonso, concluímos que o crescimento econômico no período em questão foi restrito pelo Balanço de Pagamentos, dado que pelo teste qui-quadrado, não podemos refutar a hipótese de que a taxa de crescimento prevista pelo modelo difere da taxa de crescimento efetiva. Assim, tanto pelo teste proposto por McCombie quanto pelo teste proposto por Alonso, a taxa de crescimento econômico efetiva foi aquela compatível com a taxa de crescimento estimada. Este resultado corrobora alguns alcançados por Lima e Carvalho (2009), Britto e McCombie (2009), Lima e Gouvêa (2010).

### 2.3.3 Elasticidade-renda das importações – dados trimestrais – taxa de câmbio real calculada em relação ao IPCA-Brasil

Pelos critérios de defasagens, poderíamos escolher um VAR com defasagens acima de duas. No entanto, os critérios de AIC e HQ superestimam as defasagens. Assim, escolhemos um VAR (2), indicado pelo critério de SC, o que corresponde a um VEC (1). Pela escolha dos termos determinísticos, optamos pelo modelo 2, com intercepto e sem tendência, por ser o modelo mais parcimonioso. Pelo teste de cointegração de Johansen, não rejeitamos a hipótese da existência de

pelo menos um vetor de cointegração, tanto pela estatística do traço quanto pela do autovalor. Pelo teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera para a variável log da importação, com dados trimestrais, rejeitamos a hipótese nula do teste de Jarque-Bera. Contudo, vamos realizar os testes com a ressalva de que a hipótese de que o terceiro e o quarto momentos da distribuição empírica não coincidem com os da distribuição normal. Os testes mencionados acima podem ser encontrados nos Apêndices A e B.

### Vetor de correção dos erros

---

#### Vetor de correção dos Erros

Incluindo 114 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

#### Equação de longo

prazo

C	LR(-1)	LER(-1)
0.497365	-0.844119 (0.16390) [-5.15028]	0.839527 (0.16945) [ 4.95442]

#### Equação de curto

prazo

D(LM)	D(LR)	D(LER)
-0.181880 (0.05794) [-3.13932]	-0.171914 (0.05231) [-3.28641]	-0.322845 (0.07869) [-4.10268]

---

**Tabela 7:** VEC 3

**Fonte:** elaboração própria

Os parâmetros da elasticidade-renda e preço das importações são significativamente diferentes de zero e, em ambos os casos, obtivemos os sinais esperados.

### Teste da elasticidade-renda das importações sob restrição

Mais uma vez, utilizando o teste proposto por McCombie (1989), a elasticidade renda das importações hipotética é 1:

---

<b>Vetor de correção dos Erros</b>			
Incluindo 114 observações após o ajuste			
Restrição : LM=1, e LR = 1			
Qui-quadrado	14.37611		
Probabilidade	0.000150		
Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]			
<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>LR(-1)</b>	<b>LER(-1)</b>
	-2.221.718	1	-0.998457
	(0.39859)		(0.03075)
	[-55.7397]		[-32.4679]

---

**Tabela 8:** VEC 3 teste sob restrição McCombie

**Fonte:** elaboração própria

Concluimos, para esse teste, que não podemos refutar a hipótese de que as taxas de crescimento compatível com o crescimento externa e a taxa de crescimento efetiva são distintas,



## Teste da renda efetiva contra a renda estimada sob restrição

A proposta de Alonso:

---

### Vetor de correção dos Erros

Incluindo 113 observações após o ajuste

Restrição : LM=1, e LR = 1

Qui-quadrado 1.220077

Probabilidade 0.269346

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

Equação de longo prazo	C	Y(-1)	Y*(-1)
	-1.336.107 (0.16962) [-7.87705]	1	1

---

**Tabela 9:** VEC 3 teste sob restrição Alonso

**Fonte:** elaboração própria

O resultado do teste proposto por Alonso, para o caso dos dados trimestrais, com a taxa de câmbio real calculada a partir do IPCA, difere dos resultados encontrados a partir do teste proposto por McCombie. Concluimos que o crescimento econômico efetivo foi aquele compatível com o Balanço de Pagamentos, como pode ser observado pelo teste qui-quadrado.

### 2.3.4 Elasticidade-renda das importações – dados trimestrais – e câmbio real calculado pelo IPEADATA

Pelos critérios de defasagens, poderíamos escolher um VAR com defasagens acima de duas. Contudo, quando fizemos o teste de cointegração para um VEC com uma defasagem, não encontramos, pelo teste de cointegração, vetores de cointegração pelos testes do máximo autovalor e pelo teste do traço. Os testes de cointegração com VECs acima de três defasagens não indicam vetores de cointegração. Assim, escolhemos um VEC com três defasagens, que é uma defasagem intermediária entre os critérios de seleção de defasagens, conseguindo obter vetores de

cointegração, tanto pelo teste do máximo autovalor quanto pelo teste do traço. Em relação aos termos determinísticos, escolhemos o modelo 2, com intercepto e sem tendência, já que este apresenta ao menos um vetor de cointegração. Em relação ao teste de cointegração de Johansen, aceitamos a hipótese de pelo menos 1 vetor de cointegração, dada a estatística do traço e do autovalor. Esses testes mencionados podem ser encontrados nos Apêndices A e B.

---

**Vetor de correção dos Erros**

Incluindo 112 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

**Equação de longo**

**prazo**

<b>C</b>	<b>LR(-1)</b>	<b>LER(-1)</b>
-4.790.786	0.211975	-1.351.959
	(0.05173)	(2.75529)
	[ 4.09775]	[-0.49068]

**Equação de curto**

**prazo**

<b>D(LM)</b>	<b>D(LR)</b>	<b>D(LER)</b>
0.018888	-0.010212	0.002504
(0.00471)	(0.00628)	(0.00342)
[ 4.01093]	[-1.62630]	[ 0.73268]

---

**Tabela 10:** VEC 4

**Fonte:** elaboração própria

Em relação à significância dos parâmetros, podemos observar que, tanto no longo quanto no curto prazo, todos são significativamente diferentes de zero. E em relação ao longo prazo, notamos que, uma vez mais, utilizando os dados trimestrais, o parâmetro elasticidade-preço das importações tem o sinal esperado.

**Teste da elasticidade-renda das importações sob restrição**

Utilizando o teste proposto por McCombie (1989), a elasticidade renda das importações hipotética é 0,043:

---

**Vetor de correção dos Erros**

Incluindo 114 observações após o ajuste  
Restrição : LM=1, e LR = 0.043

Qui-quadrado	9.656924
Probabilidade	0.001886

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t-[ ]

<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>LR(-1)</b>	<b>LER(-1)</b>
	-4.711.782	0.043	8.130885
	(12.1887)		(2.72099)
	[-3.86571]		[ 2.98821]

---

**Tabela 11:** VEC 4 teste sob restrição McCombie

**Fonte:** elaboração própria

Assim não podemos refutar a hipótese de que a taxa de crescimento econômico compatível com o setor externo foi distinta da taxa de crescimento econômico efetiva.

#### Teste da renda efetiva contra a renda estimada sob restrição

Seguindo Alonso(1999):

---

**Vetor de correção dos Erros**

Incluindo 113 observações após o ajuste  
Restrição : LM=1, e LR = 1

Qui-quadrado	22.54528
Probabilidade	0.000002

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>Y(-1)</b>	<b>Y*(-1)</b>
	-0.386115	1	1
	(0.15878)		
	[-2.43179]		

---

**Tabela 12:** VEC 4 teste sob restrição Alonso

**Fonte:** elaboração própria

Concluimos, por esse teste, que as taxas de crescimento compatível com o setor externo diferem da taxa de crescimento efetivo, como pode ser visto pelo teste qui-quadrado.

Resumimos todos os resultados obtidos, para todos os testes, no quadro abaixo:

**Quadro 3: Testes do Crescimento Econômico Restrito pelo Balanço de Pagamentos**

Definição dos parâmetros	<b>Teste 1</b> Elasticidade renda das importações de 1951-08 anual - Taxa de câmbio real com relação ao IPCA	<b>Teste 2</b> Elasticidade-renda das importações de 1951-08 anual - taxa de câmbio real com relação ao deflator implícito do PIB	<b>Teste 3</b> Elasticidade-renda das importações de 1980-08 trimestrais - taxa de câmbio real com relação ao IPCA	<b>Teste 4</b> Elasticidade-renda das importações de 1951-08 trimestral - taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA
Elasticidade -renda das importações	Significativamente diferente de zero e com o sinal esperado	Significativamente diferente de zero e com o sinal esperado	Significativamente diferente de zero e com o sinal esperado	Significativamente diferente de zero e com o sinal contrário ao esperado
Elasticidade -preço da importações	Não - significativamente diferente de zero e com o sinal oposto do esperado	Significativamente diferente de zero e com o sinal oposto do esperado	Significativamente diferente de zero e com o sinal dentro do esperado	Não significativamente diferente de zero e com o sinal contrário do esperado
Teste McCombie (1989)	Rejeitamos a hipótese de restrição externa	Não rejeitamos a hipótese de restrição externa	Rejeitamos a hipótese de restrição externa	Rejeitamos a hipótese de restrição externa
Teste da restrição Alonso (1999)	Rejeitamos a hipótese de restrição externa	Não rejeitamos a hipótese de restrição externa	Não rejeitamos a hipótese de restrição externa	Rejeitamos a hipótese de restrição externa

Notamos que o parâmetro elasticidade-renda das importações, nos quatro testes, é significativamente diferente de zero e tem o sinal esperado, exceto para o quarto teste – com a taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA – o que significa dizer que, possivelmente, existe uma relação de longo prazo entre essas variáveis. Em relação ao parâmetro elasticidade-preço das importações, temos algumas divergências entre os diferentes testes: no primeiro, essa elasticidade não é significativamente diferente de zero e tem o sinal oposto do esperado, o que significa dizer que essa variável não exerce no longo prazo efeito sobre as importações; e, em relação ao sinal invalida a taxa de câmbio real, pois no caso de uma desvalorização cambial, a qual deveria reduzir as importações, nesse caso empírico as aumentaria. Contudo, quando o teste é realizado

com a taxa de câmbio em relação ao deflator implícito do PIB, essa elasticidade é significativamente diferente de zero; entretanto, o sinal é o oposto do esperado. Já quando realizamos o teste com os dados trimestrais, a taxa de câmbio real calculada em relação ao IPCA é significativamente diferente de zero e tem o sinal de acordo com o esperado. Por fim, quando usamos a taxa de câmbio real calculada pelo IPEA-DATA obtemos um parâmetro não significativamente diferente de zero e com o sinal contrário ao esperado.

Em relação ao teste do crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos, abaixo temos, então, um resumo dos resultados:

**Teste 1:** Elasticidade renda das importações, 1951-2008, com dados anuais e taxa de câmbio real calculada com relação ao IPCA: tanto pelo teste proposto por McCombie quanto pelo proposto por Alonso não podemos afirmar que a taxa de crescimento econômico, no Brasil, foi restrita pelo setor externo.

**Teste 2:** Elasticidade-renda das importações, 1951-2008, com dados anuais e taxa de câmbio real calculada com relação ao deflator implícito do PIB: concluímos que a taxa de crescimento econômico foi restrita pelo Balanço de Pagamentos, no período 1951-2008, tanto pelo teste de McCombie quanto pelo teste de Alonso, resultado que corrobora os alcançados por Lima e Carvalho (2009), Britto e McCombie (2009) e Lima e Gouvêa (2010).

**Teste 3:** Elasticidade-renda das importações, 1980-2008, com dados trimestrais e taxa de câmbio real calculada com relação ao IPCA: obtivemos parâmetros significativamente diferentes de zero e com os respectivos sinais dentro do esperado, porém, os testes de McCombie e Alonso mostraram-se divergentes, pois, pelo primeiro, refutamos a hipótese de crescimento restrito pelo Balanço de Pagamentos e pelo segundo não refutamos tal hipótese. Apesar desta divergência, concluímos que, para o período 1980-2008, o crescimento econômico foi restrito pelo Balanço de Pagamentos, dado que Alonso (1999) utiliza uma técnica mais adequada para o teste da restrição externa.

**Teste 4:** Elasticidade-renda das importações, 1951-2008, com dados trimestral e taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA: por ambos os testes, de McCombie e Alonso, refutamos a hipótese de que as taxas de crescimento econômico tenham sido restritas pelo Balanço de Pagamentos. Parece-nos que, para o teste em relação à restrição externa, a utilização dessa taxa de câmbio não seja um bom ou, ao menos, o melhor parâmetro.

## 2.4 A validade da taxa de cambio real

A taxa de câmbio real é objeto de grande controvérsia dentro da discussão da abordagem de crescimento sob restrição do Balanço de Pagamentos. Para analisar se essa condição é válida para o Brasil, faremos três testes com base na seguinte equação:

$\ln xliq = \beta_0 + \beta_1 \ln (\text{câmbio real}) + \beta_2 \ln (\text{comércio mundial}) + \beta_3 (\text{renda interna})$  sendo  $xliq$  as exportações líquidas (exportação/importação); para o comércio mundial utilizamos como *proxy* as importações mundiais em dólares reais (CARVALHO, 2006).

Para essa sessão do trabalho, realizamos cinco testes. Em um primeiro experimento, analisamos a validade da taxa de câmbio real para o período compreendido entre 1951 e 2008 (teste 5), sendo a taxa de câmbio real calculada da forma tradicional  $(P^*/P) \times E = ER$ , e para essa taxa, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, também com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI), de 1950 a 1979, calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005, e, de 1980 a 2008, o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005. As variáveis exportação e importação foram deflacionadas pelo IPC-EUA, assim como as importações internacionais<sup>25</sup>.

Em um segundo e terceiro experimentos, dividimos os dados anuais, primeiro para o período entre 1951-1979 (teste 6) sendo que para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, também com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos

---

<sup>25</sup> O Produto Interno Bruto do Brasil, a preços constantes, foi, como sempre, coletado junto ao IBGE.

*tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI) calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005 e, na sequência, para 1980-2008 (teste 7) com dados anuais, e a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, também com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005. Em um quarto experimento, fazemos o mesmo teste para o período compreendido entre 1980 e 2008 (teste 8), com dados trimestrais e em relação a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, também com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos *tradables*; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005, em relação ao mesmo período, ou seja de 1980-2008 (teste 9) com dados trimestrais a taxa de câmbio real agora é a calculada pelo IPEADATA<sup>26</sup>.

Como pode ser visto nas tabelas 1, 2 e 3, para as variáveis envolvidas na pesquisa, podemos aceitar a hipótese de estacionariedade das séries, com algum problema com as séries de câmbio real e renda interna trimestral.

#### **2.4.1 Teste 5: Dados anuais de 1951-08, câmbio real calculado em relação aos preços dos nacionais**

Nessa sessão, será realizado o teste para o período 1951-2008 para dados obtidos anualmente, sendo a taxa de câmbio real calculada da forma usual. No início da análise, o primeiro passo é determinar a defasagem VAR do modelo. Nesse caso, pelos critérios de informação, escolhemos um VAR com duas defasagens, o que significa um VEC (1). Pela escolha dos termos determinísticos, fazemos um VEC com intercepto e sem tendência, o que conduz ao modelo mais parcimonioso. Pelo teste de Johansen, verificamos que, pelo teste do

---

<sup>26</sup> Definição do IPEADA para a série **Taxa de câmbio - efetiva real - INPC - exportações - índice (média 2005 = 100)**: 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\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço

traço, o modelo apresenta 1 vetor de cointegração e o teste do Máximo autovalor também indica 1 vetor de cointegração, implicando que as variáveis devem guardar uma relação entre elas, no longo prazo. Em relação ao teste dos resíduos, a partir da variável  $\ln$  da renda interna, rejeitamos a normalidade nos resíduos, com um claro problema na curtose. Todavia, continuamos os testes, com a ressalva de que a hipótese de que o terceiro e o quarto momentos da distribuição empírica não coincidem com os da distribuição normal; já para as variáveis exportações líquidas, câmbio real e comércio internacional, não rejeitamos a hipótese de normalidade dos resíduos. Os testes de raiz unitária podem ser encontrados no Apêndice A, enquanto os testes detalhados, como seleção de defasagens, escolha dos termos determinístico, teste de Johansen e VEC, podem ser encontrados de forma detalhada no Apêndice C.

---

**Vetor de correção dos Erros**

Incluindo 56 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>LER(-1)</b>	<b>LCM(-1)</b>	<b>LY(-1)</b>
	-4.790.786	-0.002484	-0.339069	0.464524
		(0.00985)	(0.35900)	(0.28894)
		[-0.25209]	[-0.94448]	[ 1.60766]
<b>Equação de curto prazo</b>	<b>D(LXLIQ)</b>	<b>D(LER)</b>	<b>D(LCM)</b>	<b>D(LY)</b>
	-0.202539	0.826753	0.069621	-0.006117
	(0.07807)	(0.38343)	(0.02542)	(0.01578)
	[-2.59434]	[ 2.15623]	[ 2.73855]	[-0.38771]

**Tabela 13:** Dados anuais de 1951-08, câmbio real calculado em relação aos preços dos nacionais

**Fonte:** elaboração própria

Para esse modelo, todas as variáveis são não significantes a 5%, no longo prazo. Os sinais estão dentro do esperado, ou seja, uma desvalorização cambial melhoraria a exportações líquidas,

---

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.



mas, no longo prazo, o coeficiente de ajuste é a renda interna, confirmando o resultado obtido com as elasticidades. Aqui o ajuste de curto prazo em relação ao longo prazo ocorre no câmbio real, exportações líquidas e comércio internacional.

#### 2.4.2 Teste 6: Dados anuais de 1951-1979, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.

Nessa sessão será realizado o teste para dados coletados anualmente, para o período 1951-1979, a fim de verificar, posteriormente, se existe alguma diferença quando o mesmo teste é feito para o período de 1980-2008. Pelo critério de seleção de defasagem, escolheremos um VAR(2), o que corresponde a um VEC (1). O critério de Schwarz é o que menos superestima as defasagens, por isso essa escolha. Pelos critérios dos termos determinísticos, escolhemos o modelo 3, por ser o mais simples. Tanto a estatística do traço quando a estatística do máximo autovalor mostra que existe pelo menos um vetor de cointegração, indicando que as séries guardam uma relação de longo prazo. Para todas as variáveis, não rejeitamos a hipótese de normalidade dos resíduos pelo teste de Jarque-Bera. Os testes encontram-se de forma detalhada nos Apêndices A e C.

---

#### Vetor de correção dos Erros

Incluindo 27 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

<b>Equação de longo prazo</b>	<b>C</b>	<b>LER(-1)</b>	<b>LCM(-1)</b>	<b>LY(-1)</b>
	-2.351.428	-0.062943	0.053385	0.347917
		(0.03134)	(0.09222)	(0.13486)
		[-2.00822]	[ 0.57886]	[ 2.57984]
<b>Equação de curto prazo</b>	<b>D(LXLIQ)</b>	<b>D(LER)</b>	<b>D(LCM)</b>	<b>D(LY)</b>
	-0.982329	0.503041	0.143900	-0.015737
	(0.22589)	(0.63566)	(0.08471)	(0.04619)
	[-4.34867]	[ 0.79137]	[ 1.69867]	[-0.34073]

**Tabela 14:** Dados anuais de 1951-1979, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.

**Fonte:** elaboração própria

O câmbio real é não significativa a 5%; todavia, a 1%, é significativa, com o sinal dentro do esperado. Contudo, para a variável comércio internacional, o sinal é o contrario do esperado. Isso significa que, para o período 1951-1979, a variável que se ajusta no longo prazo é a renda, resultado coerente com o primeiro experimento da validade da taxa de câmbio real. Em relação ao ajuste de curto prazo, entretanto, a variável que se ajusta são as próprias exportações líquidas.

#### **2.4.3 Teste 7: Dados anuais de 1980-2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.**

Nessa sessão será realizado o teste da validade da taxa de câmbio real, para o período 1980-2008, a fim de comparar com os resultados obtidos na sessão anterior. Pelos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn, escolheríamos um VAR (1). Entretanto, quando é realizada a escolha dos termos determinísticos, o teste sugere modelos não parcimoniosos. Dessa forma, mesmo com o risco de uma superestimação das defasagens, escolhemos um VAR (2), intermediário entre os critérios de Akaike e os outros dois citados, o que corresponde a um VEC (1). Pela escolha dos termos determinísticos, escolhemos o modelo 2, por ser o mais simples e, portanto, o mais parcimonioso. A estatística do traço indica pelo menos 1 vetor de cointegração, o que é confirmado pela estatística do máximo autovalor, a qual também indica 1 vetor de cointegração. Dessa forma, concluímos que as variáveis guardam uma relação de longo prazo. Para as variáveis exportações líquidas, comércio internacional e renda interna, não rejeitamos a hipótese de normalidade dos resíduos. Não obstante, rejeitamos a hipótese de normalidade dos resíduos para a variável câmbio real. Continuamos realizando os testes, com a ressalva de que os resíduos do câmbio real, em seus terceiros e quartos momentos da distribuição empírica, não coincidem com os da normal. Os testes podem ser encontrados nos **APÊNDICE A** e **C**.

---

**Vetor de correção dos Erros**

Incluindo 27 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

<b>Equação de longo prazo</b>				
	<b>C</b>	<b>LER(-1)</b>	<b>LCM(-1)</b>	<b>LY(-1)</b>
	4.380725	0.077837	1.514215	-5695875
		(0.00973)	(0.50416)	(0.71833)
		[ 8.00279]	[ 3.00345]	[-7.92936]
<b>Equação de curto prazo</b>				
	<b>D(LXLIQ)</b>	<b>D(LER)</b>	<b>D(LCM)</b>	<b>D(LY)</b>
	-0.000623	2.400400	-0.046336	0.049607
	(0.15094)	(0.78862)	(0.03959)	(0.02204)
	[-0.00413]	[ 3.04381]	[-1.17043]	[ 2.25083]

**Tabela 15:** Dados anuais de 1980-2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.

**Fonte:** elaboração própria

Pelo vetor de correção dos erros, os coeficientes tanto do câmbio real quanto das outras variáveis, são significantes a 5%, os sinais são o contrário do esperado. Portanto o ajuste de curto prazo é feito na renda e também no câmbio real, resultado contrário ao segundo experimento, em que o ajuste era apenas na renda.

#### **2.4.4 Teste 8: Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.**

Quando fizemos os testes com os dados obtidos anualmente concluímos que podemos estar perdendo informações importantes dentro de cada ano. Por isso, nessa seção realizamos o teste da validade da taxa de câmbio real, para dados obtidos trimestralmente no período compreendido entre 1980-2009; e iremos comparar os resultados obtidos com os resultados das sessões anteriores.

Pelos critérios de seleção de defasagem, poderíamos escolher um VAR 3, que corresponderia a um VEC 2. Porém, quando é realizado o teste de cointegração com um VEC 2,

o teste do máximo autovalor não apresenta um vetor de cointegração. Dado que o critério de Schwarz é o que menos superestima as defasagens – e, no caso desse teste, o mesmo indica um VAR 2, correspondente a um VEC 1, a fim de encontrarmos pela estatística do máximo autovalor ao menos um vetor de cointegração – utilizaremos um VEC 1. Para a escolha dos termos determinísticos, escolheremos o modelo 4, com intercepto e tendência, por ser o modelo mais parcimonioso. Pela estatística do traço e do máximo autovalor, as variáveis têm pelo menos um vetor de cointegração, o que indica que guardam alguma relação entre si, no longo prazo. A análise de normalidade dos resíduos para essas variáveis sugere que os resíduos não se aproximam de uma normal; claramente, elas têm algum problema na curtose, dado que em nenhum dos casos ela se aproxima de 3. Contudo, vamos trabalhar com o modelo, com a ressalva de que os resíduos não se aproximam de uma normal. Os testes citados acima estão nos Apêndices A e C.

### Vetor de correção dos erros

---

#### Vetor de correção dos Erros

Incluindo 27 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

#### Equação de longo prazo

C	LER(-1)	LCM(-1)	LY(-1)	Tendência
-4.852.692	-0.352565	0.232518	0.380967	-0.012911
	(0.17118)	(0.42166)	(0.16565)	(0.00276)
	[-2.05965]	[ 0.55144]	[ 2.29985]	[-4.67667]

#### Equação de curto prazo

D(LXLIQ)	D(LER)	D(LCM)	D(LY)
-0.383876	0.169030	0.013853	0.217698
(0.06815)	(0.09098)	(0.01628)	(0.05706)
[-5.63266]	[ 1.85787]	[ 0.85107]	[ 3.81502]

---

**Tabela 16:** Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.

**Fonte:** elaboração própria

O resultado obtido com o teste realizado a partir de dados trimestrais difere dos resultados obtidos com os dados anuais. Aqui, além das variáveis terem os sinais esperados, exceto para o comércio mundial e, especialmente, para o câmbio real – o que significa que uma desvalorização cambial melhora as exportações líquidas – o câmbio, assim como as demais variáveis, é significativo a 5%, para o Brasil. Como já foi dito anteriormente, quando o teste é realizado com dados obtidos anualmente, perde-se parte significativa dos dados, existentes com dados trimestrais, além de termos um número maior de observações, o que melhora a nossa estimativa. Assim, nossa hipótese é a de que temos uma melhor amostra de variações ocorridas dentro de cada ano, com dados trimestrais.

#### **2.4.5 Teste 9: Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado pelo IPEADATA**

O IPEADATA, como explicamos, realiza o cálculo do câmbio real com dados obtidos dos principais parceiros comerciais do Brasil. Com isso, é de se esperar que a taxa de câmbio real calculada por meio destes dados seja estatisticamente mais relevante e precisa, dado que esta aproximação da taxa de câmbio é mais realista que aquela calculada em relação a apenas uma moeda e parceiro comercial, os EUA.

Pelo critério de seleção de defasagens, escolhemos o VAR com duas defasagens, o que representa um VEC com 1 defasagem. Pela escolha dos termos determinísticos, escolhemos o segundo modelo, com intercepto e sem tendência, já que esse é o modelo mais parcimonioso. Pela estatística do traço e do máximo autovalor, para esse modelo, existe pelo menos 1 vetor de cointegração, o que significa que as variáveis guardam uma relação de longo prazo. Os testes serão realizados com a ressalva de que o teste de normalidade dos resíduos foi rejeitado. Esses testes podem ser verificados, com detalhes, nos Apêndices A e C.

---

**Vetor de correção dos Erros**

Incluindo 114 observações após o ajuste

Erros-padrão estimado ( ) e estatística-t- [ ]

<b>Equação de longo</b>				
<b>prazo</b>	<b>C</b>	<b>LER(-1)</b>	<b>LCM(-1)</b>	<b>LY(-1)</b>
	10.83000	-1.253.796	-1.205.651	0.011637
		(0.24046)	(0.42709)	(0.00459)
		[-5.21409]	[-2.82292]	[ 2.53284]
<b>Equação de curto</b>				
<b>prazo</b>	<b>D(LXLIQ)</b>	<b>D(LER)</b>	<b>D(LCM)</b>	<b>D(LY)</b>
	-0.260655	0.068964	0.030403	0.098275
	(0.06218)	(0.03393)	(0.01286)	(0.06186)
	[-4.19207]	[ 2.03264]	[ 2.36445]	[ 1.58879]

---

**Tabela 17:** Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado pelo IPEADATA**Fonte:** elaboração própria

A taxa de câmbio real é significativa a 5%, no equilíbrio de longo prazo, e a variável também tem o sinal esperado: uma desvalorização melhora as exportações líquidas. No equilíbrio de longo prazo, a taxa de câmbio também é significativa e com o sinal esperado, tanto para o comércio mundial quanto para a renda interna. Em relação ao ajuste de curto prazo, destacamos que a renda real não é significativamente diferente de zero.

