



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
MESTRADO EM INTEGRAÇÃO LATINO-AMERICANA**

**APLICAÇÃO DO MODELO DE THIRLWALL PARA A
ARGENTINA E BRASIL DE 1992-2006**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Fabiane Frois Balbé

Santa Maria, RS, Brasil

2008

**APLICAÇÃO DO MODELO DE THIRLWALL PARA A
ARGENTINA E O BRASIL DE 1992-2006**

por

Fabiane Frois Balbé

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Integração Latino-Americana, Área de Concentração em Integração Econômica da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Integração Latino-Americana.**

Orientador: Professor Dr. Gilberto de Oliveira Veloso

Santa Maria, RS, Brasil

2008

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Sociais e Humanas
Programa de Pós-Graduação em Integração Latino Americana**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada, aprova a
Dissertação de Mestrado

**APLICAÇÃO DO MODELO DE THIRLWALL PARA A ARGENTINA E
O BRASIL DE 1992-2006**

elaborada por
Fabiane Frois Balbé

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Integração Latino-Americana

COMISSÃO EXAMINADORA

**Gilberto de Oliveira Veloso,
Dr. (UFSM/MILA)
(Presidente/Orientador)**

**Irina Mikhailova,
Dr^a. (UFSM/Ciências Econômicas)**

**Paulo Ricardo Feistel
Dr. (UFSM/ Ciências Econômicas)**

Santa Maria, 11 de Julho de 2008.

*“Adeus, disse a raposa. Eis o meu segredo. É muito simples: só se vê bem com o coração. O essencial é invisível aos olhos.
-O essencial é invisível aos olhos, repetiu o príncipe, a fim de se lembrar.
-Foi o tempo que perdeste com tua rosa que fez tua rosa tão importante.
-Foi o tempo que eu perdi com minha rosa...
repetiu o príncipezinho, a fim de se lembrar.
- Os homens esqueceram essa verdade, disse a raposa.
Mas tu não a deves esquecer. Tu te tornas eternamente responsável por aquilo que cativas. Tu és responsável pela rosa...
-Eu sou responsável pela minha rosa...
repetiu o príncipezinho, a fim de se lembrar.”*

Antoine de Saint-Exupéry, “O Pequeno Príncipe”

AGRADECIMENTOS

Minhas atividades relacionadas ao curso de mestrado iniciaram-se em março de 2006. Finalizando uma etapa tão significativa na minha vida, não posso deixar de agradecer às pessoas que contribuíram para meu aprendizado pessoal e intelectual.

Então, agradeço o apoio de orientação do Professor Doutor Gilberto de Oliveira Veloso.

Aos demais Professores do Curso de Pós-Graduação em Integração Latino-Americana pelos conhecimentos transmitidos.

A Secretaria Administrativa do MILA.

Em especial, agradeço, os Professores: Drº Clailton A. de Freitas, Drº Paulo R. Feistel e Drª Irina Mikhailova pela atenção concedida.

Aos meus colegas de Mestrado, em especial a Taize de Andrade Machado e a Luciane C. Carvalho, que se tornaram grandes amigas.

A minha família, especialmente meus pais Mário M. Balbé e Neuza M. Frois Balbé, pelo apoio e sacrifícios que possibilitaram a finalização desta etapa.

Ao meu amor Márcio Cardoso Weiler pelo apoio, amor e zelo concedidos para a concretização dos meus sonhos.

MUITO OBRIGADA!

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Integração Latino-Americana
Universidade Federal de Santa Maria

APLICAÇÃO DO MODELO DE THIRLWALL PARA A ARGENTINA E O BRASIL DE 1992-2006.

AUTORA: Fabiane Frois Balbé

ORIENTADOR: Dr. Gilberto de Oliveira Veloso

Data e Local de Defesa: Santa Maria, 11 de julho de 2008.

Na década de 90 a, Argentina e o Brasil, passaram por reformas de estabilização econômica, flexibilização comercial e maior integração na corrente de comércio exterior. Sob esse contexto, o objetivo do trabalho é verificar se as exportações e as importações são afetadas por variações, na renda externa e interna, para as duas economias no período de 1992 a 2006. Inspirando-se no Modelo de Crescimento de Thirlwall e utilizando técnicas da literatura de raiz unitária e co-integração, testa-se o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis: exportação e renda externa, importação e renda interna. Estima-se o Mecanismo de Correção de Erros e no caso de presença de autocorrelação serial, corrige-se tal problema com a estimação pelo algoritmo de Gauss Newton. Conclui-se para as economias em estudo que as exportações e importações são afetadas por variações das respectivas rendas externa e interna. O Brasil apresentou elasticidade-renda das importações maior que a elasticidade-renda das exportações, ao passo que a Argentina demonstrou elasticidade-renda das importações menor que a elasticidade-renda das exportações.

Palavras-Chaves: Exportação; Importação; Renda Externa; Renda Interna; Modelo de Crescimento de Thirlwall; Elasticidade-Renda das Exportações; Elasticidade-Renda das Importações.

ABSTRACT

Master's Degree Dissertation
Master's Course of Latin-American Integration
Federal University of Santa Maria

APLICACION OF THIRLWALL MODEL OF ARGENTINEAN AND BRAZIL 1992-2006.

AUTHOR: Fabiane Frois Balbé
ADVISORS: Dr. Gilberto de Oliveira Veloso
Location And Date: Santa Maria, July 11th, 2008

In the 90's, Argentina and Brazil went through economical stabilization reforms, commercial flexibility and an integration in the prevailing external trade. In this context, this work aims at analyzing if the exports and imports are affected by changes both in the intern and extern income for the two economies from 1992 to 2006. Based on the Thirlwall Increase Model and using the literature techniques of unit root and co-integration, the long-term balance among the variables was tested: exportation and external income, importation and internal income. The Error Correction Mechanism was determined and in case of a serial autocorrelation, such a problem is corrected with Gauss Newton algorithm.

For the economies studied it was concluded that exportations and importations are affected by changes in the external and internal incomes respectively. Brazil presented a higher importation flexibility-income than an exportation one, while Argentina showed a lower importation flexibility-income than an exportation one.

Key-Words: Exportation, Importation, External Income, Internal Income, Thirlwall Increase Model, Exportation Flexibility-Income, Importation Flexibility-Income.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução Comercial da Argentina.....	24
Gráfico 2 – Evolução Comercial do Brasil.....	27
Gráfico 3 - Função de Autocorrelação da variável LnYBR (Logaritmo Natural do PIB do Brasil) 1992-2006.....	82
Gráfico 4 – Função de Autocorrelação da variável LnYAR (Logaritmo Natural do PIB da Argentina) 1992-2006.....	82
Gráfico 5 Função de Autocorrelação da variável LnYEU (Logaritmo Natural do PIB dos Estados Unidos) 1992-2006.....	83
Gráfico 6 – Função de Autocorrelação da variável LnXBR (Logaritmo Natural das Exportações do Brasil) 1992-2006.....	83
Gráfico 7 – Função de Autocorrelação da variável LnXAR (Logaritmo Natural das Exportações da Argentina) 1992-2006.....	84
Gráfico 8 – Função de Autocorrelação da variável LnMBR (Logaritmo Natural das importações do Brasil) 1992-2006.....	84
Gráfico 9 – Função de Autocorrelação da variável LnMAR (Logaritmo Natural das importações da Argentina) 1992-2006.....	85
Gráfico 10 – Função Impulso-Resposta do choque de uma unidade de desvio-padrão por variáveis.....	93
Gráfico 11 – Função Impulso-Resposta do choque de uma unidade de desvio-padrão por variáveis.....	94
Gráfico 12 – Função Impulso-Resposta do choque de uma unidade de desvio-padrão por variáveis.....	95
Gráfico 13 – Função Impulso-Resposta do choque de uma unidade de desvio-padrão por variáveis.....	96
Gráfico 14 – Função Impulso-Resposta do choque de uma unidade de desvio-padrão por variáveis.....	96