Resumindo os resultados, temos o seguinte quadro:

**Quadro 4: Resumo dos Testes da validade do câmbio real**

Definição dos parâmetros	<b>Teste 5:</b> Dados anuais de 1951 a 2008. Para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i> ; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI), de 1950 a 1979, calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005, e, de 1980 a 2008, o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005	<b>Teste 6:</b> Dados anuais de 1951 a 1979. Para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, também com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i> ; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor (índice geral de preços – disponibilidade interna, IGP-DI) calculado pela FGV-RJ, com base 100 em 2005	<b>Teste 7:</b> Dados anuais de 1980 a 2008. Para a taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i> ; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE, também com base 100 em 2005.
Log do câmbio real	Não significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 10% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal contrário ao esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%
Log do comércio internacional	Não significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%	Não significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal contrário ao esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal contrário ao esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%
Log da renda interna	Não significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este não é significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal contrário ao esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%
Log das exportações líquidas	Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%	Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%	Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%

Definição dos parâmetros	<b>Teste 8:</b> Dados trimestrais de 1980 a 2008. Em relação à taxa de câmbio real, utilizaram-se os preços no atacado dos EUA, com base 100 em 2005, indicando os preços dos produtos <i>tradables</i> ; em relação aos preços internos no Brasil, utilizou-se o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), calculado pelo IBGE	<b>Teste 9:</b> Dados trimestrais de 1980 a 2008, câmbio real calculado em relação aos 16 principais parceiros comerciais do Brasil, pelo IPEADATA
Log do câmbio real	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%
Log do comércio internacional	Não significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal contrário ao esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%
Log da renda interna	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%	Significativamente diferente de zero a 5% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%.
Log das exportações líquidas	Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%	Em relação ao ajuste de curto prazo, este é significativamente diferente de zero a 5%.

**Teste 5:** todas as variáveis se mostraram não significantes a 5%, no longo prazo; já a 10%, apenas a renda seria significativa. Os sinais estão dentro do esperado, ou seja, uma desvalorização cambial melhoraria as exportações líquidas, mas, no longo prazo, o



coeficiente de ajuste é a renda interna, confirmando o resultado obtido com as elasticidades.

**Teste 6:** a taxa de câmbio real e a renda interna mostram-se significativamente diferentes de zero a 10% e com o sinal dentro do esperado. Em relação ao ajuste de curto prazo, este é não significativamente diferente de zero a 5%. A variável log do comércio internacional é não significativamente diferente de zero, e com o sinal oposto do esperado.

**Teste 7:** em relação a esse teste, todas as variáveis – taxa de câmbio real, comércio internacional e renda interna – são significativamente diferentes de zero. Entretanto, todas têm o sinal contrário ao esperado; em relação ao curto prazo, apenas a renda interna é são significante.

**Teste 8:** o ajuste de curto prazo é feito na renda e também no câmbio real. No entanto, os coeficientes apresentam sinais contrários ao esperado. Um aspecto interessante é que o resultado obtido com o teste a partir de dados trimestrais, com a taxa de câmbio real calculada em relação aos preços dos EUA, difere dos resultados obtidos com os dados anuais, com a taxa de câmbio calculada da mesma forma. No caso do teste realizado com dados trimestrais e com a taxa de câmbio real calculada em relação ao IPCA (teste 5), além das variáveis terem os sinais esperados, especialmente o câmbio real – o ue significa que uma desvalorização cambial melhora as exportações líquidas – o câmbio, bem como as demais variáveis (comércio internacional e renda interna), são significantes a 5%.

**Teste 9:** o câmbio real calculada pelo IPEADATA, obtemos como resultado que a taxa de câmbio real é significativa a 5%, no longo prazo, e tem o sinal esperado, com uma desvalorização melhorando as exportações líquidas. Vale dizer, caso a autoridade econômica deseje aumentar as exportações líquidas, esta tem como opção de política econômica desvalorizar a taxa de câmbio real, no longo prazo; tanto o comércio mundial quanto a renda interna também são significantivamente diferentes de zero e com o sinal esperado.

A principal diferença em relação aos testes é que, quando estamos trabalhando com os dados trimestrais, os parâmetros são significativamente de zero, ou seja, as variáveis taxa de câmbio real, comércio internacional, renda interna e exportações líquidas guardam uma relação de longo prazo e, além do mais, os sinais se dão dentro do esperado. Isto significa dizer que é possível aumentar as exportações com uma desvalorização cambial.

## 2.5 Teste da estabilidade estrutural dos parâmetros: a abordagem da variável Dummy

Nessa seção iremos verificar se os parâmetros da função demanda por importações sofre alguma quebra estrutural, utilizando, para esse fim, o instrumental de regressão sobre variáveis *dummies*.

Para essas regressões utilizaremos o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), por se mostrar o método mais adequado para trabalhar com quebras estruturais. De todo modo, seria possível fazer esses testes utilizando técnicas de co-integração; no entanto, essas técnicas não podem ser testadas para quebras estruturais no fim da série, como no caso desta dissertação, em que vamos testar algumas quebras estruturais no fim da série, como por exemplo, com a implementação do Plano Real, ocorrida em 1994. Para determinar em quais períodos vamos realizar os testes das quebras estruturais, faz-se necessário um breve estudo do contexto histórico no qual o Brasil está inserido, tanto do ponto de vista interno, quanto externo.

Dessa forma, faremos o teste da quebra estrutural para três diferentes períodos da economia brasileira recente: um em 1981, dada a crise da dívida; outro em 1990, devido à liberalização da balança comercial; e, por último, um em 1994, por conta da implementação do Plano Real.

Portanto, um primeiro teste a ser realizado é se há alguma quebra estrutural nos parâmetros da função importação. Remontando o teste com variáveis *dummies*, temos:

$$Dln(m) = a + \pi Dln(y) + \psi Dln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right) + \pi Dln DU + \psi Dln\left(Pf \frac{E}{Pd}\right) DU$$

Sendo;

$a$  = intercepto

$\pi Dln (y)$  = diferença do logaritmo da elasticidade-renda da demanda;

$\psi Dln \left( Pf \frac{E}{Pd} \right)$  = diferença do logaritmo da taxa de câmbio real;

$\pi Dln DU$  = diferença do logaritmo da elasticidade-renda da demanda com Dummy;

$\psi Dln \left( Pf \frac{E}{Pd} \right) DU$  = diferença do logaritmo da taxa de câmbio real com Dummy;

Em que  $D=0$  corresponde sempre ao primeiro período e  $D=1$  sempre o segundo período;  $\pi Dln (y)$  é o coeficiente de inclinação diferencial, indicando em quanto o coeficiente de inclinação da função elasticidade-renda da demanda do primeiro período difere do coeficiente de inclinação da função elasticidade-renda do segundo período. O mesmo vale para  $\psi Dln \left( Pf \frac{E}{Pd} \right)$ , que é o coeficiente de inclinação diferencial, indicando em quanto o coeficiente de inclinação da função taxa de câmbio real do primeiro período difere do coeficiente de inclinação da função taxa de câmbio real do segundo período.

---

Variável dependente: DLM

Mínimos quadrados ordinários

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Prob.
DLR	1.051427	0.449118	2.341091	0.0230
DLER	-2.73E-08	6.77E-08	-0.403379	0.6883
DLR_DU	0.748208	0.982513	0.761524	0.4497
DLER_DU	6.01E-08	6.97E-08	0.862020	0.3926
R-quadrado	0.187017	Média variável dependente		0.043757
R-quadrado ajustado	0.140999	S.D. variável dependente		0.183096
S.E. da regressão	0.169697	Critério informação Akaike		-0.642011
Soma quadrados resíduos	1.526248	Critério informação Schwarz		-0.498639
Max Verossimilhança	22.29732	Estatística Durbin-Watson		1.466997

---

**Tabela 18:** Quebra estrutural nos anos 80 com dados anuais de 1951-08

**Fonte:** elaboração própria

Como podemos ver pelo resultado acima, não houve quebra estrutural dos parâmetros na década de 80, dado que os coeficientes dummies são não significantes; e o mesmo vale para a diferença logarítmica da taxa de câmbio real.

Testemos, agora, a quebra estrutural para os anos 90.

---

Variável dependente: DLM  
Mínimos quadrados ordinários

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Prob.
DLR	0.963900	0.434440	2.218717	0.0308
DLER	-7.81E-09	3.77E-08	-0.207256	0.8366
DLR_DU	2.327233	0.791104	2.941753	0.0048
DLER_DU	4.11E-08	4.12E-08	0.996877	0.3234
R-quadrado	0.246776	Média variável dependente		0.043757
R-quadrado ajustado	0.204141	S.D. variável dependete		0.183096
S.E. da regressão	0.163341	Critério informação Akaike		-0.718359
Soma quadrados resíduos	1.414059	Critério informação Schwarz		-0.574987
Max Verossimilhança	24.47322	Estatística Durbin-Watson		1.577732

---

**Tabela 19:** quebra estrutural para os anos 90

**Fonte:** elaboração própria

Os resultados obtidos a partir dos dados anuais, com a dummie de declividade para os anos de 1990, sugerem que houve uma quebra estrutural na renda.

---

Variável dependente: DLM  
Mínimos quadrados ordinários

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Prob.
DLR	0.949785	0.411831	2.306247	0.0250
DLER	1.95E-08	1.56E-08	1.254950	0.2150
DLR_DU	2.663423	0.830083	3.208623	0.0023
DLER_DU	3.93E-08	2.13E-08	1.847915	0.0702
R-quadrado	0.253815	Média variável dependente		0.043757
R-quadrado ajustado	0.211579	S.D. variável dependete		0.183096
S.E. da regressão	0.162576	Critério informação Akaike		-0.727748
Soma quadrados resíduos	1.400844	Critério informação Schwarz		-0.584376
Max Verossimilhança	24.74083	Estatística Durbin-Watson		1.543882

---

**Tabela 20:** Teste de quebra estrutural em 1994

**Fonte:** elaboração própria

Os resultados obtidos para os dados anuais, para quebra estrutural nos anos de 1994, quando o Plano Real é implementado, sugerem que houve quebra estrutural a 5% de significância na renda e no câmbio real. Realizemos agora os mesmos testes para testar quebras estruturais, no entanto com dados das variáveis trimestrais, de 1980-08, sendo a taxa de cambio real calculada pelo IPEADATA.

Primeiramente, para uma quebra estrutural nos anos 90, temos:

---

Variável dependente: DLM  
Mínimos quadrados ordinários

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Prob.
DLY	-6.03E-08	1.06E-08	-5.692850	0.0000
DLER	-0.173871	0.184896	-0.940375	0.3491
DLY*DU	-6.18E-08	3.39E-08	-1.821860	0.0712
DLER_DU	-0.015419	0.311665	-0.049473	0.9606
R-quadrado	0.013762	Média variável dependente		0.011410
R-quadrado ajustado	-0.012893	S.D. variável dependete		0.129297
S.E. da regressão	0.130128	Critério informação Akaike		-1.206435
Soma quadrados resíduos	1.879593	Critério informação Schwarz		-1.110959
Max Verossimilhança	73.37000	Estatística Durbin-Watson		2.198937

---

**Tabela 21:** quebra estrutural nos anos 90

**Fonte:** elaboração própria

Quando realizados o teste a partir dos dados trimestrais, encontramos quebra estrutural na renda real. Contudo não encontramos quebra estrutural na taxa de câmbio real.

Para uma quebra estrutural, em 1994 com dados trimestrais, temos:

Variável dependente: DLM				
Mínimos quadrados ordinários				
Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Prob.
DLY	-7.84E-08	2.59E-08	-3.031122	0.0030
DLER	-0.030849	0.197222	-0.156418	0.8760
DLY*DU	0.163626	0.100765	1.623832	0.1072
DLER_DU	-0.248484	0.326616	-0.760783	0.4484
R-quadrado	0.049126	Média variável dependente		0.011410
R-quadrado ajustado	0.023426	S.D. variável dependente		0.129297
S.E. da regressão	0.127774	Critério informação Akaike		-1.242951
Soma quadrados resíduos	1.812195	Critério informação Schwarz		-1.147475
Max Verossimilhança	75.46969	Estatística Durbin-Watson		2.201907

**Tabela 22:** quebra estrutural, em 1994 com dados trimestrais

**Fonte:** elaboração própria

Vale dizer, quando realizados o teste para quebra estrutural, para 1994, também não encontramos quebra estrutural na renda real ou na taxa de câmbio real.

Assim, concluímos que houve quebra estrutural na renda em 1990 e 1994, a partir dos dados anuais de 1951 a 2008, resultado que contraria parte dos trabalhos sobre história econômica brasileira. Isto porque, para muitos economistas, houve uma quebra estrutural em 1980 (por exemplo, Lima e Carvalho, 2009), resultado não confirmado por nossos testes. Em relação à taxa de câmbio real, encontramos uma quebra estrutural em 1994, ano de implementação do Plano Real. Quando o teste é realizado com os dados trimestrais de 1980-2008 e com a taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA, não encontramos nenhuma quebra estrutural.

Apesar da maior quantidade de observações com o teste realizado com os dados trimestrais, talvez a razão de não encontrarmos quebra estrutural ocorra porque o período entre 1951-79 seja importante para o teste da quebra estrutural nos anos 90, e sem essas observações – inexistentes trimestralmente para este período, como explicamos – perdemos alguns dados

importantes, com forte política cambial ativa e expressivo crescimento econômico. Se estivermos corretos, estes dados podem ser essenciais para assinalar alguma quebra estrutural.



### **3. Considerações finais**

O objetivo desse trabalho foi identificar se o crescimento econômico no Brasil sofreu algum bloqueio devido a restrições externas. Para tanto, fizemos uma análise da questão do crescimento econômico sob restrição promovida pelo setor externo, com uma revisão bibliográfica das teorias que englobam essa questão, as quais se iniciam, fundamentalmente, a partir da abordagem de crescimento econômico sob restrição externa elaborada por Thirlwall (1979).

No primeiro capítulo, fizemos um estudo acerca da evolução da abordagem sobre crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos. Inicialmente, estudamos a abordagem proposta por Harrod (1933) para, em seguida, trabalharmos com a abordagem de Thirlwall (1979). Na sequência, exploramos a primeira tentativa de incluir fluxos de capitais nos modelos, abordagem essa proposta por Thirlwall e Hussain (1982).

Moreno-Brid (1999; 2003), além de incluir estes fluxos internacionais de capitais e pagamento de juros, inseriu em seus modelos uma restrição ao crescimento da dívida externa. Porém, apresentamos também a abordagem proposta por Lima e Carvalho (2009), que inclui os fluxos internacionais de capitais e o pagamento de juros, mas não coloca qualquer restrição ao endividamento externo. Destacamos que, nessa dissertação, os testes realizados em relação ao crescimento externo seguiram sobretudo essa última abordagem. E por fim, apresentamos os modelos de Araújo e Lima (2007), que constróem versões multi-setoriais para a abordagem inicialmente proposta por Thirlwall.

No segundo capítulo, apresentamos a metodologia dos dados utilizados nesse trabalho, além da metodologia estatística. O Brasil foi escolhido por se tratar de uma das maiores economias da América Latina, com um crescimento econômico de 5% a.a, entre 1951-2008. As questões de pesquisa que nortearam esse trabalho podem ser expressas da seguinte maneira: o crescimento econômico do Brasil, no período entre os anos de 1951 a 2008, foi restrito pelo Balanço de Pagamentos? A resposta a essa pergunta, de acordo com nossa pesquisa teórica e estatística, é sim, pois, quando realizamos o teste do crescimento econômico restrito pelo Balanço de Pagamentos, para o período compreendido entre 1951-80, com a taxa de câmbio real calculada com relação ao deflator implícito do PIB, tanto pelo teste de McCombie (1989) quanto pelo teste

proposto por Alonso (1999), a conclusão é a de que não podemos refutar a hipótese de que o crescimento econômico é restrito pelo Balanço de Pagamentos. Quando realizamos o teste da restrição externa com a taxa de câmbio real calculada, primeiramente, de 1951-79, com relação ao IGP-DI, calculado pela FGV-RJ; e, de 1980 a 2008, pelo índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), tanto pelo teste de McCombie quanto pelo teste de Alonso igualmente não refutamos a hipótese de que o crescimento econômico efetivo foi distinto daquele compatível com o Balanço de Pagamentos. Contudo, o uso de dois índices de preços distintos pode ter prejudicado as estimativas.

Em seguida, realizamos o teste da restrição para o período compreendido entre 1980-08 com dados trimestrais e com a taxa de câmbio real calculada com relação ao IPCA, e os resultados referentes à restrição externa foram divergentes entre si, com só um deles – o principal, no nosso entender – corroborando os testes comentados acima. Assim, se por um lado o teste de McCombie não resultou em restrição externa, o teste de Alonso mostrou que o crescimento econômico pode ser considerado restrito pelo setor externo. Este último teste, por analisar se a taxa de crescimento efetivo é estatisticamente similar à taxa de crescimento do modelo, e por utilizar técnicas de cointegração entre essas taxas, é, na nossa opinião, como explicamos, mais preciso do que o de McCombie. Por isso, concluímos que a taxa de crescimento econômico efetiva, no Brasil, no período 1951-2008, foi aquela compatível com o Balanço de Pagamentos.

Por fim, realizamos o teste, ainda com dados trimestrais, para o período 1980-2008, com a taxa de câmbio real calculada pelo IPEADATA. A partir destes dados, para ambos os testes, de McCombie e Alonso, podemos concluir que a taxa de crescimento econômico não teria sofrido restrição externa. Contudo, parece-nos que, para a análise da restrição externa, a taxa de câmbio calculada pelo IPEADATA não fornece melhor estimativa para a taxa de câmbio real.

Em seguida, já que o câmbio real foi não significativo na relação de longo prazo para alguns dos testes em relação à restrição externa, e pelo fato de a taxa de câmbio real ser objeto de grande controvérsia dentro da discussão da abordagem de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos, fizemos cinco testes com base na equação:

$$\ln x_{liq} = \beta_0 + \beta_1 \ln (\text{câmbio real}) + \beta_2 \ln (\text{comércio mundial}) + \beta_3 (\text{renda interna})$$

sendo  $x_{liq}$  as exportações líquidas (exportação/importação), utilizando as importações mundiais em dólares constantes como *proxy* para o comércio mundial. Em um primeiro teste, foi realizada a análise para o período compreendido entre 1951 e 2008, sendo a taxa de câmbio real calculada da forma tradicional já explicada; as variáveis exportação e importação foram deflacionadas pelo IPC-EUA, assim como as importações internacionais; e os dados do Produto Interno Bruto a preços constantes foram coletados junto ao IBGE. Em um segundo teste, realizamos o mesmo procedimento para o período compreendido entre 1980 e 2008, com dados trimestrais. A principal diferença entre esse segundo teste e o terceiro se deu em relação à taxa de câmbio real, pois nesse segundo teste a taxa de câmbio real foi calculada em relação aos preços dos EUA, enquanto no terceiro teste a taxa de câmbio real foi calculada pelo IPEADATA. Em relação à renda interna, utilizamos a série do PIB a preços de mercado e a deflacionamos pelo IPCA.

Para o primeiro teste da validade do câmbio real, no período compreendido de 1951 a 2008, todas as variáveis se mostraram não significantes a 5%, no longo prazo; já a 10%, apenas a renda seria significativa. Os sinais estão dentro do esperado, ou seja, uma desvalorização cambial melhoraria as exportações líquidas, mas, no longo prazo, o coeficiente de ajuste é a renda interna, confirmando o resultado obtido com as elasticidades.

Já quando dividimos a série, primeiro entre os anos de 1951 e 1979, o ajuste de curto prazo é ainda realizado na renda, no entanto com problemas nos sinais dos coeficientes. Quando o teste é realizado com dados anuais entre 1980 e 2008, o ajuste de curto prazo é feito na renda e também no câmbio real; no entanto os coeficientes apresentam sinais contrários ao esperado. Foi interessante notar que o resultado obtido com o teste a partir de dados trimestrais, com a taxa de câmbio real calculada em relação aos preços dos EUA, difere dos resultados obtidos com os dados anuais, com a taxa de câmbio calculada da mesma forma. No caso do teste realizado com dados trimestrais e com a taxa de câmbio real calculada em relação ao IPCA, além das variáveis terem os sinais esperados, especialmente o câmbio real – o que significa que uma desvalorização cambial melhora as exportações líquidas – o câmbio, bem como as demais variáveis, comércio internacional e renda interna, são significantes a 5%. Assim, verifica-se a validade da taxa de câmbio real, para o Brasil, no período delimitado.

Já o teste da validade do câmbio real com dados trimestrais e com esse calculado pelo IPEADATA teve obtemos como resultado que a taxa de câmbio real é significativa a 5%, no longo prazo, e com o sinal esperado: uma desvalorização melhora as exportações líquidas. Ou seja, caso a autoridade econômica deseje aumentar as exportações líquidas, tem como opção de política econômica desvalorizar a taxa de câmbio real. No longo prazo, tanto o comércio mundial quanto a renda interna também são significantivamente diferentes de zero e com o sinal esperado.

A principal diferença em relação aos testes é que, quando estamos trabalhando com os dados trimestrais, os parâmetros são significantivamente de zero – ou seja, as variáveis taxa de câmbio real, comércio internacional, renda interna e exportações líquidas guardam uma relação de longo prazo – e, ademais, os sinais estão dentro do esperado. Isto implica que é possível aumentar as exportações com desvalorização cambial.

Em outro tópico do presente trabalho, realizamos testes de quebra estrutural. Quando realizamos o teste para quebra estrutural com dados anuais de 1951-08, observamos que, nos anos 1980, não houve quebra estrutural na renda e na taxa de câmbio real; já quando realizamos o teste para quebra estrutural nos anos 1990, observamos que houve quebra estrutural, e quando o teste é realizado para 1994, ano de implantação do Real, verificamos que houve quebra estrutural tanto na renda quanto na taxa de câmbio real.

Ainda dentro dos testes em relação à quebra estrutural, realizamos também o teste, agora com dados trimestrais, para o período compreendido entre 1980-08. Quando fizemos o teste da quebra estrutural nos anos 1990, não encontramos quebra nos parâmetros estimados, contrariando assim os resultados com dados anuais; o mesmo ocorrendo quando fizemos o teste de quebra estrutural para 1994. Uma hipótese do porquê dessa diferença entre os resultados obtidos com os dados anuais em relação aos trimestrais seria que, apesar de termos mais observações, deixamos de fora o período compreendido entre 1951-79, período esse marcado por políticas cambiais ativas e crescimento econômico expressivo. Talvez, sem essas observações – inexistentes trimestralmente para o período 1951-79 – perdemos alguns dados importantes, com forte política cambial ativa e expressivo crescimento econômico. Se estivermos corretos, estes dados podem ser essenciais para assinalar alguma quebra estrutural.

#### 4. BIBLIOGRAFIA

- ALONSO, J. A. Growth and the external constraint: lessons from the Spanish case. *Applied Economics*, 31(2), 245-253, 1999.
- ANDIMA, Dívida Externa & Plano Brady. Informativo Semanal, Rio de Janeiro, ANDIMA, 1995.
- ARAUJO, R.A. ; LIMA, G.T. A Structural Economic Dynamics Approach to Balance-of-Payments-Constrained Growth. *Cambridge Journal of Economics*, v. 31, p. 755-774, 2007.
- BRITTO, Gustavo ; MCCOMBIE, John S.L. Thirlwall's law and the long-term equilibrium growth rate: an application to Brazil. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 32, p. 115-136, 2009.
- BÉRTOLA, L.; Higachi, H.; Porcile, G. Balance-of-Payments-Constrained Growth in Brazil: A Test of Thirlwall's Law, 1890-1973. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 25, No. 1 , pp. 123-140, autumn 2002.
- BARBOSA F<sup>o</sup>, Nelson H. The Balance-of-Payment Constraint: from balanced trade to sustainable debt. Center for Economic Policy Analysis (CEPA), New School University, WP 2001.06. New York: Mimeo., jan. 2002.
- BARBOSA F<sup>o</sup>, Nelson H. Growth, exchange rates and trade in Brazil: a structuralist post-Keynesian approach. *Nova Economia*, v. 14, n. 2, p. 59-86, maio/ago. 2004.
- BUENO, Rodrigo. L.S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CARDOSO, Eliana. A crise monetária no Brasil: migrando da âncora cambial para o regime flexível. *Revista de Economia Política*, vol 21, nº 3 (83), jul.-set. 2001.
- CARVALHO, V.R. A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira: investigando as relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico. Dissertação (Mestrado)–IPE-FEA-USP, São Paulo, 2006.
- CHESNAIS, F. *A mundialização do Capital*, Rio de Janeiro: Xamã, 1996.
- CULPEPER, Roy. Retomada das Afluências de Capital Privado para a América Latina: O papel dos investidores norte-americanos. In: FFRENCH-DAVIS, Ricardo; GRIFFITH-JONES, Stephany. *Os Fluxos Financeiros na América Latina*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1997.

DICKEY, D.A; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, n.366, p.427-31, 1979.

\_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, n.4, p.1057-73, 1981.

EICHENGREEN, B.A. *A Globalização do Capital. Uma historia do Sistema Monetário Internacional*. São Paulo: Editora 34, 2000.

FANELLI, José M.; MACHINEA, José L. O movimento de capitais na Argentina. In: FRENCH-DAVIS, Ricardo; GRIFFITH-JONES, Stephany. *Os Fluxos Financeiros na América Latina*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1997.

GOUVÊA, R.R.; LIMA, G.T. Structural change, balance-of-payments constraint, and economic growth: evidence from the multisectoral Thirlwall's law. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 33, p. 169-204, 2010.

HARROD, R. *International Economics*, Cambridge University Press, 1933.

JAYME Jr., F.G. Balance-of-Payments-Constrained Economic Growth in Brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 23, nº 1 (89), January-March 2003.

JOHANSEN, S. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford, 1995.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C.B.; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheiol. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of econometrics*, v.54, p. 159-178, 1992.

KALDOR, N. What is wrong with economic theory?. *Quarterly Journal of Economics*. Aug. 1975.

\_\_\_\_\_. *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom: an Inaugural Lecture*. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

\_\_\_\_\_. The Case for Regional Policies. *Scottish Journal of Political Economy*, 17, 337-348, 1970.

\_\_\_\_\_. The Irrelevance of Equilibrium Economics. *The Economic Journal*, 82, 1237-1255, 1972.

KENNEDY, C; THIRLWALL, A.P. Import penetration, export performance and Harrod's trade multiplier. *Oxford Economic Papers*, July.

- LALL, S. (2000). The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-1998. QEH Working Paper Series, n. 44.
- LIMA, G.T; CARVALHO, V.R. Estrutura Produtiva, Restrição Externa e Crescimento Econômico: A Experiência Brasileira. Economia e Sociedade (UNICAMP. Impresso), v. 18, p. 31-60, 2009.
- LÓPEZ, J.G; Cruz, A.B. "Thirlwall's Law" and beyond: The Latin American Experience. Journal of Post Keynesian Economics, Vol. 22, No. 3, pp. 477-495, spring, 2000.
- McCOMBIE, J.S.L. 'Thirlwall's Law' and balance of payments constrained growth—a comment on the debate. Applied Economics, 21(5), 611-629, 1989.
- \_\_\_\_\_. On the Empirics of Balance-of-Payments-Constrained Growth. Journal of Post Keynesian Economics, Vol. 19, No. 3, pp. 345-37, spring 1997.
- MORENO-BRID, J.C. "On capital flows and the balance-of-payments constrained growth model". Journal of Post Keynesian Economics, v. 21, n. 2, p. 283-298, winter 1998-99.
- \_\_\_\_\_. Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: a theoretical and empirical analysis. Metroeconomica, v. 54, n. 2-3, p. 346-365, may 2003.
- \_\_\_\_\_. & PÉREZ, E. Trade Liberalization and Economic Growth in Central America. Cepal Review, n.81, dez. 2003.
- PHILLIPS, Peter; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- SILVA, Maria L.F. Plano Real e âncora cambial. Revista de Economia Política. Vol 22, nº 3 (87), jul.-set. 2002.
- SILVA, Evaldo H. Crescimento econômico, competitividade industrial e desempenho tecnológico: uma abordagem kaldoriana-evolucionária. Tese (Doutorado) - Instituto de Economia Industrial, Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: UFRJ, 2008.
- SILVEIRA, F.; ROMERO, J.P.; BRITTO, G. Mudança estrutural, sistema nacional de inovações e restrição do balanço de pagamentos: análise teórica e empírica do caso brasileiro. Encontro Nacional de Economia da ANPEC, 2010.
- TAVARES, Maria da C. A Retomada da hegemonia norte-americana. Revista de Economia Política, v. 5, n. 2, p. 5-15, abr./jun. 1985.