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Tarifas médias (não ponderadas) praticadas pela Argentina e Brasil.....	21
Tabela 2 – Resultados do teste de Dickey Fuller e Dickey Fuller Aumentado.....	51
Tabela 3 – Teste co-Integração de Johansen.....	53
Tabela 4 – Equação de co-integração estimada.....	53
Tabela 5 – Resultados da Elasticidade-Renda das Importações do Brasil de 1980 - 97.....	55
Tabela 6 – Resultados estatísticos da Elasticidade-Renda das Exportações no Brasil de 1980-97.....	55
Tabela 7 – Estimação da Função Importação.....	60
Tabela 8 – Crescimento Médio da Renda Real com Restrição no Balanço de Pagamentos, em % ao ano, EUA, 1955-1990.....	60
Tabela 9 – Teste de co-integração.....	63
Tabela 10 – Teste de co-integração.....	66
Tabela 11 – Regressão para a tendência.....	85
Tabela 12 – Testes de raiz unitária Dickey Fuller (DF) e teste aumentado de Dickey Fuller (ADF), por variáveis e condição de integração.....	87
Tabela 13 – Testes LR e critérios de seleção para escolha da ordem de defasagem do modelo para as exportações e importações.....	88
Tabela 14 – Teste de co-integração de Johansen para os vetores com base nos critérios de autovalor máximo.....	89
Tabela 15 – Teste de co-integração do modelo VAR 4) baseado no traço da matriz estocástica.....	90
Tabela 16 – Teste de co-integração de Johansen para os vetores, segundo os critérios de seleção AIC, SBC e HQC.....	91
Tabela 17 – Modelo vetorial de correção de erros. Estimação da equação das exportações (ΔLnXAR – variável dependente) e importações (ΔLnMAR – variável dependente) da Argentina.....	98

Tabela 18 – Estimação de máxima verossimilhança: valor inicial fixado para o termo de erro - restrição AR (4). Estimação da equação das exportações (ΔLnXAR – variável dependente) da Argentina.....	99
Tabela 19 – Modelo vetorial de correção de erros. Estimação da equação das exportações (LnXBR) para o Brasil (considerando variação das rendas externas).	100
Tabela 20 – Estimação de máxima verossimilhança. Valor inicial fixado para o termo de erro- Restrição (AR). Estimação da equação das exportações (ΔLnXAR – variável dependente) do Brasil.....	100
Tabela 21 – Modelo vetorial de correção de erros. Estimação da equação de importação (LnMBR) para o Brasil.....	101
Tabela 22 – Estimação de máxima verossimilhança. Valor inicial fixado para o termo de erro – Restrição AR (4). Estimação da equação das importações (ΔLnMBR – variável dependente) do Brasil.....	102

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 EVOLUÇÃO DO DESEMPENHO COMERCIAL NA ARGENTINA E BRASIL: UMA ANÁLISE COMPARADA PÓS 1990	18
3 ASPECTOS TEÓRICOS	29
3.1 Comércio Exterior: Sob a ótica das teorias.....	29
3.2 A Relação Comércio Exterior e Crescimento Econômico.....	31
3.3 O Modelo de Thirlwall.....	33
3.4 Balanço de Pagamentos: Abordagem da Balança Comercial e Fluxos de Comércio.....	40
3.5 Ajuste da Renda e a Composição dos Ajustes Automáticos.....	43
3.6 Abordagem das elasticidades.....	45
4 REVISÃO DE LITERATURA	48
4.1 Trabalho de Ude & Gomes – Aplicação do Modelo de Thirlwall à economia Argentina para períodos diferentes.....	48
4.2 Trabalho de Arienti & Campos (2002) – Análise para o caso brasileiro..	54
4.3 Trabalho de Alex Ferreira – A Lei de Crescimento de Thirlwall para o Brasil.....	57
4.4 Atesoglu (1993) – Crescimento com Restrição no Balanço de Pagamentos: Evidências para os Estados Unidos.....	58
4.5 Hieke (1997) – Evidências para os Estados Unidos.....	61
4.6 Crescimento com Restrição no Balanço de Pagamentos: Uma Análise para a América Central (Moreno Brid & Perez).....	64
4.7 Trabalho de Rondinel & Pereira (2005) Caso do México.....	67
5 METODOLOGIA	69
5.1 Especificação Teórica do Modelo.....	69
5.1.1 Modelo de Thirlwall.....	69
5.2 Especificação do Modelo Econométrico.....	72
5.3 Procedimentos Econométricos.....	73
5.3.1 Séries Temporais Estacionárias.....	73

5.3.2 Teste de Co-integração: Método de Johansen.....	77
5.3.3 Mecanismo de Correção de Erros.....	80
5.4 Fonte de Dados.....	80
6 Análise dos Resultados.....	81
6.1 Análise Gráfica da Função Autocorrelação.....	81
6.2 Aplicação de Tendência Temporal.....	85
6.3 Teste de Raiz Unitária.....	86
6.4 Equilíbrio de Longo Prazo.....	92
6.4.1 Equilíbrio de Longo Prazo para a Argentina.....	92
6.4.2 Equilíbrio de Longo Prazo para o Brasil.....	94
6.5 O Modelo de Correção de Erros.....	97
7 CONCLUSÃO.....	103
8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	106
ANEXOS.....	111

1 INTRODUÇÃO

A América Latina, na última década, apresentou um cenário repleto de transformações no âmbito econômico, consequência da adoção de políticas, que ora significaram o corolário do desenvolvimento, ora a tentativa frustrada de dinamizar a economia.

A inserção das economias latino-americanas, por intermédio de escolhas políticas no processo de globalização econômica como a regionalização, a participação ativa (por vezes, impotente) em órgãos multilaterais e a flexibilização comercial representam, num conjunto, os principais momentos políticos e econômicos, os quais proporcionaram resultados diversos nestas economias, especialmente na Argentina e no Brasil.

Nesse sentido, o comércio internacional surge como aspecto intrínseco e de maior preponderância sob tais acontecimentos.

Assim, a relação comércio exterior e crescimento econômico - adquire importância de grande magnitude, diante da conjuntura econômica dos países, constituindo-se em fator determinante no processo de inserção competitiva nas relações internacionais, bem como para a dinâmica do crescimento econômico dos países em desenvolvimento.

O panorama da América Latina permite observar que, historicamente, esteve diretamente ligada a estratégias de crescimento baseadas no comércio exterior, seja voltado para a economia interna, seja com interesses voltados para fora. Nessa trilha, Brasil e Argentina, seguiram caminhos semelhantes no que concerne às escolhas de crescimento econômico alicerçadas no comércio exterior.

A estratégia de desenvolvimento escolhida por tais economias esteve ligada à implementação via substituição de importações (ISI) e desencadeou o processo de industrialização desses países, com o objetivo de atingir níveis mais elevados de desenvolvimento e assim obter uma inserção competitiva no comércio mundial. Porém, diagnosticou-se que ambas as economias tiveram custos e benefícios de tal processo, resultando em caminhos estratégicos convergentes e divergentes, ora pela regionalização, ora pela unilateralidade.

Em ambas as economias, no início dos anos 1980, visualizava-se o advento da crise da dívida externa, simbolizando o fim do processo de Industrialização por Substituição das Importações, somando-se a tanto, o problema de hiperinflação que assolava estes estados.

Diante disso, era necessário para os países estabelecerem políticas de estabilização que viessem acompanhadas de reformas liberalizantes: comercial, financeira e de privatização. Os resultados foram distintos, conforme o nível de profundidade e das características institucionais das economias.

Nesse passo, o início da década de 90 marcava um processo de flexibilização comercial e a constituição de blocos regionais, de modo a integrarem-se na corrente dos fluxos comerciais e de capitais internacionais com maior intensidade.

Em 1991, então, estabelecia-se o projeto de integração econômica, denominado Mercosul com a assinatura do Tratado de Assunção¹, constituído por Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. Este tratado corporificou uma tentativa de, no âmbito econômico, unir esforços no enfrentamento das perspectivas do comércio exterior.

No entanto, ressalta-se que desde a sua criação, o Mercosul passou por períodos de certa instabilidade comercial, apresentando fases de avanços e retrocessos. Essas variações estão intimamente ligadas entre Argentina e Brasil, pois se verifica que as condições de comércio entre tais economias estiveram condicionadas às assimetrias na condução de suas políticas macroeconômicas.

Sob esse retrospecto, infere-se que na América Latina, especificamente na Argentina e Brasil, estabeleceram-se reformas estruturais que forneceram ordem macroeconômica, eficiência microeconômica e maior abertura comercial. Todavia, embora se possibilitasse uma maior inserção internacional, entende-se que foi de certa forma desequilibrada, pois se constata que na esfera comercial ficou abaixo do que se esperava. Redrado & Lacunza (2004)

¹ O Tratado de Assunção estabelece que o Mercosul tem por objetivo: “A livre circulação de bens serviços e fatores produtivos entre os países , através, entre outros, da eliminação dos direitos alfandegários e restrições não tarifárias à circulação de mercado e de qualquer outra medida equivalente; o estabelecimento de uma tarifa externa comum e a adoção de uma política comercial comum em relação a terceiros estados ou agrupamentos de Estados e a coordenação de posições em foros econômicos – comerciais regionais e internacionais; a coordenação de políticas macroeconômicas e setoriais entre os Estados-Partes – de comércio exterior, agrícola industrial, fiscal, monetária, cambial e de capitais, de serviços alfandegários, de transportes e comunicações e outras que se acordem – a fim de assegurar condições adequadas de concorrência entre os Estados-partes; e o compromisso dos Estados-partes de harmonizar suas legislações, nas áreas pertinentes, para lograr o fortalecimento do processo de integração.”

Nessa linha, Redrado & Lacunza (2004, p.1) afirmam que “La volatilidade de los fluxos financieros se transmitió a nuestras economías reproduciendo, sobre el final de la década de los años noventa y con ciertos matices propios, el viejo modelo de crecimiento *stop and go*, donde el débil crecimiento del comercio exterior potenció las crisis em vez de amortiguar los *shocks* financieros”, retratando assim, que esse desequilíbrio é apontando por problemas referentes à vulnerabilidade externa.

Vale ressaltar que o início do período ficou marcado, principalmente, pela liberalização econômica, princípio liderado pelo Consenso de Washington, que aponta o setor externo como fator importante para o desenvolvimento de tais economias.

Sob este prisma, o setor exportador surgiria como líder do processo de crescimento de países como a Argentina e Brasil, detentores de alto endividamento externo e déficits sociais.

Tais reformas foram importantes, pois conferiram aos países maior estabilidade e contribuíram para que, nessa última década, obtivessem aumento do fluxo de investimentos externos diretos, aumento de produtividade de fatores e maior dinamismo na participação do comércio mundial.

Assim, o presente estudo centra-se na análise do funcionamento das economias da Argentina e do Brasil, segundo sua relação com o setor externo, uma ótica pelo lado da demanda. Ou seja, conforme Brawn y Yoy (1968), Alejandro (1970) e Canitrot (1981) *apud* Ude y Gomes (2005) expõe-se uma colocação de como o setor externo impõe limitações à expansão da atividade econômica por problemas de Balanço de Pagamentos.

Tal idéia é reforçada por Feijó *et al* (2003) que aponta que a importância do Balanço de Pagamentos não se limita apenas a registrar as transações de um país com o mundo exterior, não se cinge à avaliação contábil, mas a partir de uma perspectiva econômica; o resultado resumido da relação da economia nacional com o resto do mundo, refletindo as atividades no âmbito micro e macroeconômico das atividades de todos os agentes econômicos.

Nessa linha, as variáveis macroeconômicas, exportações e importações vêm apresentar papel importante no resultado do Balanço de Pagamentos, pois permitem visualizar a capacidade de participação no mercado mundial e no crescimento econômico.

Segundo Campos & Arienti (2002) há estudos empíricos que demonstram existir estreita relação do crescimento dos países com a razão entre as elasticidades-renda de suas importações e exportações como o estudo de McCombie & Thirlwall (1994), os quais afirmam que essa relação é proveniente da perspectiva Keynesiana, ou seja, numa economia aberta, a restrição dominante ao crescimento da demanda e, conseqüentemente, ao crescimento econômico, está no Balanço de Pagamentos.

Diante do fato do setor externo ter uma grande relevância nessas economias, de a abertura comercial em ambas as economias ter propiciado o aumento de seus fluxos de comércio internacional por meio da flexibilização da política comercial - tal como diminuição das barreiras comerciais, subsídios às exportações e formação de blocos regionais, - entende-se o quanto o crescimento econômico da Argentina e do Brasil se deve às exportações e importações com restrição no balanço de pagamentos (balança comercial).

Nesse sentido, apresenta-se o problema da pesquisa que consiste em analisar: Em que medida as exportações e importações são afetadas por variações no crescimento da Argentina e do Brasil entre 1992-2006?

Tal problemática busca ser perquirida por meio da aplicação do Modelo de Thirlwall, pois este permite observar a relação existente entre a elasticidade-renda das exportações da Argentina e Brasil e a elasticidade-renda das importações da Argentina e do Brasil com aumento ou retração do PIB de cada país para o período determinado.

Com base nas variáveis: exportação, importação, renda interna e renda externa, que conforme apregoa a teoria econômica, determinam o saldo da balança comercial. Testando-se o Modelo criado por Thirlwall (1979), pretende-se investigar se tais variáveis são afetadas pelas variações das rendas nacional e externa.

Destarte, será quantificada a influência dessas variáveis de maneira que se determine a significância e a capacidade explicativa das variações do crescimento econômico de ambas as economias, de forma a comparar os resultados.

Desse modo, justifica-se a utilização da metodologia estatística.

Diante da exposição do problema da pesquisa cabe apresentar os objetivos, o geral e os específicos.

a) Objetivo Geral:

Verificar se as exportações e as importações são afetadas por variações do produto na Argentina e no Brasil entre 1992-2006.

b) Objetivos Específicos:

b.1) Analisar a evolução do desempenho comercial dos países;

b.2) Analisar teoricamente os aspectos entre comércio exterior e crescimento econômico;

b.3) Apresentar o Modelo de Crescimento de Thilwall;

b.4) Estimar a equação das importações de modo a verificar o efeito de variações da renda nacional (elasticidades-renda das importações) da Argentina e Brasil entre 1992-2006;

b.5) Estimar a equação das exportações de modo a verificar o efeito das variações referente ao PIB dos Estados Unidos (representando a renda do resto do mundo) e às variações do PIB do parceiro comercial do Mercosul (elasticidade-renda das exportações) para Argentina e Brasil entre 1992-2006;

b.6) Verificar a relação de longo prazo entre as variáveis;

O presente trabalho está organizado da seguinte forma: além desta introdução, o capítulo 2, subsequente, trata da Evolução do Desempenho Comercial da Argentina e do Brasil no pós-1990, observando as alterações de políticas econômicas, como a flexibilização da política comercial e a evolução de algumas variáveis de comércio exterior.

O capítulo 3 observa os aspectos teóricos, abordando a relação sob a ótica das teorias de comércio exterior, a relação do comércio exterior e crescimento econômico, contemplando uma análise dos modelos de crescimento baseado no comércio exterior.

Por sua vez, o capítulo 4 apresenta uma revisão das evidências empíricas do modelo.

A seu turno, o capítulo 5 trata da metodologia que será composta inicialmente do tratamento conceitual do modelo, sua definição e variáveis abordadas e o tratamento dos procedimentos econométricos.

O capítulo 6 traz em seu bojo a análise dos resultados, de modo a atender os objetivos propostos no trabalho.

Ao fim, é apresentada no capítulo 7 a conclusão da pesquisa.

2 EVOLUÇÃO DO DESEMPENHO COMERCIAL NA ARGENTINA E BRASIL: UMA ANÁLISE COMPARADA PÓS 1990

As economias sulinas, no início dos anos 90, passavam por profundas transformações, provindas do modelo de substituição como estímulo ao crescimento, endividamento externo e problemas de hiperinflação.

Nesse diapasão, necessitavam de estratégias que visassem alterar o rumo das suas economias. Em contrapartida, o processo de redemocratização estava aliado ainda a um conjunto de propostas, tal como a formação de um bloco econômico e a flexibilização comercial.

Ainda nesse contexto, surgia inerente ao processo, o Consenso de Washington², que previa um rol de princípios a serem seguidos pelos países da América Latina, inspirados em reformas imediatas, as quais reclamavam urgente implementação.

Observa-se que a característica presente no Consenso de Washington e de maior ligação com a Argentina e Brasil foi a abertura econômica que serviu de sustentáculos para suas políticas de estabilização, em que a política comercial esteve fortemente atrelada.

A abertura econômica, conforme Bertóglia et al (2004) servia para segurar os preços internos com a entrada de produtos importados, que trariam uma maior concorrência interna, a fim de que ocorresse uma redução no preço dos produtos e determinasse que as indústrias nacionais se qualificassem melhor para poder concorrer com o mercado internacional.