THIRLWALL, A. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences, Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review, Vol. 128, 1979.

\_\_\_\_\_; HUSSAIN, M.N. The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. Oxford Economic Papers, New Series, v. 34, n. 3, p. 498-510, nov. 1982.

ZENDRON, Patrícia Instituições Bancárias, Concessão de Crédito e Preferência pela Liquidez: Três Ensaio na Perspectiva Pós-Keynesiana. Tese (Doutorado) - Instituto de Economia Industrial, Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: UFRJ, 2006.



## APÊNDICE A

### Testes de raiz unitária

**Tabela 23: Teste Dickey-Fuller Aumentado para variáveis selecionadas**

<b>Variável: Ln das importações de 1951 a 2008</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	1	-0.055917	-3552666	-2914517	-2595033	0.168323	não	signif	Aceita RU
Cte e tend									
Cte	1	-2370136	-4130526	-3492149	-3174802	2330485	Signif		Aceita RU
Tend						2652431	Signif		
Nada	1	1367598	-2606911	-1946764	-1613062				Rejeita RU
<b>Variável: Ln da renda de 1951 a 2008</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	1	-2430264	-3550396	-2913549	-2594521	4029879	Signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	1	-1227573	-4127338	-3490662	-3173943	2295690	Signif		Aceita RU
Tend						0.593981	não	signif	
Nada	2	0.651754	-2606911	-1946764	-1613062				Rejeita RU
<b>Variável: Ln câmbio real de 1951 a 2008</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	1	-0.047481	-3552666	-2914517	-2595033	1073613	não	signif	Aceira RU
Cte e tend									
Cte	1	-1711660	-4130526	-3492149	-3174802	-1521872	não	signif	Aceira RU
Tend						1835917	não	signif	
Nada	1	-1726104	-2606911	-1946764	-1613062				Aceira RU
<b>Variável: Ln das exportações líquidas anuais (lxliq) de 1951 a 2008</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	0	-2582512	-3550396	-2913549	-2594521	1383957	não	signif	Aceita RU
Cte e tend									
Cte	0	-2602501	-4127338	-3490662	-3173943	0.381065	não	signif	Aceita RU
Tend						0.493560	não	signif	
Nada	0	-2164379	-2606163	-1946654	-1613122				Aceita RU
<b>Variável: Ln do comércio internacional anual (lcm) de 1951 a 2008</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				

Cte	0	-2582512	-3550396	-2913549	-2594521	1383957	não signif	Aceira RU
Cte e tend								
Cte	0	-2602501	-4127338	-3490662	-3173943	0.381065	não signif	Aceira RU
Tend						0.493560	não signif	
Nada	0	-2164379	-2606163	-1946654	1613122			Aceira RU
<b>Variável: Ln do comércio internacional anual (lcm) de 1951 a 2008</b>								
Teste ADF	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	1	-0.504952	-3552666	-2914517	-2595033	0.775305	não signif	Aceira RU
Cte e tend								
Cte	1	-2298594	-4130526	3492149	-3174802	2352573	Signif	Aceira RU
Tend						2273272	Signif	
Nada	1	1500189	-2606911	-1946764	-1613062			Rejeita RU
<b>Variável: Ln das importações líquidas trimestrais de 1980-2009 (lxliq)</b>								
Teste ADF	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	2	-2210118	-3487046	-2886290	-2580046	1845829	não signif	Aceita RU
Cte e tend								
Cte	2	-2486922	-4038365	-3448681	-3149521	2310615	Signif	Aceita RU
Tend						-1523179	não signif	
Nada	2	-1257843	-2584877	-1943587	-1614912			Aceita RU
<b>Variável: Ln das importações líquidas anual de 1951-1979 (lxliq)</b>								
Teste ADF	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	0	-2612968	-3689194	-2971853	-2625121	0.382405	não signif	Aceita RU
Cte e tend								
Cte	0	-3189844	-4323979	-3580623	-3225334	1732463	não signif	Aceita RU
Tend						-1735744	não signif	
Nada	0	-2635117	-2650145	-1953381	-1609798			Aceita RU
<b>Variável: Ln do câmbio real anual de 1951-1979 (Ler)</b>								
Teste ADF	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	0	-0.541744	-3689194	-2971853	-2625121	0.367479	não signif	Aceita RU
Cte e tend								
Cte	5	-3263114	-4416345	-3622033	-3248592	-3226187	Signif	Aceita RU
Tend						3161439	Signif	
Nada	0	-2538200	-2650145	-1953381	-1609798			Aceita RU
<b>Variável: Ln do comércio internacional anual de 1951-1979 (Lcm)</b>								

Teste	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	2	1603264	-3711457	-2981038	-2629906			Rejeita RU
Cte e tend								
Cte	1	-0.539445	-4339330	-3587527	-3229230	0.335167	não signif	Aceita RU
Tend	1					1950702	não signif	
Nada	1	1401947	-2653401	-1953858	-1609571			Rejeita RU
<b>Variável: Ln da renda real anual de 1951-1979 (Ly)</b>								
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	1	0.162993	-3699871	-2976263	-2627420			Rejeita RU
Cte e tend								
Cte	1	-2147929	-4339330	-3587527	-3229230	-1505582	não signif	Aceita RU
Tend						2179960	Signif	
Nada	1	0.392987	-2653401	-1953858	-1609571			Rejeita RU
<b>Variável: Ln das importações líquidas anuais de 1980-2008 (lxliq)</b>								
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	4	-2756221	-3737853	-2991878	-2635542	1659255	não signif	Aceita RU
Cte e tend								
Cte	4	-2858528	-4394309	-3612199	-3243079	1573643	não signif	Aceita RU
Tend						-		
						0.963390	não signif	
Nada	0	-1086217	-2650145	-1953381	-1609798			Aceita RU
<b>Variável: Ln do câmbio real anual de 1980-2008 (Ler)</b>								
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	1	-1583685	-3699871	-2976263	-2627420	0.632789	não signif	Aceita RU
Cte e tend								
Cte	1	-0.755129	-4339330	-3587527	-3229230	0.205339	não signif	Aceita RU
Tend						0.299896	não signif	
Nada	1	-2147510	-2653401	-1953858	-1609571			Aceita RU
<b>Variável: Ln do comércio internacional anual de 1980-2008 (Lcm)</b>								
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab 1%	ADFtab 5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi termos	signif RU
Cte	1	-0.186286	-3699871	-2976263	-2627420	0.207742	não signif	Aceita RU
Cte e tend								
Cte	1	-1456384	-4339330	-3587527	-3229230	1423347	não signif	Aceita RU
Tend						2119825	Signif	
Nada	1	1030659	-2653401	-1953858	-1609571			Rejeita RU

<b>Variável: Ln da renda real anual de 1980-2008 (Ly)</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	0	1175258	-3689194	-2971853	-2625121	0.706542	não signif		Rejeita RU
Cte e tend									
Cte	2	-4031106	-4356068	-3595026	-3233456	4085952	Signif		Aceita RU
Tend						4072115	Signif		
Nada	0	4353308	-2650145	-1953381	-1609798				Rejeita RU
<b>Variável: Ln das importações líquidas trimestrais de 1980-2008 (lxliq)</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	2	-2156916	-3489117	-2887190	-2580525	1782021	não signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	2	-2428016	-4041280	-3450073	-3150336	2314759	signif		Aceita RU
Tend						-1568868	não signif		
Nada	2	-1247811	-2585587	-1943688	-1614850				Aceita RU
<b>Variável: Ln do câmbio real com o calculo em relação ao IPA-EUA trimestrais de 1980-2008 (Ler)</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	1	-1965379	-3488585	-2886959	-2580402	1063403	não signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	1	-0.454954	-4040532	-3449716	-3150127	0.509486	não signif		Aceita RU
Tend						0.322501	não signif		
Nada	1	-2643984	-2585405	-1943662	-1614866				Rejeita RU
<b>Variável: Ln do câmbio real com o realizado pelo IPEADATA trimestrais de 1980-2008 (Ler)</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	0	-2373567	-3488063	-2886732	-2580281	2371584	signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	0	-2409771	-4039797	-3449365	-3149922	2363569	Signif		Aceita RU
Tend						0.701489	não signif		
Nada	0	-0.095087	-2585226	-1943637	-1614882				Aceita RU
<b>Variável: Ln do comercio mundial trimestrais de 1980-2008 (Lcm)</b>									
Teste	Defas	ADFcal	ADFtab	ADFtab	ADFtab	t-cal	signifi	termos	signif RU
ADF			1%	5%	10%				
Cte	1	-1608931	-3488585	-2886959	-2580402	1622567	não signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	1	-2603586	-4040532	-3449716	-3150127	2591638	Signif		Aceita RU
Tend						2103506	signif		

Nada	2	0.786374	-2585587	-1943688	-1614850				Rejeita RU
<b>Variável: Ln da renda interna trimestrais de 1980-2008 (Ly)</b>									
Teste			ADFtab	ADFtab					
ADF	Defas	ADFcal	1%	5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi	termos	signif RU
Cte	1	-1760903	-3488585	-2886959	-2580402	2255795	signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	1	-0.675495	-4040532	-3449716	-3150127	0.678764	não signif		Aceita RU
Tend						0.017224	não signif		
Nada	1	-0.754939	-2585405	-1943662	-1614866				Aceita RU
<b>Variável: Ln das importações trimestrais de 1980-2008 (Lm)</b>									
Teste			ADFtab	ADFtab					
ADF	Defas	ADFcal	1%	5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi	termos	signif RU
Cte	4	-0.420806	-3488063	-2886732	-2580281	0.475205	não signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	4	-3040888	-4039797	-3449365	-3149922	2998936	Signif		Aceita RU
Tend						3215420	Signif		
Nada	4	0.901725	-2585226	-1943637	-1614882				Rejeita RU
<b>Variável: Ln do cambio real a partir do deflator implícito do PIB de 1951-2008 (Ler)</b>									
Teste			ADFtab	ADFtab					
ADF	Defas	ADFcal	1%	5%	ADFtab 10%	t-cal	signifi	termos	signif RU
Cte	2	-0.842388	-3555023	-2915522	-2595565	0.198664	não signif		Aceita RU
Cte e tend									
Cte	2	-2880606	-4133838	-3493692	-3175693	-2715050	Signif		Aceita RU
Tend						2745387	Signif		
Nada	2	-1228880	-2607686	-1946878	-1612999				Aceita RU

Para o teste DFA temos que para a maior parte das variáveis envolvidas nesse estudo podem ser consideradas estacionárias quando são logarimitizadas.

**Tabela 24: Teste Phillips-Perron**

Variável: Ln da Importação (M) de 1951 a 2008	PP cal	PP tab 1%	PP tab 5%	PP tab 10%	signif RU
Cte	-0.035010	-3550396	-2913549	-2594521	Aceita RU
Cte e tend	-2326388	-4127338	-3490662	-3173943	Aceita RU
Nada	1403811	-2606163	-1946654	-1613122	Rejeita RU
Variável: Ln da renda de 1951 a 2008	PP cal	PP tab 1%	PP tab 5%	PP tab 10%	signif RU
Cte	-2708357	-3548208	-2912631	-2594027	Aceita RU

Cte e tend	-0.911589	-4124265	-3489228	-3173114	Aceita RU
Nada	1534130	-2605442	-1946549	-1613181	Rejeita RU
<b>Variável: Ln do cambio real (ER) de 1951 a 2008</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	0.237448	-3550396	-2913549	-2594521	Rejeita RU
Cte e tend	-1720335	-4127338	-3490662	-3173943	Aceita RU
Nada	-1809271	-2606163	-1946654	-1613122	Aceita RU
<b>Variável: Ln das exportações líquidas anuais (Lxliq) de 1951 a 2008</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-2582512	-3550396	-2913549	-2594521	Aceita RU
Cte e tend	-2602501	-4127338	-3490662	-3173943	Aceita RU
Nada	-2164379	-2606163	-1946654	-1613122	Aceita RU
<b>Variável: Ln do comercio internacional (Lcm) de 1951 a 2008</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-0.182740	-3550396	-2913549	-2594521	Aceita RU
Cte e tend	-1906598	-4127338	-3490662	-3173943	Aceita RU
Nada	1935640	-2606163	-1946654	-1613122	Rejeita RU
<b>Variável: Ln das exportações líquidas anuais (Lxliq) de 1951 a 1979</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-2582482	-3689194	-2971853	-2625121	Aceita RU
Cte e tend	-3142630	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	-2603581	-2650145	-1953381	-1609798	Aceita RU
<b>Variável: Ln do câmbio real (Ler) de 1951-1979</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-0.541744	-3689194	-2971853	-2625121	Aceita RU
Cte e tend	-2802040	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	-3393012	-2650145	-1953381	-1609798	Rejeita RU
<b>Variável: Ln do comercio internacional (Lcm) de 1951 a 1979</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	2659858	-3689194	-2971853	-2625121	Rejeita RU
Cte e tend	-0.086880	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	1725649	-2650145	-1953381	-1609798	Rejeita RU
<b>Variável: Ln da renda de 1951 a 1979</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	0.301688	-3689194	-2971853	-2625121	Rejeita RU
Cte e tend	-1773604	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	1175761	-2650145	-1953381	-1609798	Rejeita RU
<b>Variável: Ln das exportações líquidas anuais (Lxliq) de 1980-2008</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-2097009	-3689194	-2971853	-2625121	Aceita RU
Cte e tend	-2180100	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	-1244862	-2650145	-1953381	-1609798	Aceita RU