A abertura (flexibilização) comercial na América Latina está diretamente associada ao mecanismo de participação na corrente de comércio mundial frente à globalização, ou seja, à livre mobilidade de tecnologias, informações, capitais e comerciais. Ou, como Gonçalves (1999, p. 24) cita, a globalização pode ser caracterizada a partir de três processos diferenciados: “expansão extraordinária dos

² O conjunto de princípios são os seguintes: 1) disciplina fiscal, 2) eficiência nos gastos públicos, com ênfase em educação e infra-estrutura., 3) reforma fiscal que baixe alíquotas dos impostos e amplie a base; 4) liberação das taxas de juros; 5) taxa de câmbio competitiva; 6) liberalização comercial; 7) estímulo ao investimento estrangeiro; 8) privatização; 9) desregulamentação; e 10) garantia de direitos de propriedade. (HADDAD, 2005)

fluxos internacionais de bens, serviços e capitais; o acirramento da concorrência nos mercados internacionais e a maior integração entre os sistemas econômicos nacionais”.

Com relação ao acirramento da concorrência internacional, observa-se que a abertura econômica viabilizou esse processo através das reduções tarifárias e ampliação do comércio internacional, que contribuiu para o crescimento a taxas superiores ao PIB mundial.

Infere-se, que atualmente, há uma intensidade diferente do comércio externo, pois com a ausência de fatores protecionista, intervencionista e regulador, marcas do início dos anos 90, possibilita-se perspectivas de maior crescimento econômico.

No que pertine a Argentina e Brasil, a flexibilização da política comercial proporcionou uma maior integração, com mercados distintos.

Comparativamente, as economias em estudo, em se tratando de comércio exterior, podem ser retratadas da seguinte maneira,

Ao fazer-se uma análise comparada da evolução do comércio exterior e da política comercial da Argentina e do Brasil, surgem, como era de se esperar, elementos semelhantes assim como componentes de clara diferenciação. A semelhança mais marcante é o baixo desempenho da inserção dessas economias na economia internacional, caso se utilize como padrão de medida a de outras economias emergentes. A diferença mais clara é – sem fazer juízo de valor – a persistência relativa dos objetivos e das políticas brasileiras comparada com a erraticidade dos objetivos e políticas na Argentina. (LAVAGNA, 2002, p.1)

Lavagna (2002) leciona que um conjunto de fatores como: a volatilidade dos bens primários, restrições a mercados centrais, da existência de deterioração dos preços primários em relação aos preços de bens industriais e a evolução recente do comércio mundial são argumentos suficientes para destacar que políticas comerciais bem sucedidas dependem de uma inserção competitiva importante. Conforme, o autor, a política comercial tem que ser alicerçada e integrada no mercado internacional de bens com maior valor agregado.

Diante disso, Argentina e Brasil buscaram estratégias por meio da política comercial³ externa que conferisse um novo rumo e uma participação significativa no total do comércio mundial.

³ [...] o livre comércio maximiza a produção mundial e beneficia todas as nações. No entanto, praticamente todas as nações impõem algumas restrições ao livre fluxo do comércio internacional.

Na América Latina, a política comercial foi concebida como critério para oferecer proteção à indústria nacional no marco das relações internacionais de intercâmbio do tipo intersetorial, próprias do sistema centro-periferia, tal como este se manifestou nas três décadas posteriores ao fim da segunda guerra mundial.

Nos últimos vinte anos, os países latinos vêm reduzindo de maneira isolada e crescente os níveis e a dispersão de suas tarifas, eliminando, além destas, outros tipos de barreiras tais como: fiscal ou cambiária capazes de afetar o comércio. DI FILLIPO (1997)

A nivel teórico esto se explica por un convencimiento explícito o implícito de que los aranceles conceden a las autoridades económicas una cierta capacidad de maniobra em un contexto de fallas de mercados en factores y productos, y que es demostrable (al menos em términos de la teoría estática) la tesis de que el arancel óptimo para economías grandes es diferente de cero. A nivel práctico los aranceles son un instrumento de negociación internacional y un componente en la construcción de uniones aduaneras (las que incidentalmente pueden crecer em el número de sus miembros hasta al punto de convertirse em economías grandes e incluso mejorar sus términos de intercambio em ciertos rubros). (DI FILLIPO, 1997, p.13)

Nessa ordem de idéias, Di Fillipo (1997) aduz que à medida que perdem importância elementos tradicionais, cresce a importância da política cambiária, especialmente quanto mais atração do componente manufatura houver nas exportações totais, pois um câmbio alto e estável não só é importante para a exportação de manufaturas, que são muito sensíveis a este instrumento, mas também, para atrair investimento direto orientado para a exportação.

Apreende-se que o aprofundamento da liberalização comercial adotado como pilar das reformas econômicas na Argentina e Brasil proporcionou reduções das tarifas médias e barreiras não-tarifárias.

Tais alterações ocorreram perante a necessidade de proporcionar incentivos para o crescimento, porquanto a diminuição das importações havia chegado num patamar que nem mesmo um aumento significativo da substituição destas, permitiria um impacto positivo.

Os custos da proteção resultaram aos produtores nacionais falta de competitividade pela ausência de estrutura e modernização tecnológica, defasadas diante da concorrência internacional.

O aprofundamento da liberalização comercial pode ser visualizado pelos processos de regionalização das economias latino-americanas. Exemplo disso é o Mercosul, que responde pelos maiores fluxos comerciais quando comparados aos demais blocos continentais. Paiva (2007)

A tabela 1 demonstra a evolução tarifária da Argentina e Brasil, evidenciando o direcionamento dos países a níveis de proteção menores, se comparada à década anterior.

Nada obstante, os dois países demonstraram, na ótica de Abreu (2007), certa limitação a uma maior redução no nível tarifário, com relação a terceiros mercados. Já no âmbito do Mercosul, há o sistema harmonizado constituído de tarifas médias entre 16% e 23%.

Tabela 1: Tarifas médias (não ponderadas) praticadas pela Argentina e Brasil

	1985	1988	1991	1994	1997	2000	2006
Argentina	39,3	30,8	14,2	15,2	14,1	15,5	12,2
Brasil	55,1	14,5	20,4	9,7	14,9	15,8	12,3

Fonte: Elaboração com base de dados de Estevadeordal (2002) e OMC (2006)

No Brasil, soma-se às flexibilizações tarifárias, o benefício concedido pelo governo - financiamentos - aos exportadores como Siscomex e Proex, após 1992.

De 1994 em diante, ocorreu um aprofundamento da economia brasileira frente à abertura comercial através da exposição à concorrência externa, a fim de impulsionar a oferta agregada e estimular a competitividade nacional.

Já em 1994 houve reversão da liberalização anterior em face das dificuldades no balanço de pagamentos relacionados à crise mexicana, com aumento de tarifas, novas barreiras não-tarifárias e salvaguardas.

A inversão da tendência superavitária da balança comercial brasileira em 1995 levou a incerteza do aprofundamento dos déficits em transações correntes, num cenário de instabilidade nos mercados financeiros externos, obrigando o governo a reavaliar sua política de abertura comercial e estabelecer uma estratégia que visasse reequilibrar os fluxos de comércio.

Assim, desenvolveram-se mecanismos no sentido de regular as importações em setores menos prejudiciais ao processo de estabilização de preços.

No entanto, a necessidade de combater a inflação deu margem a facilidades importadoras para atender deficiências na oferta de produtos no mercado interno.

De maneira geral, as políticas brasileiras voltadas ao comércio externo são de estímulo ao setor exportador, desde a desoneração fiscal à ampliação dos mercados.

A Argentina apresenta uma evolução da tarifa média semelhante à brasileira, pois também apresentou mudanças no âmbito da política comercial que convergiam com a maior abertura econômica.

O pós-1990 possibilitou a aliança estratégica com terceiros mercados e uma participação maior no mercado intrabloco com relação à diversificação da pauta exportadora.

O objetivo das economias sulinas em integrar uma participação maior no comércio mundial está ligado ao potencial exportador. Isso surge como uma necessidade cada vez maior, diante da necessidade de captar recursos externos para atenderem suas dívidas externas com vistas a possibilitar um crescimento sustentado. Redrado & Lacunza (2004)

O crescimento sustentado na expansão externa traz a capacidade competitiva da economia, o que requer, na linha de pensamento de Redrado & Lacunza (2004), um tipo de câmbio estável e consistente com as demais políticas econômicas. Some-se a isso, uma estratégia comercial agressiva que possibilite maior agregação em nível quantitativo e qualitativo das exportações.

No caso argentino, a política cambial foi exceção, quando comparada ao resto dos países da América Latina, pelo fato de ter escolhido um regime de taxas cambiais fixas, enquanto os demais investiam no câmbio flexível.

Em 1991, o presidente Carlos Menen constituiu o Plano de Conversibilidade, que instituiu o regime de *currency board*, o qual fixava a taxa de câmbio na paridade de 1 austral para 1 dólar.

A consequência para os proponentes dessa política, segundo Averborg (2005), foi o limitado espaço para formulação da política monetária, mas os resultados positivos imediatos do plano são conferidos pelo controle inflacionário, taxas de crescimento do PIB maior, comparada à década anterior, abertura

comercial. Frise-se, nesse norte, que o saldo exportador e importador mais que dobrou no período de 1991-2001.

Entretantes, observa-se que a política cambial e a falta de articulação inerente ao próprio Ihe acarretavam certa vulnerabilidade.

Registre-se assim, que mesmo uma taxa de câmbio fixa não representa que manter uma moeda forte significa ter uma economia forte. É que a credibilidade desse regime fica sujeita aos choques externos econômicos.

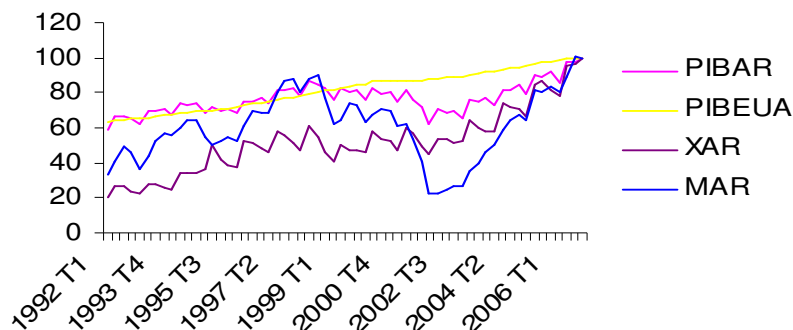
Não demorou, em dezembro de 2001, a economia Argentina experimentou uma de suas piores crises econômicas. As pressões apontadas por Averburg (2005) como endividamento público, desequilíbrio fiscal, redução do fluxo de capital externo e a intranqüilidade social proveniente da recessão, aliada ao elevado risco país e hostilidade financeira internacional impuseram a insustentabilidade da conversibilidade. Então, a partir de fevereiro de 2002, a taxa de câmbio do peso argentino flutuou livremente, embora ocorresse intervenção das autoridades monetárias.

Com relação à posição da Argentina na participação do comércio mundial, Bouzas (2005) aponta que se mostra ainda pouco elevado quando se observa o coeficiente de exportação, uma vez que antes da crise de 2001, tinha maior integração com mercados financeiros.

O Gráfico I permite observar a evolução das variáveis: exportação (XAR), importação (MAR), renda nacional (PIBAR) e renda externa (PIBEUA).

Conforme o cenário dos acontecimentos econômicos na Argentina, nota-se que, de 1995 a 2001, o saldo das importações está acima das exportações, e tal tendência é alterada em 2001, no pós-crise da conversibilidade.

Faz-se importante ressaltar que a renda nacional (PIBAR) acompanhou de 1992-2001 a evolução da renda externa (PIB dos Estados Unidos). Tal evolução também é alterada a partir de 2001.

Gráfico 1 – Evolução Comercial da Argentina

Fonte: Resultados próprios.

Bouzas (2005) destaca que a posição comercial da Argentina, está do lado das exportações e concentrada em *commodities* com preços voláteis e em mercados com baixa elasticidade-renda e fortes distorções. Afirma o autor ainda, que a Argentina investiu tenuamente em políticas públicas que possibilitassem maior competitividade aos setores de maior valor agregado.

Contudo, mesmo sendo destino dos investimentos externos diretos da década de 90, estes foram concentrados no âmbito dos recursos naturais; poucos foram os recursos para integrar a rede da produção mundial.

No que concerne ao Mercosul, a Argentina atua na diversificação de suas exportações intrabloco. Averbug (2005)

A seu turno, o Brasil, no período de 1990 a 1992, ainda que tenha sido marcado pela instabilidade, lançou caminho para a estratégia de comércio exterior, com a liberalização das importações e a volta do fluxo de recursos externos.

Os rumos da política conduziram para um novo plano de estabilização para o controle inflacionário, obtendo assim, maior confiança externa para a inserção competitiva do Brasil.

Gremaund (2002, p.469) assevera que com o “(...) processo de impeachment do presidente, assumiu em seu lugar o vice-presidente Itamar Franco, vindo a adotar uma política que se concentrou no controle dos surtos inflacionários e assim manter a economia desacelerada”.

O objetivo perseguido por todos os planos econômicos implementados anteriormente ao Plano Real, de controle sobre os preços internos da economia, seria finalmente alcançado.

Nesse contexto, o último plano de estabilização, o Plano Real, passou a ser implantado ainda no Governo de Itamar Franco, tendo como gestor Fernando Henrique Cardoso no Ministério da Fazenda.

De outra banda, a superação do problema inflacionário no Brasil ocorreu por meio de um ajuste fiscal.

Destaca-se ainda, o Plano de Ação Imediata (PAI) que atuou no preparo para a implantação do Plano Real, pois este viria a ser adotado gradualmente, recorrendo a uma “substituição natural” de moeda, e a correção dos desequilíbrios existentes na economia.

A segunda fase do Plano Real viria a ocorrer em 1994. Essa fase seria um novo sistema de indexação, criado justamente para possibilitar a desindexação da economia. O valor em cruzeiros reais seria corrigido diariamente pela taxa de inflação.

O valor da URV, nesse período, seria uma paridade fixa de 1 para 1 com o dólar (US\$), ou seja, a própria taxa de câmbio. Quando todos os preços estavam expressos em URV, foi introduzida a nova moeda, o Real (R\$).

Visando facilitar a transição para um regime de estabilidade, o Plano Real teve como referência básica para formação das expectativas dos agentes, a âncora cambial.

De acordo com Silva (2002, p.102) “... a possibilidade de importação com folga cambial e manutenção da taxa de câmbio, força os preços internos a acomodarem-se aos internacionais”. O Brasil adotou até 1994 uma superâncora cambial para segurar os preços internos.

O reflexo imediato do plano de estabilização foi o crescimento da demanda e da atividade econômica. Vale ressaltar a apreciação (valorização) cambial no período. Conseqüentemente, foi demonstrado déficit na balança comercial.

No início de 1995, para impedir uma crise cambial, foi necessário dar maior atenção à situação externa sem perder controle sobre a inflação.

Segundo afirma Gremaund (2002, p.480), “(...) a dificuldade que se colocava é que a simples correção da taxa de câmbio, apesar dos efeitos benéficos sobre as

contas externas, poderia levar à volta do processo inflacionário naquele momento, uma vez que a economia se encontrava aquecida e a memória inflacionária e o perigo da indexação ainda estavam muito presentes”.

O Governo sinalizava uma estratégia gradual de correção cambial, e o Real passava para uma nova fase, na qual a demanda seria contida pela política monetária e impediria que os déficits comerciais aumentassem, o que viria a definir uma taxa de juros interna elevada.

Nesse período foi evitado um ataque especulativo quando houve a Crise Mexicana, e com ela, o chamado “efeito tequila”, mantendo a taxa de câmbio. Também nesse momento, o Banco Central perdeu grande quantia de divisas, vindo a recuperar-se, porém, com a alta taxa de juros captando o retorno dos recursos do exterior.

Assevera ainda:

Nesse período o instrumento passou a ser a política monetária, buscando conter a demanda e com isto impedir que os déficits comerciais se tornassem muito elevado, além de ter um papel importante na contenção dos preços, agora num quadro de desvalorização do câmbio nominal, e, principalmente, na administração da taxa de juros com o fim de manter o país atraente ao capital estrangeiro, para continuar financiando os déficits em transações correntes (GREMAUND, 2002, p. 482).

Com a Crise Asiática no final de 1997, e com o advento da Crise Russa em 1998, foi preciso alterar a taxa de juros para que choques externos não viessem pôr em risco o financiamento das transações correntes. Mas mesmo assim, o Brasil perdeu grande quantia de reservas. Com a Crise Russa viria a perder uma quantia da ordem de 300 bilhões entre agosto e setembro de 1998.

Em decorrência desses fatos, bem como de um acordo com o Fundo Monetário Internacional(FMI), previa-se que uma mudança de regime cambial estava definida.