<b>Variável: Ln do câmbio real (Ler) de 1980-2008</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-1405362	-3689194	-2971853	-2625121	Aceita RU
Cte e tend	-0.522427	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	-2687209	-2650145	-1953381	-1609798	Rejeita RU
<b>Variável: Ln do comercio internacional (Lcm) de 1980-2008</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	0.345807	-3689194	-2971853	-2625121	Rejeita RU
Cte e tend	-0.936313	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	1180718	-2650145	-1953381	-1609798	Rejeita RU
<b>Variável: Ln da renda de 1951 a 1979</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	0.895340	-3689194	-2971853	-2625121	Rejeita RU
Cte e tend	-2390379	-4323979	-3580623	-3225334	Aceita RU
Nada	3623478	-2650145	-1953381	-1609798	Rejeita RU
<b>Variável: Ln das exportações líquidas trimestrais de 1980-2008 (lxliq)</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-3020406	-3488063	-2886732	-2580281	Aceita RU
Cte e tend	-3146157	-4039797	-3449365	-3149922	Aceita RU
Nada	-1818696	-2585226	-1943637	-1614882	Aceita RU
<b>Variável: Ln do câmbio real calculado em relação ao IPA-EUA trimestrais de 1980-2008 (ler)</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-2019624	-3488063	-2886732	-2580281	Aceita RU
Cte e tend	0.086108	-4039797	-3449365	-3149922	Rejeita RU
Nada	-3557661	-2585226	-1943637	-1614882	Rejeita RU
<b>Variável: Ln do câmbio real calculado pelo IPEADATA trimestrais de 1980-2008 (ler)</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-2589504	-3488063	-2886732	-2580281	Aceita RU
Cte e tend	-2622840	-4039797	-3449365	-3149922	Aceita RU
Nada	-0.096577	-2585226	-1943637	-1614882	Aceita RU
<b>Variável: Ln do comercio mundial trimestrais de 1980-2008 (lcm)</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-0.734917	-3488063	-2886732	-2580281	Aceita RU
Cte e tend	-1773976	-4039797	-3449365	-3149922	Aceita RU
Nada	0.936699	-2585226	-1943637	-1614882	Rejeita RU
<b>Variável: Ln da renda interna trimestrais de 1980-2008 (ly)</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	-1933353	-3488063	-2886732	-2580281	Aceita RU
Cte e tend	0.018690	-4039797	-3449365	-3149922	Rejeita RU
Nada	-0.573342	-2585226	-1943637	-1614882	Aceita RU
<b>Variável: Ln das importações trimestrais de 1980-2008 (lm)</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>

Cte	-0.170148	-3486064	-2885863	-2579818	Aceita RU
Cte e tend	-2868924	-4036983	-3448021	-3149135	Aceita RU
Nada	1081902	-2584539	-1943540	-1614941	Rejeita RU
<b>Variável: Ln do cambio real a partir do deflator implícito do PIB de 1951-2008 (Ler)</b>	<b>PP cal</b>	<b>PP tab 1%</b>	<b>PP tab 5%</b>	<b>PP tab 10%</b>	<b>signif RU</b>
Cte	0.280964	-3550396	-2913549	-2594521	Rejeita RU
Cte e tend	-1650253	-4127338	-3490662	-3173943	Aceita RU
Nada	-1939830	-2606163	-1946654	-1613122	Aceita RU

Assim como no teste DFA, o teste Phillips-Perron confirma que para a maior parte das variáveis envolvidas no estudo as series são estacionárias quando logarimitizadas.

**Tabela 25: O teste KPSS**

<b>variável: Ln da importação (M) de 1951 a 2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.792353	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade
Cte e tend	0.068717	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln da renda de 1951 a 2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.914275	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade
Cte e tend	0.232506	0.216000	0.146000	0.119000	rejeita estacionariedade
<b>variável: Ln do cambio real (ER) de 1951 a 2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.828733	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade
Cte e tend	0.195150	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln das exportações líquidas anuais (Lxliq) de 1951 a 2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.175242	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.061782	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln do comercio mundial anual (Lcm) de 1951 a 2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.841726	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade
Cte e tend	0.116671	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln das exportações líquidas anuais (Lxliq) de 1951-1979</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.352276	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.125122	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln do cambio real anual (ER) de 1951-1979</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.674762	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.081795	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade



<b>variável: Ln do comercio mundial anual (Lcm) de 1951-1979</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.473615	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.172479	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln da renda de 1951-1979</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.686740	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.112377	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln do comercio mundial anual (Lcm) de 1980-2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.130412	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.088739	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln do cambio real anual (ER) de 1980-2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.633661	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.145773	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln do comercio mundial anual (Lcm) de 1980-2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.439689	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.084571	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln da renda de 1980-2008</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.687593	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.153757	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln das exportações líquidas trimestrais de 1980-2008 (Lxliq)</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.197334	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.130648	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln do câmbio real calculado em relação ao IPA-EUA trimestrais de 1980-2008 (Ler)</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	1.137.675	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade
Cte e tend	0.284923	0.216000	0.146000	0.119000	rejeita estacionariedade
<b>variável: Ln do câmbio real calculado pelo IPEDATA trimestrais de 1980-2008 (Ler)</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.129215	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.115637	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln do comercio mundial trimestrais de 1980-2008 (Lcm)</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.662888	0.739000	0.463000	0.347000	aceita estacionariedade
Cte e tend	0.113603	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>variável: Ln da renda interna trimestrais de 1980-2008 (Ly)</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	1143324	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade

Cte e tend	0.281168	0.216000	0.146000	0.119000	rejeita estacionariedade
<b>variável: Ln das importações trimestrais de 1980-2008 (Ly)</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	1066550	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade
Cte e tend	0.129472	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade
<b>Variável: Ln do cambio real a partir do deflator implícito do PIB de 1951-2008 (Ler)</b>	<b>KPSS cal</b>	<b>KPSS tab 1%</b>	<b>KPSS tab 5%</b>	<b>KPSS tab 10%</b>	<b>Signif Estacionariedade</b>
Cte	0.836656	0.739000	0.463000	0.347000	rejeita estacionariedade
Cte e tend	0.196602	0.216000	0.146000	0.119000	aceita estacionariedade

Para a maioria das variáveis aceitamos a hipótese de estacionariedade, com alguns problemas nas series câmbio real calculada com relação aos preços no atacado dos Estados Unidos, e algum problema com a serie renda interna trimestral.

## APÊNDICE B – Testes de restrição externa

### Elasticidade-renda das importações

#### VAR – Vetor auto regressivo

Seleção de defasagem

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: LM LR LER  
 Exogenous variables: C  
 Date: 08/10/10 Time: 23:51  
 Sample: 1951 2008  
 Included observations: 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-256.6500	NA	3.612843	9.798113	9.909639	9.841000
1	64.41455	593.6665	2.78e-05	-1.977908	-1.531804*	-1.806358
2	81.80074	30.17979*	2.03e-05*	-2.294367*	-1.513686	-1.994155*
3	85.97397	6.771654	2.46e-05	-2.112225	-0.996966	-1.683350
4	90.96300	7.530612	2.91e-05	-1.960868	-0.511030	-1.403330
5	95.25864	5.997694	3.58e-05	-1.783345	0.001070	-1.097145

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Vetor de Correção de Erros – VECM

#### Escolha dos termos determinísticos

Date: 09/19/10 Time: 18:06

Sample: 1951 2008

Included observations: 57

Series: LM LR LER

Lags interval: No lags

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	1	0	0
Max-Eig	2	2	1	1	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

#### Teste de cointegração de Johansen

Date: 08/11/10 Time: 00:22

Sample (adjusted): 1952 2008

Included observations: 57 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LM LR LER

Lags interval (in first differences): No lags

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.420715	38.96990	29.79707	0.0033
At most 1	0.112845	7.850170	15.49471	0.4816
At most 2	0.017826	1.025248	3.841466	0.3113

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.420715	31.11973	21.13162	0.0014
At most 1	0.112845	6.824922	14.26460	0.5101
At most 2	0.017826	1.025248	3.841466	0.3113

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

LM	LR	LER
-1.062205	1.766930	0.023561
2.349097	-2.114466	0.027849
-1.053896	-1.025459	0.128806

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LM)	0.048507	-0.022560	0.020175
D(LR)	-0.016257	-0.006104	0.002959
D(LER)	0.366770	-0.251616	-0.064168

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      62.19488

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LM	LR	LER
1.000000	-1.663455	-0.022181
	(0.31113)	(0.01928)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LM)	-0.051524
	(0.02505)
D(LR)	0.017269
	(0.00493)
D(LER)	-0.389585
	(0.14159)

2 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      65.60734

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LM	LR	LER
1.000000	0.000000	0.051990
		(0.02945)
0.000000	1.000000	0.044589
		(0.02157)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LM)	-0.104521	0.133412
	(0.06029)	(0.06443)
D(LR)	0.002930	-0.015819
	(0.01178)	(0.01259)
D(LER)	-0.980655	1.180090
	(0.33233)	(0.35521)

### Teste dos resíduos

Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log importações	0.518588	3.645285	3.543804	2	0.170009
Log renda real	-0.422119	3.230662	1.819114	2	0.402702
Log câmbio real	1.101002	4.992592	20.94571	2	0.000028

### Teste da renda efetiva contra a renda estimada

#### Critério de seleção

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: Y Y\*

Exogenous variables: C

Date: 02/23/11 Time: 18:44

Sample: 1951 2008

Included observations: 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	156.6228	NA	1.00e-05	-5.834822	-5.760472	-5.806231
1	166.3429	18.33990*	8.08e-06*	-6.050677*	-5.827625*	-5.964902*
2	170.1871	6.963064	8.13e-06	-6.044798	-5.673044	-5.901839
3	172.6227	4.227820	8.65e-06	-5.985763	-5.465309	-5.785622
4	175.6908	5.094244	8.99e-06	-5.950598	-5.281442	-5.693273
5	177.3531	2.634474	9.87e-06	-5.862380	-5.044523	-5.547872

---

---

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### VAR(1) correspondente a um VE(0)

Date: 02/23/11 Time: 18:49

Sample: 1951 2008

Included observations: 56

Series: Y Y\*

Lags interval: 1 to 1

---

---

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

---

---

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

**Como um VEC(0) gerou mais de um vetor de cointegração, utilizamos um VEC(1), e escolhemos o modelo 2.**

### Escolha dos termos determinísticos

Date: 02/23/11 Time: 19:00

Sample: 1951 2008

Included observations: 56

Series: Y Y\*

Lags interval: 1 to 1

---

---

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

---

---

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

**Elasticidade-renda das importações anuais (com a taxa de cambio real calculada com base no deflator implícito do PIB)**

**Seleção de defasagens**

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: LM LR LER  
 Exogenous variables: C  
 Date: 01/17/11 Time: 22:06  
 Sample: 1951 2008  
 Included observations: 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-254.9831	NA	3.392585	9.735210	9.846736	9.778097
1	76.48538	612.9039	1.76e-05	-2.433411	-1.987307	-2.261861
2	104.6028	48.80761	8.60e-06	-3.154823	-2.374141*	-2.854610*
3	116.6658	19.57384*	7.73e-06*	-3.270406*	-2.155146	-2.841531
4	118.6862	3.049800	1.02e-05	-3.007028	-1.557191	-2.449491
5	122.0160	4.649025	1.30e-05	-2.793055	-1.008640	-2.106855

\* indicates lag order selected by the criterion  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: Final prediction error  
 AIC: Akaike information criterion  
 SC: Schwarz information criterion  
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Termos determinísticos**

Date: 01/17/11 Time: 22:09  
 Sample: 1951 2008  
 Included observations: 56  
 Series: LM LR LER  
 Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	0	0
Max-Eig	1	2	1	0	0

---

---

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Teste de cointegração

Date: 01/17/11 Time: 22:11

Sample (adjusted): 1953 2008

Included observations: 56 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LM LR LER

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

---

---

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.314557	35.26801	29.79707	0.0106
At most 1	0.186352	14.11737	15.49471	0.0798
At most 2	0.044833	2.568663	3.841466	0.1090

---

---

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

---

---

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.314557	21.15064	21.13162	0.0497
At most 1	0.186352	11.54871	14.26460	0.1288
At most 2	0.044833	2.568663	3.841466	0.1090

---

---

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

---

---

LM	LR	LER
-1.250546	1.778273	0.058842
-2.479680	2.792828	-0.052097
-1.278147	-0.963256	0.115300

---

---



Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LM)	0.071886	0.033197	0.018418
D(LR)	-0.005477	0.004415	0.005980
D(LER)	-0.060930	0.242356	-0.046561

1 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            95.63417

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LM	LR	LER
1.000000	-1.421997 (0.37628)	-0.047053 (0.02252)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LM)	-0.089896 (0.02754)
D(LR)	0.006849 (0.00545)
D(LER)	0.076196 (0.10675)

2 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            101.4085

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LM	LR	LER
1.000000	0.000000	0.280242 (0.07763)
0.000000	1.000000	0.230166 (0.06291)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LM)	-0.172214 (0.05979)	0.220546 (0.07128)
D(LR)	-0.004098 (0.01197)	0.002590 (0.01428)
D(LER)	-0.524770 (0.21753)	0.568510 (0.25934)

**Teste dos resíduos**

**Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera**

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log importações	0.473895	2.895697	2.122432	2	0.346208
Log renda real	-1.106999	4.915820	20.00170	2	0.000045
Log câmbio real	0.737223	3.669562	6.118709	2	0.046918

### Teste da renda efetiva contra a renda estimada sob restrição

#### Seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: Y Y\*

Exogenous variables: C

Date: 02/23/11 Time: 20:16

Sample: 1951 2008

Included observations: 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	47.46095	NA	0.000617	-1.715507	-1.641157	-1.686916
1	56.91090	17.83011*	0.000502*	-1.921166*	-1.698114*	-1.835391*
2	59.74552	5.134398	0.000525	-1.877189	-1.505436	-1.734231
3	62.40076	4.609089	0.000554	-1.826444	-1.305989	-1.626302
4	63.54644	1.902277	0.000619	-1.718734	-1.049578	-1.461409
5	65.63107	3.303930	0.000669	-1.646455	-0.828598	-1.331947

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

#### Escolha dos termos determinísticos

Date: 02/23/11 Time: 20:18

Sample: 1951 2008

Included observations: 56

Series: Y Y\*

Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Teste de cointegração sob restrição

Date: 02/23/11 Time: 20:22

Sample (adjusted): 1953 2008

Included observations: 56 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: Y Y\*

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.361803	32.76370	20.26184	0.0006
At most 1	0.127121	7.613678	9.164546	0.0976

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.361803	25.15003	15.89210	0.0013
At most 1	0.127121	7.613678	9.164546	0.0976

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,2)=1

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
1	53.30940	3.482818	1	0.062009

1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.

Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	Y*	C
1.000000 (0.00000)	1.000000 (0.00000)	-0.197077 (0.07907)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.020512 (0.01169)
D(Y*)	-1.118966 (0.23353)

## Elasticidade-renda das importações – dados trimestrais – taxa de cambio real calculada em relação ao IPCA-Brasil

### Seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: LM LY LER  
 Exogenous variables: C  
 Date: 01/18/11 Time: 00:57  
 Sample: 1/01/1980 2/01/2008  
 Included observations: 108

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-390.2562	NA	0.291969	7.282522	7.357025	7.312730
1	160.3643	1060.454	1.29e-05	-2.747487	-2.449472	-2.626653
2	242.1383	152.9477	3.34e-06	-4.095154	-3.573628*	-3.883694
3	258.7066	30.06844	2.91e-06	-4.235308	-3.490271	-3.933223*
4	271.3865	22.30723	2.72e-06	-4.303454	-3.334907	-3.910743

5	284.6097	22.52834*	2.53e-06*	-4.381661*	-3.189602	-3.898324
6	287.6155	4.954042	2.84e-06	-4.270657	-2.855088	-3.696696
7	293.3867	9.191210	3.03e-06	-4.210865	-2.571785	-3.546278
8	301.2717	12.11956	3.12e-06	-4.190217	-2.327626	-3.435004

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Termos determinísticos

Date: 01/18/11 Time: 00:58

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 114

Series: LM LY LER

Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	0	0
Max-Eig	1	1	1	0	1

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Teste de cointegração de Johansen

Date: 01/18/11 Time: 01:00

Sample (adjusted): 1/21/1980 2/01/2008

Included observations: 114 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LM LY LER

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.194420	40.27104	35.19275	0.0130

At most 1	0.076106	15.62511	20.26184	0.1926
At most 2	0.056260	6.601108	9.164546	0.1491

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.194420	24.64593	22.29962	0.0231
At most 1	0.076106	9.024003	15.89210	0.4313
At most 2	0.056260	6.601108	9.164546	0.1491

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b-I):

LM	LY	LER	C
5.157415	-4.353471	4.329789	2.565118
-1.082861	0.538882	-0.411832	4.322766
0.140624	4.077824	-4.217565	-51.61956

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LM)	-0.035266	0.024928	-0.005629
D(LY)	-0.033333	-0.008109	-0.018139
D(LER)	-0.062598	-0.025941	0.005461

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      254.1780

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LM	LY	LER	C
1.000000	-0.844119	0.839527	0.497365
	(0.16390)	(0.16945)	(2.00611)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LM)	-0.181880
	(0.05794)
D(LY)	-0.171914

	(0.05231)		
D(LER)	-0.322845		
	(0.07869)		
<hr/>			
2 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	258.6900	
<hr/>			
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LM	LY	LER	C
1.000000	0.000000	-0.279253	-10.44014
		(0.08269)	(1.07178)
0.000000	1.000000	-1.325382	-12.95730
		(0.09844)	(1.27588)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)			
D(LM)	-0.208873	0.166961	
	(0.05786)	(0.04816)	
D(LY)	-0.163133	0.140746	
	(0.05330)	(0.04436)	
D(LER)	-0.294755	0.258541	
	(0.07934)	(0.06605)	
<hr/>			

**Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera**

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log importações	-0.523213	3.564160	6.713107	2	0.034855
Log renda real	-0.890709	7.258921	101.2313	2	0.000000
Log câmbio real	-0.721807	5.889413	49.55547	2	0.000000

**Teste da renda efetiva contra a renda estimada sob restrição**

**Seleção de defasagens**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: Y Y\*

Exogenous variables: C

Date: 02/23/11 Time: 20:46

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 111

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
-----	------	----	-----	-----	----	----

0	-292.4880	NA	0.690967	5.306090	5.354911	5.325895
1	-218.2305	144.5011	0.194847	4.040189	4.186650*	4.099604
2	-215.8230	4.598129	0.200538	4.068882	4.312984	4.167907
3	-213.9141	3.577066	0.208283	4.106560	4.448302	4.245194
4	-212.0374	3.449050	0.216487	4.144817	4.584201	4.323062
5	-190.2174	39.31521*	0.157125*	3.823737*	4.360761	4.041592*

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Escolha dos termos determinísticos

Date: 02/23/11 Time: 20:47

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 113

Series: Y Y\*

Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Escolhemos o modelo 2.

### Teste de cointegração sob restrição

Date: 02/23/11 Time: 20:52

Sample (adjusted): 2/01/1980 2/01/2008

Included observations: 113 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: Y Y\*

Lags interval (in first differences): 1 to 2



Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.230773	36.72110	20.26184	0.0001
At most 1	0.060677	7.073348	9.164546	0.1226

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.230773	29.64775	15.89210	0.0002
At most 1	0.060677	7.073348	9.164546	0.1226

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Restrictions:

$B(1,1)=1, B(1,2)=1$

Tests of cointegration restrictions:

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
1	-219.9702	1.220077	1	0.269346

1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.

Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	Y*	C
1.000000	1.000000	-1.336107
(0.000000)	(0.000000)	(0.16962)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	0.021515
	(0.02560)
D(Y*)	-0.919994
	(0.16693)

---

---

### Elasticidade-renda das importações – dados trimestrais – e cambio real calculado pelo IPEADATA

#### Seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LM LY LER

Exogenous variables: C

Date: 01/17/11 Time: 23:28

Sample: 1/01/1980 2/01/2009

Included observations: 112

---

---

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-401.8534	NA	0.276898	7.229525	7.302342	7.259069
1	222.5499	1204.206	4.67e-06	-3.759819	-3.468552	-3.641643
2	277.7610	103.5209	2.05e-06	-4.585018	-4.075300*	-4.378209
3	291.7540	25.48713	1.88e-06	-4.674178	-3.946009	-4.378736*
4	299.0933	12.97483	1.94e-06	-4.644523	-3.697902	-4.260449
5	311.8766	21.91433*	1.81e-06*	-4.712082*	-3.547012	-4.239376
6	316.4092	7.527243	1.97e-06	-4.632306	-3.248785	-4.070968
7	320.6979	6.892693	2.16e-06	-4.548178	-2.946205	-3.898206
8	326.8652	9.581278	2.29e-06	-4.497593	-2.677170	-3.758989

---

---

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

#### Termos determinísticos

Date: 01/17/11 Time: 23:29

Sample: 1/01/1980 2/01/2009

Included observations: 118

Series: LM LY LER

Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Teste de cointegração de Johansen

Date: 01/17/11 Time: 23:37

Sample (adjusted): 1/21/1980 2/01/2009

Included observations: 118 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LMLYLER

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.187534	39.90645	35.19275	0.0144
At most 1	0.065167	15.40013	20.26184	0.2043
At most 2	0.061171	7.448378	9.164546	0.1047

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.187534	24.50632	22.29962	0.0242
At most 1	0.065167	7.951752	15.89210	0.5535
At most 2	0.061171	7.448378	9.164546	0.1047

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by  $b' \cdot S_{11} \cdot b = I$ ):

LM	LY	LER	C
-3.596956	0.127852	-3.849041	51.24469
-1.261420	0.079275	4.788812	-9.599612
0.046044	-0.097492	0.758442	-2.627228

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LM)	0.036641	0.016265	-0.017322
D(LY)	0.030952	0.012397	0.026512
D(LER)	0.019693	-0.015708	0.000796

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      291.4196

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LM	LY	LER	C
1.000000	-0.035545 (0.00584)	1.070083 (0.32079)	-14.24668 (1.44288)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LM)	-0.131796 (0.04096)
D(LY)	-0.111334 (0.04520)
D(LER)	-0.070834 (0.02493)

2 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      295.3954

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LM	LY	LER	C
1.000000	0.000000	7.405860 (2.27060)	-42.70277 (10.1704)
0.000000	1.000000	178.2489 (61.5789)	-800.5753 (275.823)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LM)	-0.152313 (0.04301)	0.005974 (0.00170)
D(LY)	-0.126973 (0.04769)	0.004940 (0.00188)
D(LER)	-0.051019	0.001273

(0.02582) (0.00102)

---

---

**Teste dos resíduos**

**Teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera**

---

---

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log importações	-0.130017	3.478946	1.460281	2	0.481841
Log renda real	-1.488807	10.52129	321.7271	2	0.000000
Log câmbio real	0.786753	7.820753	126.4350	2	0.000000

---

---

**Teste da renda efetiva contra a renda estimada sob restrição**

**Seleção de defasagens**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: Y Y\*

Exogenous variables: C

Date: 02/23/11 Time: 21:29

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 111

---

---

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	64.80721	NA	0.001106	-1.131661	-1.082841	-1.111856
1	139.0647	144.5011	0.000312	-2.397563	-2.251102*	-2.338148
2	141.4722	4.598129	0.000321	-2.368869	-2.124767	-2.269844
3	143.3812	3.577066	0.000333	-2.331192	-1.989450	-2.192557
4	145.2578	3.449050	0.000346	-2.292934	-1.853551	-2.114689
5	167.0778	39.31521*	0.000251*	-2.614014*	-2.076990	-2.396159*

---

---

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Escolha dos termos determinísticos**

Date: 02/23/11 Time: 21:30

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 113

Series: Y Y\*

Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Teste de cointegração sob restrição

Date: 02/23/11 Time: 21:36

Sample (adjusted): 2/01/1980 2/01/2008

Included observations: 113 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: Y Y\*

Lags interval (in first differences): 1 to 2

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.230773	36.72110	20.26184	0.0001
At most 1	0.060677	7.073348	9.164546	0.1226

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.230773	29.64775	15.89210	0.0002
At most 1	0.060677	7.073348	9.164546	0.1226

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Restrictions:

---

---

B(1,1)=1, B(1,2)=1

---

---

Tests of cointegration restrictions:

---

---

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
1	133.1002	22.54528	1	0.000002

---

---

1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 2 iterations.

---

---

Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

Y	Y*	C
1.000000 (0.00000)	1.000000 (0.00000)	-0.386115 (0.15878)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(Y)	-0.144423 (0.05592)
D(Y*)	-0.006816 (0.01694)

---

---

## APÊNDICE C - Teste da validade do cambio real

### Teste 1: Dados anuais de 1951-2008, com o câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA

No início da análise, o primeiro passo é determinar as defasagem VAR do modelo. Nesse caso, pelos critérios de informação, escolhemos um VAR com duas defasagens, o que significa um VEC (1).

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LXLIQ LER LCM LY

Exogenous variables: C

Date: 09/08/10 Time: 19:46

Sample: 1951 2008

Included observations: 53

---

---

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-230.0908	NA	0.080631	8.833615	8.982316	8.890799
1	149.1381	686.9051	9.01e-08	-4.873134	-4.129628*	-4.587218*
2	171.1343	36.52198*	7.26e-08*	-5.099406*	-3.761094	-4.584756
3	187.0291	23.99222	7.50e-08	-5.095438	-3.162321	-4.352055
4	202.1130	20.49135	8.18e-08	-5.060869	-2.532947	-4.088752
5	209.8189	9.305228	1.22e-07	-4.747883	-1.625157	-3.547033

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Com a escolha de um VEC 1, faremos o teste da escolha dos termos determinísticos:

Date: 09/09/10 Time: 10:41

Sample: 1951 2008

Included observations: 56

Series: LXLIQ LER LCM LY

Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	0	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Teste de cointegração de Johansen para Lxliq, Ler, Lcm e Ly anual

Date: 09/09/10 Time: 10:49

Sample (adjusted): 1953 2008

Included observations: 56 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LXLIQ LER LCM LY

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05
--------------	-------	------



No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.460890	69.49431	54.07904	0.0012
At most 1	0.253924	34.89553	35.19275	0.0538
At most 2	0.183380	18.49159	20.26184	0.0860
At most 3	0.119817	7.147054	9.164546	0.1188

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.460890	34.59878	28.58808	0.0075
At most 1	0.253924	16.40394	22.29962	0.2705
At most 2	0.183380	11.34453	15.89210	0.2273
At most 3	0.119817	7.147054	9.164546	0.1188

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

LXLIQ	LER	LCM	LY	C
-0.313382	-0.041131	0.408348	-0.182700	-0.064112
-3.722459	0.036210	0.866381	-1.571428	-0.717070
-1.359175	-0.080338	3.568406	-0.479931	-15.20539
1.723634	0.028160	3.806096	-3.740895	-10.85424

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LXLIQ)	0.063371	0.044061	0.046250	-0.017027
D(LER)	0.309006	-0.331256	0.078970	0.092604
D(LCM)	-0.015303	-0.015771	-0.001509	-0.013795
D(LY)	0.012225	-0.000544	-0.011718	-0.002943

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      161.2097

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LXLIQ	LER	LCM	LY	C
-------	-----	-----	----	---

1.000000      0.131249      -1.303038      0.582994      0.204581  
                   (0.07119)      (2.59420)      (2.08796)      (9.02291)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LXLIQ)      -0.019859  
                   (0.00713)  
 D(LER)        -0.096837  
                   (0.03536)  
 D(LCM)        0.004796  
                   (0.00234)  
 D(LY)         -0.003831  
                   (0.00139)

**Teste de normalidade dos resíduos**

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log das exportações líquidas	0.075503	2.479267	0.685921	2	0.709666
Log do câmbio real	-0.112266	3.904863	2.028113	2	0.362745
Log comércio mundial	0.328894	3.624376	1.919236	2	0.383039
Log renda interna	-0.931205	4.293309	11.99617	2	0.002484