Gremaund (2002, p.491), assegura que a apreensão de uma mudança estava em que “(...) o grande receio em abandonar o sistema fixo era de que a desvalorização nominal trouxesse de volta o problema inflacionário e, com isso, a inflação resultante anulasse os ganhos da desvalorização, isto é, tivesse um pequeno impacto sobre a taxa de câmbio real”.

Na fase inicial do Plano Real, pós–implementação, existia a “âncora cambial” que provocava queda abrupta na inflação dos bens transacionáveis, enquanto a

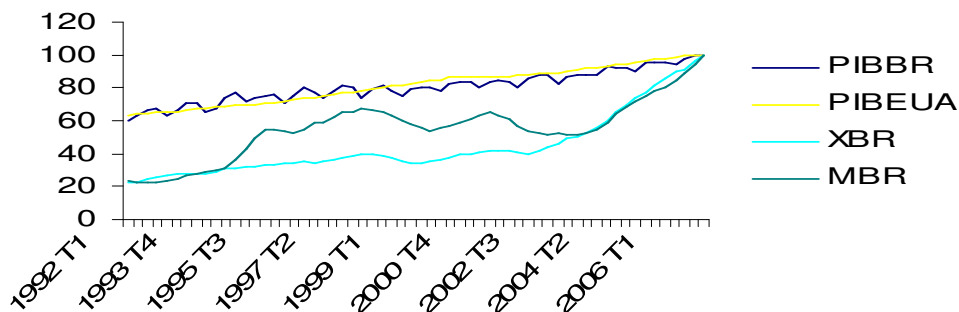
demanda aquecida fez com que os preços dos não-transacionáveis continuassem subindo. Mas a situação pós-mudança de regime demonstrava que deveria ocorrer aumento nos preços dos transacionáveis, enquanto a demanda desaquecida controlaria os preços dos não-transacionáveis.

A partir de 1999, pode-se verificar uma queda acentuada nas importações e exportações.

Pode-se inferir do Gráfico 2 a tendência evolutiva das variáveis brasileiras Exportações (XBR), Importações (MBR), renda interna (PIBBR) e renda externa (PIBEU).

Há uma diferença existente entre as importações e exportações ao longo de 1994 até meados de 2000. Após a alteração da política cambial ocorrida em 1999, verifica-se uma reversão decrescente da tendência importadora para a exportadora.

Gráfico 2 – Evolução Comercial do Brasil



Fonte: Resultados próprios

O fraco desempenho das importações reflete a sensibilidade desta em relação à taxa de câmbio, como a contenção da demanda. Já o pífio desempenho das exportações pode ser atribuído a: redução dos preços das principais *commodities* exportáveis em função da fraca demanda mundial, queda da atividade econômica na América Latina e incerteza dos exportadores.

Cabe ressaltar que o período de forte valorização da taxa de câmbio conduziu a destruição de canais de comercialização o que levaria a uma demora na recuperação das exportações.

A análise do Plano Real evidencia que o mesmo criou maior estabilidade no controle inflacionário e, conseqüentemente, maior confiabilidade na relação comercial do país com o comércio exterior.

Por fim, cumpre gizar que foi a partir da mudança de regime cambial, de fixo para flutuante, que o saldo da balança comercial acentuou seus ganhos.

3 ASPECTOS TEÓRICOS

Este capítulo faz uma abordagem da relação do comércio exterior com as teorias de crescimento econômico.

Leva a efeito também, uma análise do Modelo de Crescimento de Thirlwall e Balanço de Pagamentos.

3.1 Comércio Exterior: Sob a Ótica das Teorias

As razões que impulsionam o comércio internacional de bens e serviços passam pela revisão das teorias tradicionais aos novos instrumentos conceituais constituídos atualmente, que implicam reflexões e implicações políticas para as economias.

A historiografia econômica sustenta que o comércio internacional representa a troca de bens e serviços por meio de transposição de fronteiras entre os países, colaborando ao longo da história para parte significativa do crescimento econômico. A partir dos avanços da sociedade, como a evolução de mecanismos de política econômica, social, locacional e por intermédio do processo de globalização, o comércio exterior apodera-se de uma grande importância.

Observando a evolução das teorias de comércio internacional nota-se que;

Las diferencias estructurales entre países promueven un tipo de especialización propia del comercio intersectorial que predominó durante el siglo pasado y la primera mitad del presente, fundado em el criterio de las ventajas comparativas en sus dos versiones: la clásica ricardiana de los costos comparativos y la neoclásica marginalista de las dotaciones relativas de factores productivos (Heckscher, Ohlin) (DI FILLIPO, 1997, p.6).

A questão do desenvolvimento econômico está diretamente ligada ao comércio exterior, pois as teorias clássicas e neoclássicas de crescimento econômico consideram que, no livre comércio, os ganhos de produtividade são

transmitidos mutuamente pela economia internacional e a todos os países que compõem o mercado mundial. SILVA (2004)

Nessa perspectiva, Salvatore (2000) lembra o conceito da teoria tradicional do comércio em que, se cada nação se especializar na produção da *commodity* de sua vantagem comparativa, a produção mundial será mais elevada e cada uma das nações participará dos ganhos.

Assim, com a distribuição da dotação dos fatores e da tecnologia entre as nações desenvolvidas e em desenvolvimento, a teoria das vantagens comparativas mostra que as desenvolvidas devem especializar-se na produção e exportação de produtos manufaturados, e as em desenvolvimento, na produção e exportação de matérias-primas.

Salvatore (2000) aponta ainda que o comércio deve levar a utilização plena de recursos domésticos, que outrora eram subutilizados, pois ao expandir o mercado ajusta-se a divisão do trabalho e as economias de escala.

Guimarães (1997) observa, sob outra perspectiva, que as defasagens tecnológicas e mudanças técnicas defendem um comércio internacional motivado pela obtenção de maiores lucros conferidos pelo monopólio e progresso técnico.

Na Teoria de Heckscher e Ohlin os países estruturalmente com similitude não desenvolvem relações de comércio entre si.

A experiência pós-segunda guerra mundial evidencia que os países desenvolvidos com produtividade relativa e dotações de fatores parecidos são os que geram o comércio recíproco mais ativo.

O comentário infra aponta que há uma explicação para esse intercâmbio dinâmico

Las semejanzas estructurales entre países promueven la especialización para el comercio intrasectorial (o intraindustrial) y se justifican por el aprovechamiento de economías de escala⁴ y de especialización, siempre que el tamaño y/o la dinámica de los mercados permita su desarrollo. (DI FILIPPO, 1997, p.7)

Então, o comércio intraindustrial das economias com especializações deriva da divisão em atividades produtivas internas de um mesmo ramo de atividade como forma de ampliar os mercados. Conseqüentemente, haverá maior utilização das

⁴ Rendimentos crescentes a escala das unidades produtivas se referem ao incremento mais que proporcional do volume produzido a medida que aumenta o tamanho das plantas, mantendo constante a estrutura dos insumos e supondo o uso pleno da capacidade instalada.

economias de escala aliada a um incremento da eficiência geral da concentração de recursos produtivos de cada país com atividades reduzidas. Di Filippo (1997)

As teorias do comércio internacional complementam-se, de modo que o objetivo é proporcionar alocação eficiente dos recursos produtivos, e a maximização da renda real. A nova teoria do comércio internacional permite visualizar isso, pois ela:

[...] incorpora aos pressupostos do teorema de Heckscher-Ohlin (definição prévia das dotações relativas entre os países, distintas intensidades na utilização do fator no respectivo processo de produção etc.) novas hipóteses, como concorrência monopolística, retornos crescentes e diferenciação de produtos. Sua conclusão é que, embora apareça uma faixa de comércio intra-industrial entre ambos os países e que se engajam em trocas mútuas - resultante das economias de escala e da diferenciação de produtos em suas respectivas indústrias-, cada país continuará sendo um exportador líquido do bem em cujo processo de produção utilize o fator abundante e importador líquido do que utilize o fator escasso NASSIF(2000, p.9 apud KRUGMAN, 1990, pp.74-83).

Assim, essa teoria não rechaça as dotações relativas de recursos produtivos dos países como base para a determinação de seus respectivos padrões de comércio, NASSIF (2000).

Tal teoria sustenta-se na implicação de maiores ganhos de comércio ou como Nassif (2000) ensina, deve ser consubstanciada em aumento da quantidade e diversidade de produtos pelo comércio inter ou intra-industrial entre os países.

Transformações induzidas pelo desenvolvimento do comércio intra-industrial, por exemplo, capacitam o consumidor para dispor de um mercado variado na questão de produtos e preços reduzidos, derivados da integração do mercado nacional a outro mais amplo.

3.2 A Relação Comércio Exterior e Crescimento Econômico

Conforme Jayme Jr (2001) o estudo da relação entre comércio e crescimento econômico tem sido objeto de estudos nas ciências econômicas ao longo do tempo.

Jayme Jr (2001) estuda o modelo de crescimento econômico neoclássico em que processos de liberalização comercial deveriam proporcionar aumento do

crescimento das economias liberalizantes, a partir dos impactos de reformas estruturais sobre a produtividade do trabalho e sobre a produtividade dos fatores.

Entretanto, os estudos que perquiriram tal relação demonstraram não haver uma relação clara, entre comércio, política comercial e crescimento da economia.

Grupos de economistas tentaram demonstrar que economias abertas tendem a convergir mais rapidamente para um modelo de crescimento equilibrado do que economias fechadas, conforme aponta (Sachs e Warner, 1995; Edwards, 1992, 1993, 1998; Srinivasan and Bhagwaqti, 1999, Kruerger, 1997; Ben-David e Kimhi, 2000 *apud* Jaime Jr, 2001).

Outros pesquisadores discorrem que a abertura pode ser obstáculo para o crescimento econômico diante do fato de criar efeitos negativos sobre a indústria nascente, ou em função de restrição do Balanço de pagamentos, remetendo a uma abordagem que favorece os impactos da demanda agregada sobre a renda. (TAYLOR, 1993; MCCOMBIE and THIRLWALL, 1999; BLECKER, 1999; HELLEINER, 1996; UNCTAD, 1995 *apud* JAIME JR, 2001)

Já os modelos Keynesianos que originam o modelo de crescimento com restrição no Balanço de Pagamentos de Thirlwall, encontram um canal entre comércio e crescimento, por intermédio dos estímulos de demanda via exportações. Neste caso, o comércio pode representar também uma importante restrição ao crescimento, por força de restrições de desequilíbrio no Balanço de Pagamentos.

Averigua-se que a perspectiva neoclássica de comércio demonstra que a taxa de crescimento dos países é explicada pelo crescimento da oferta dos fatores e da produtividade.

Campos & Arienti (2002) apontam que em contraposição a tal ótica surgiram vários estudos empíricos demonstrando a estreita relação da taxa de crescimento dos países com a razão entre elasticidade-renda de suas importações e exportações. Tal estudo parte da percepção Keynesiana, na qual afirma que em uma economia aberta, a restrição ao crescimento da demanda, e conseqüentemente ao crescimento econômico, está no Balanço de Pagamentos (MCCOMBIE & THIRLWALL, 1994).

Baseado na visão tradicional estruturalista e pós-Keynesiana, que consideram o comércio e crescimento por meio do crescimento liderado pelas exportações (*export led growth*), da estratégia de substituição de importações e das restrições de Balanço de Pagamentos, os seguidores da tradição Keynesiana, como Harrod,

Kaldor e Domar, estudaram a importância dos multiplicadores do investimento e da componente externa da demanda agregada como determinantes do crescimento econômico de longo prazo.

Os estruturalistas orientados também pela demanda do crescimento econômico, destacam a importância dos déficits de conta corrente e dos aspectos financeiros da conta de capital. JAYME JR (2001)

A abordagem detém-se na literatura pós-Keynesiana que expõe o modelo de crescimento liderado pelas exportações, que parte do ponto inicial de explicação teórica e empírica da relação entre comércio, crescimento e restrições de balanço de pagamentos.

3.3 O Modelo de Thirlwall

O modelo de Thirlwall (1979) parte do pressuposto básico de que é possível explicar diferenças entre crescimento de longo prazo entre os países pela consideração da demanda efetiva.

Nakabashi *apud* Thirlwall (2003, p.51, 1979) enfatiza que “as taxas de crescimento econômico entre países diferem porque o crescimento da demanda é diferente entre países”, nesse sentido, destaca que o estrangulamento de demanda mais importante é no balanço de pagamentos.

Assim, Thirlwall (1979) *apud* Ferreira (2001) estabelece que, no longo prazo, numa economia aberta a taxa de crescimento não pode ultrapassar aquela compatível com o equilíbrio na conta corrente do balanço de pagamentos (BP).

A lei de Thirlwall prevê que não há condições de um país ser financiado indefinidamente por desequilíbrios na conta corrente, podendo, contudo, acumular superávits.

Ferreira (2001) observa que tal situação contrapõe o modelo de Mundell-Fleming, que parte de uma condição de equilíbrio do BP, e é dado na conta capital e na conta corrente simultaneamente.

No longo prazo, essa condição demonstra que ingressos na conta de capital financiam desequilíbrios na conta corrente, sem restrição quanto ao prazo desse processo.

Thirlwall (1979) *apud* Ferreira (2001) assume que o equilíbrio de longo prazo do Balanço de Pagamentos, é dado pelo equilíbrio na conta corrente. Entretanto, o equilíbrio na conta corrente significa que o saldo deve ser anulado no longo prazo.

Sob tais aspectos, traz-se à baila uma reflexão sobre a Lei de Crescimento de Thirlwall, que fornece fundamento teórico e suporte empírico para justificar o crescimento liderado pelo comércio exterior

...pois as exportações e o investimento baseado na substituição de importações podem aumentar as taxas de crescimento do PIB e concomitantemente elevar a capacidade de importar bens e serviços. Diz-se crescimento liderado pelo “comércio exterior” porque não se trata de sugerir somente o *export-led growth*, já que a substituição de importações possui efeitos semelhantes sobre a demanda agregada ao do aumento das exportações. (FERREIRA, 2001, p. 6)

Então, tanto a elasticidade-renda da demanda por exportações como a elasticidade-renda da demanda por importações, são importantes para os países.

Assim, na mesma linha de pensamento, Jayme Jr (2001) destaca que o modelo de Thirlwall é simples, admitindo que o crescimento econômico de longo prazo dependa da relação entre as elasticidades-renda das importações e das exportações, desde que se considere válida a condição de Marshall-Lerner e os preços relativos dos bens comercializados constantes.

Neste modelo, portanto, o comércio afeta diretamente o crescimento, influenciando a demanda por bens finais e, indiretamente, mediante a influência que este exerce sobre o investimento.

Ferreira (2001) afirma que o pressuposto teórico e empírico da Lei de Crescimento de Thirlwall é que os preços relativos são constantes no longo prazo e que o ajuste do Balanço de Pagamentos, mantendo elasticidades constantes, é feito com alterações na demanda.

Nesse ínterim, baseado em três possibilidades teóricas, coloca-se que há a necessidade de passear sobre a verossimilhança da suposição dos preços relativos constantes no longo prazo, quais sejam:

a) A primeira possibilidade é que os preços domésticos podem variar na mesma proporção que as mudanças na taxa de câmbio, ou seja, a inflação interna espelhará as mudanças do câmbio anulando o efeito de (de)valorizações da moeda. b) a segunda possibilidade teórica, dada pela

“Lei do Preço Único⁵” (Law-of-one-price), é incompatível com a Lei de Crescimento de Thirlwall. Ela se refere à existência de mercados altamente competitivos e ao ajustamento da oferta e da demanda ao preço de equilíbrio num mercado único, dado o livre comércio internacional. c) A terceira possibilidade pela qual os preços relativos medidos numa moeda comum podem não variar muito no longo prazo se refere à competição imperfeita em estruturas oligopolistas e vem sendo usada pelos autores como a explicação mais plausível. (FERREIRA, 2001, p. 7)

Para Nakabashi (2003), Thirlwall tinha bons motivos para verificar o quanto o desempenho das importações e exportações podem ter um papel fundamental no desenvolvimento de uma determinada economia e/ou também como restrição do desenvolvimento, pois,

[...] déficits na Conta Corrente, restringindo o crescimento econômico, parecem ser um problema de grande importância por, pelo menos, três motivos: 1) efeitos sobre os setores diretamente afetados pelo aumento das importações e/ou queda das exportações; 2) nenhum país pode crescer mais rápido que a taxa de crescimento com equilíbrio no BP, pelo menos no longo prazo, pois um déficit crescente na conta corrente financiado através da Conta Capital aumentaria o risco de desvalorizações cambiais, até o ponto em que não valeria mais a pena investir em tal região ou país este teria que se ajustar à nova situação através de medidas recessivas (espontâneas ou forçadas)⁶; e 3) um déficit crescente na conta corrente levaria o país ou região a praticar taxas de juros mais elevadas para atrair fluxos de capital, estimulando a parte financeira em prejuízo da parte real da economia. (NAKABASHI, 2003, p. 9)

Conforme as argumentações até aqui expostas, resta evidente que o que se apreende da política econômica tirada do Modelo de crescimento de Thirlwall é que o ajuste estrutural do Balanço de Pagamentos, em direção a maiores taxas de crescimento econômico, objetivando a manutenção constante do grau de abertura comercial, tem de ser feito por mudanças na medida das elasticidades. Conseqüentemente, acarretam mudanças profundas das bases competitivas dos setores produtivos. FERREIRA (2001) e CANUTO (1998)

Thirlwall (2003) pondera que há uma visão de rendimentos crescentes que pode parecer ser muito simples, porém tem um significado intenso para a forma como são concebidos os processos econômicos.