**Teste 2: Dados anuais de 1951-1979, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA**

Seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LXLIQ LER LCM LY

Exogenous variables: C

Date: 10/12/10 Time: 18:54

Sample: 1951 1979

Included observations: 25

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-27.91717	NA	0.000151	2.553373	2.748394	2.607464
1	93.26866	193.8973	3.42e-08	-5.861493	-4.886392	-5.591042
2	123.7159	38.97249*	1.21e-08	-7.017274	-5.262092*	-6.530461
3	145.0488	20.47955	1.08e-08*	-7.443903	-4.908641	-6.740729
4	165.6140	13.16174	1.57e-08	-7.809120*	-4.493778	-6.889585*

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Escolha dos termos determinísticos

Date: 10/12/10 Time: 19:13

Sample: 1951 1979

Included observations: 27

Series: LXLIQ LER LCM LY

Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	1	1	1
Max-Eig	2	2	1	1	1

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Vetor de cointegração e teste de cointegração

Date: 10/12/10 Time: 19:17

Sample (adjusted): 1953 1979

Included observations: 27 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LXLIQ LER LCM LY

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.723722	51.55539	47.85613	0.0216
At most 1	0.337645	16.82399	29.79707	0.6530
At most 2	0.140677	5.701253	15.49471	0.7305
At most 3	0.057808	1.607757	3.841466	0.2048

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.723722	34.73140	27.58434	0.0051
At most 1	0.337645	11.12274	21.13162	0.6351
At most 2	0.140677	4.093496	14.26460	0.8493
At most 3	0.057808	1.607757	3.841466	0.2048

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

LXLIQ	LER	LCM	LY
8.111528	-0.510564	0.433033	2.822141
-2.835392	1.886739	-1.389479	-6.119494
0.427628	-0.700363	-1.061718	5.209923
-3.161780	-0.364506	-5.956642	2.660748

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LXLIQ)	-0.121103	-0.031040	0.022577	0.015602
D(LER)	0.062016	0.060049	0.046159	0.076663
D(LCM)	0.017740	0.004879	0.015668	-0.004528
D(LY)	-0.001940	0.014791	-0.001803	-0.000698

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      120.5869

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LXLIQ	LER	LCM	LY
1.000000	-0.062943	0.053385	0.347917
	(0.03134)	(0.09222)	(0.13486)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LXLIQ)	-0.982329
	(0.22589)
D(LER)	0.503041
	(0.63566)
D(LCM)	0.143900

(0.08471)  
D(LY) -0.015737  
(0.04619)

**Teste dos resíduos**

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log das exportações líquidas	0.5101149	3.581097	1.551015	2	0.460470
Log do câmbio real	0.252012	2.510773	0.579296	2	0.748527
Log comércio mundial	0.682603	3.252759	2.168636	2	0.338132
Log renda interna	-0.679566	2.842931	2.105899	2	0.348907

**Teste 3: Dados anuais de 1980-2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.**

Seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria  
Endogenous variables: LXLIQ LER LCM LY  
Exogenous variables: C  
Date: 10/12/10 Time: 21:02  
Sample: 1980 2008  
Included observations: 26

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-33.79350	NA	0.000215	2.907192	3.100745	2.962928
1	102.7977	220.6474*	2.05e-08*	-6.369056	-5.401289*	-6.090374*
2	118.8765	21.02613	2.26e-08	-6.375118	-4.633138	-5.873491
3	138.3354	19.45892	2.28e-08	-6.641188*	-4.124995	-5.916616

\* indicates lag order selected by the criterion  
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
FPE: Final prediction error  
AIC: Akaike information criterion  
SC: Schwarz information criterion  
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Date: 10/12/10 Time: 21:06  
Sample: 1980 2008

Included observations: 27  
 Series: LXLIQ LER LCM LY  
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	1	1	0	1
Max-Eig	1	1	1	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Vetor de cointegração

Date: 10/12/10 Time: 21:09  
 Sample (adjusted): 1982 2008  
 Included observations: 27 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: LXLIQ LER LCM LY  
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.694636	60.60952	54.07904	0.0117
At most 1	0.408438	28.58071	35.19275	0.2163
At most 2	0.340758	14.40603	20.26184	0.2624
At most 3	0.110319	3.156091	9.164546	0.5520

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.694636	32.02880	28.58808	0.0174
At most 1	0.408438	14.17468	22.29962	0.4461
At most 2	0.340758	11.24994	15.89210	0.2339
At most 3	0.110319	3.156091	9.164546	0.5520

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

LXLIQ	LER	LCM	LY	C
4.675445	0.363922	7.079630	-26.63075	20.48184
5.382718	0.035607	-0.393492	1.695519	-1.682909
-1.456148	-0.183591	-11.54719	13.11679	27.62892
0.087668	0.072024	-1.519207	1.989594	4.433229

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LXLIQ)	-0.000133	-0.059638	0.069536	0.001866
D(LER)	0.513406	0.339545	0.008020	-0.158448
D(LCM)	-0.009911	0.021404	0.010300	0.003341
D(LY)	0.010610	0.002131	-0.003907	0.006504

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      105.1741

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LXLIQ	LER	LCM	LY	C
1.000000	0.077837	1.514215	-5.695875	4.380725
	(0.00973)	(0.50416)	(0.71833)	(2.07947)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LXLIQ)	-0.000623
	(0.15094)
D(LER)	2.400400
	(0.78862)
D(LCM)	-0.046336
	(0.03959)
D(LY)	0.049607
	(0.02204)

**Testes dos resíduos**

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log das exportações líquidas	-0.115895	1.958019	1.234405	2	0.539452
Log do câmbio real	-0.094515	2.993209	0.038760	2	0.980807
Log comércio mundial	-0.544773	2.150655	2.067539	2	0.355664
Log renda interna	-0.652744	3.461286	2.076842	2	0.354013

**Teste 4: Dados trimestrais de 1980 à 2008, câmbio real calculado em relação aos preços dos EUA.**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LXLIQ LER LCM LY

Exogenous variables: C

Date: 01/06/11 Time: 02:20

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 108

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-289.9455	NA	0.002717	5.443436	5.542774	5.483714
1	381.6528	1281.012	1.45e-08	-6.697274	-6.200583	-6.495884
2	469.7688	161.5461	3.82e-09	-8.032756	-7.138712*	-7.670254
3	498.6745	50.85264*	3.02e-09*	-8.271751*	-6.980354	-7.748136*
4	512.9727	24.09503	3.13e-09	-8.240235	-6.551486	-7.555508
5	528.4421	24.92299	3.19e-09	-8.230410	-6.144308	-7.384571
6	535.0868	10.21315	3.85e-09	-8.057164	-5.573709	-7.050213
7	541.7762	9.786309	4.67e-09	-7.884745	-5.003937	-6.716682
8	553.0792	15.69863	5.23e-09	-7.797763	-4.519603	-6.468588

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Escolha dos termos determinísticos**

VAR (3) correspondendo ao VEC (2)

Date: 01/06/11 Time: 02:23

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 113

Series: LXLIQ LER LCM LY



Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	1	1
Max-Eig	0	0	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Escolha dos termos determinísticos VAR (2) correspondendo ao VEC(1)

Date: 01/06/11 Time: 02:24  
 Sample: 1/01/1980 2/01/2008  
 Included observations: 114  
 Series: LXLIQ LER LCM LY  
 Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	2	1	1
Max-Eig	2	0	0	1	1

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Vetor de cointegração e teste de cointegração

Date: 01/06/11 Time: 02:28  
 Sample (adjusted): 1/21/1980 2/01/2008  
 Included observations: 114 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)  
 Series: LXLIQ LER LCM LY  
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**

None *	0.283954	72.96103	63.87610	0.0071
At most 1	0.168192	34.88381	42.91525	0.2499
At most 2	0.075593	13.89028	25.87211	0.6666
At most 3	0.042320	4.929525	12.51798	0.6065

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.283954	38.07722	32.11832	0.0083
At most 1	0.168192	20.99353	25.82321	0.1911
At most 2	0.075593	8.960756	19.38704	0.7285
At most 3	0.042320	4.929525	12.51798	0.6065

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'\*S11\*b=D):

LXLIQ	LER	LCM	LY	@TREND(1/11/8 0)
-5.824845	2.053636	-1.354383	-2.219076	0.075205
-1.827181	6.697514	15.71415	-6.521250	-0.024980
0.088505	2.909293	-4.165639	-2.855568	0.033963
0.054148	0.475116	-0.875455	-0.641604	0.031359

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LXLIQ)	0.065903	0.015836	0.003339	0.009635
D(LER)	-0.029019	-0.019834	-0.016854	0.027698
D(LCM)	-0.002378	-0.007376	0.005977	0.001182
D(LY)	-0.037374	0.014444	0.005869	0.014758

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      489.7472

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LXLIQ	LER	LCM	LY	@TREND(1/11/8 0)
-------	-----	-----	----	---------------------

1.000000	-0.352565 (0.17118)	0.232518 (0.42166)	0.380967 (0.16565)	-0.012911 (0.00276)
----------	------------------------	-----------------------	-----------------------	------------------------

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LXLIQ)	-0.383876 (0.06815)
D(LER)	0.169030 (0.09098)
D(LCM)	0.013853 (0.01628)
D(LY)	0.217698 (0.05706)

### Teste dos resíduos de Lxliq, Ler, Lcm e Ly para dados trimestrais

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log das exportações líquidas	0.172625	2.090238	21.31938	2	0.000023
Log do câmbio real	-0.409812	6.179269	51.20278	2	0.000000
Log comércio mundial	-1.644708	10.40108	311.5824	2	0.000000
Log renda interna	-0.252788	5.155265	23.27868	2	0.000009

### Teste 5: Dados trimestrais de 1980 à 2008, câmbio real calculado pelo IPEADATA

#### Seleção de defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LXLIQ LER LCM LY

Exogenous variables: C

Date: 01/06/11 Time: 03:06

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 108

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-259.4605	NA	0.001545	4.878898	4.978237	4.919177
1	425.5574	1306.608	6.43e-09	-7.510322	-7.013631	-7.308932
2	496.9164	130.8249	2.31e-09	-8.535490	-7.641446*	-8.172987*
3	518.1839	37.41496	2.10e-09*	-8.633035*	-7.341638	-8.109421
4	527.9857	16.51794	2.37e-09	-8.518254	-6.829505	-7.833528

5	546.4203	29.70006*	2.29e-09	-8.563338	-6.477236	-7.717500
6	554.9979	13.18409	2.66e-09	-8.425886	-5.942431	-7.418936
7	559.4825	6.560922	3.36e-09	-8.212640	-5.331832	-7.044577
8	575.2449	21.89217	3.47e-09	-8.208239	-4.930079	-6.879064

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

### Escolha dos termos determinísticos

Date: 01/06/11 Time: 03:07

Sample: 1/01/1980 2/01/2008

Included observations: 114

Series: LXLIQ LER LCM LY

Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

### Teste de cointegração

Date: 01/06/11 Time: 03:09

Sample (adjusted): 1/21/1980 2/01/2008

Included observations: 114 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LXLIQ LER LCM LY

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.248477	62.82708	54.07904	0.0068

At most 1	0.127062	30.26260	35.19275	0.1545
At most 2	0.068448	14.77109	20.26184	0.2398
At most 3	0.056980	6.688108	9.164546	0.1439

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.248477	32.56448	28.58808	0.0147
At most 1	0.127062	15.49151	22.29962	0.3359
At most 2	0.068448	8.082982	15.89210	0.5379
At most 3	0.056980	6.688108	9.164546	0.1439

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'\*S11\*b=I):

LXLIQ	LER	LCM	LY	C
4.670170	-5.855441	-5.630596	0.054346	50.57795
1.268705	5.100429	7.046942	-0.037681	-54.29800
0.222800	1.468560	-8.766166	0.049345	32.46114
0.314873	0.370652	-1.118280	0.089462	1.868367

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LXLIQ)	-0.055813	-0.022174	0.009973	-0.016149
D(LER)	0.014767	-0.023590	-0.004065	-0.005187
D(LCM)	0.006510	-0.000220	0.006607	0.001850
D(LY)	0.021043	0.016541	0.005383	-0.029435

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      508.2216

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LXLIQ	LER	LCM	LY	C
1.000000	-1.253796	-1.205651	0.011637	10.83000
	(0.24046)	(0.42709)	(0.00459)	(2.59438)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LXLIQ)	-0.260655 (0.06218)
D(LER)	0.068964 (0.03393)
D(LCM)	0.030403 (0.01286)
D(LY)	0.098275 (0.06186)

### Teste dos resíduos

Variável	Assimetria	Curtose	Jarque-Bera	Graus de liberdade	Prob
Log das exportações líquidas	-0.334653	5.620739	34.75215	2	0.000000
Log do câmbio real	0.648142	7.951661	124.4467	2	0.000000
Log comércio mundial	-1.619244	10.21338	296.9731	2	0.000000
Log renda interna	-1.197911	9.074270	202.5244	2	0.000000

## ANEXO A

Tabela 4: Classificação dos grupos setoriais

Produtos Primários	Produtos agropecuários, borracha bruta, fibras vegetais, petróleo cru, gás natural, carvão, extração de minerais metálicos não ferrosos, extração de madeiras e pedras
Produtos baseados em Recursos	Produtos agroindustriais, fibras vegetais e animais, madeira, celulose, papel e papelão, produtos de borracha, extração de minerais ferrosos, minerais não metálicos em bruto, refino de petróleo e petroquímica
Produtos de baixa Tecnologia	Vestuário, fios têxteis não sintéticos, produtos de tecelagem, calçados, produtos de minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia, ferramentas manuais, produtos de papel e papelão, móveis, produtos de plástico e instrumentos musicais
Produtos de média tecnologia	Veículos motorizados, veículos não motorizados, produtos químicos orgânicos e inorgânicos (excluindo farmacêutica), perfumaria, resinas plásticas, fios e tecidos, sintéticos, materiais fonográficos e

---

	cinematográficos, máquinas, embarcações, instrumentos médicos e de medidas, equipamentos elétricos, produtos óticos, relógios, armas e munições
Produtos de alta tecnologia	Turbinas elétricas, motores e geradores elétricos, produtos eletrônicos, computadores, máquinas de escritório, equipamentos de telecomunicações, farmacêutica, aeroespacial, instrumentos científicos, equipamentos médico-hospitalares, materiais radioativos, equipamentos fonográficos e cinematográficos.

---

Fonte: Lall (2000)