⁵ As hipóteses principais da Lei do preço único são que os países que produzem bem idênticos são pequenos o suficiente para não influenciarem o preço de mercado. Estabelece que a competição é responsável por equalizar os preços de bens idênticos no mercado internacional.

⁶ De uma maneira mais rigorosa, um certo país pode se endividar continuamente caso a proporção Dívida Externa/PIB não ultrapasse um determinado valor, ou seja, se o país apresenta crescimento positivo ele pode se endividar continuamente.

O autor refere que não é possível entender as divisões na economia mundial e os chamados modelos de crescimento e desenvolvimento de “centro-periferia” (entre norte e o sul e entre países ricos e pobres), sem diferenciar as atividades sujeitas a rendimentos decrescentes. Os primeiros significam uma crescente produtividade do trabalho e da renda per capita, a ausência de limites ao emprego do fator trabalho estabelecidos pelos salários (subsistência), e os rendimentos decrescentes implicam o oposto.

O que se observa na maioria das vezes é que a indústria é uma atividade com rendimentos crescentes, e as atividades baseadas no uso da terra têm rendimentos decrescentes. Os países ricos desenvolvidos tendem a se especializar em atividades com rendimentos crescentes, e os pobres em desenvolvimento, em atividades com rendimentos decrescentes.

Kaldor (1970) *apud* Jayme Jr (2001) defende o modelo Kaldoriano para o embasamento da teoria de Thirlwall, pois trata do crescimento liderado pelas exportações (*export led*), construído a partir da noção da causalidade cumulativa, levando em consideração o fato de as exportações serem o componente principal da demanda.

Jayme Jr (2001) discute que o modelo de Kaldor destaca o papel da taxa de crescimento da demanda externa no crescimento do produto, assim como a característica principal dos modelos Keynesianos é a taxa de crescimento autônomo da demanda ser o determinante da taxa de crescimento do produto⁷.

Assim,

O modelo apresentado chama a atenção para a circunstância de políticas expansionistas de demanda terem efeitos cumulativos, uma vez que quanto maior for a taxa de crescimento do produto, mais rápida será a taxa de crescimento da produtividade. Do mesmo modo, quanto mais acelerado for o crescimento da produtividade, menor será a taxa de crescimento dos custos unitários e, por consequência, mais rápida a taxa de crescimento das exportações. Esta característica contribui para explicar as disparidades de renda entre países desenvolvidos e subdesenvolvidos, considerando-se que a causalidade cumulativa acima mencionada pode operar de maneira oposta, em situações de restrição de balanço de pagamentos e de alta elasticidade-renda da demanda *vis-à-vis* à elasticidade-renda das exportações. Este é o caso dos países subdesenvolvidos, nos quais os

⁷ Este modelo é que resultará no modelo de Thirlwall de crescimento econômico restringido por balanço de pagamentos. Este modelo, após algumas hipóteses, observa que $g = (1/\pi)x$ onde π é a elasticidade renda das importações, g a taxa de crescimento da economia e x a taxa de crescimento das exportações.

constrangimentos de balanço de pagamentos conduzem a obstáculos ao crescimento econômico. (JAYME JR, 2001, p.12)

Jaime Jr (2001) entende que foi baseado no modelo de Kaldor que Thirlwall fez desenvolver sua teoria sobre crescimento econômico restringido pelo balanço de pagamentos, fundamentada, entretanto numa versão tipicamente do efeito da demanda sobre o crescimento econômico (*demand led*).

Nesse sentido a natureza do crescimento econômico baseado no modelo de Thirlwall é um marco para compreender o desempenho das nações, pois a obra do autor é enriquecida na medida em que incorpora uma análise de como a oferta de fatores de produção reage endogenamente em relação à expansão do produto e da demanda agregada e coloca a demanda como mecanismo da teoria do crescimento.

Thirlwall (2003) parte do princípio inquiridor “Por que alguns países são ricos e outros são pobres, e por que alguns países crescem mais rápido que os demais em longos períodos de tempo?”, transcorrendo tal questionamento desde Adam Smith até a “nova” teoria do crescimento endógeno.

Sob a perspectiva de Smith, afirma que a contribuição deste foi introduzir na economia, a noção de rendimentos crescentes, com relação à extensão dos mercados. Smith reconheceu a importância das exportações, em especial, para os países pequenos⁸.

Outra teoria que dominou o pensamento econômico acerca do desenvolvimento é o modelo de Harrod-Domar, o qual Thirlwall aponta como ferramenta de planejamento nos países em desenvolvimento.

Diante desse quadro, a teoria neoclássica de crescimento surgiu como reação a tal modelo, e por conseguinte, surgiu a nova teoria do crescimento como reação ao modelo de crescimento neoclássico.

As críticas de Thirlwall ao modelo neoclássico foram as seguintes

El punto fundamental que hay que señalar en esta etapa es que el modelo neoclássico es un modelo orientado por la oferta por excellence. Primero, la demanda nunca entra en escena. El ahorro determina la inversión de manera que la oferta crea su propia demanda. El modelo neoclássico de crecimiento nos lleva de regreso a un mundo prekeynesiano en que la demanda no importa para la comprensión de la determinación del nivel de producto (e, implícitamente, en el crecimiento del producto). Segundo, los factores de producción y el progreso técnico se determinan en forma

⁸ As exportações provêm de um mercado para o excedente, ou seja, é uma forma de escoar as mercadorias excedentes que poderiam não ser absorvida de outra forma.

exógena, insensibles a la demanda. Pero, en geral, la demanda de los factores de producción es derivada, sobre todo del crecimiento del producto mismo. En gran medida, el progreso técnico y el crecimiento en la productividad del trabajo son también inducidos por el crecimiento del producto. OLIVEIRA (2007, p. 25) *apud* THIRLWALL (2003)

A “nova” teoria do crescimento endógeno parte do pressuposto de que o crescimento é determinado de forma endógena e não, determinado simplesmente pela taxa de crescimento exógeno da força de trabalho e do progresso técnico. Sendo assim, a crítica de Thirlwall (2003) em relação à nova teoria do crescimento, consiste que há variáveis que não são consideradas e que atuam na demanda.

El acelerado crecimiento de las exportaciones lleva a um rápido incremento del producto; el acelerado crecimiento de las exportaciones depende de la competitividad y del incremento del ingreso mundial; la competitividad depende de la relación entre el crecimiento de los salarios y el crecimiento de la productividad, y el rápido crecimiento de la productividad depende del veloz incremento del producto. El círculo está completo. (THIRLWALL, 2003, p.82 *apud* OLIVEIRA, 2007)

Havendo rendimentos crescentes e aumento impulsionado pela produtividade, conseqüentemente, verifica-se um aumento das exportações, conforme supramencionado. Dessa maneira, conduz-se aos modelos de crescimento e desenvolvimento de centro-periferia, que predizem as diferenças entre as regiões.

Thirlwall (2003) infere que é sensato como ponto de partida para a análise de crescimento adotar o enfoque Keynesiano de crescimento orientado pela demanda, questionando quais são as principais restrições sobre a demanda e supor quais restrições da demanda que geralmente atuam antes que as restrições da oferta.

Oliveira (2007) aponta que a taxa de crescimento de um país em relação a outros é igualmente proporcional à razão das elasticidades-renda das demandas de exportações e importações. A maior disponibilidade de oferta e/ou variedade não é suficiente se a demanda é relativamente escassa.

Nesse sentido, busca-se no questionamento de Thirlwall (2003) até que ponto as elasticidades-renda são consideradas determinadas exógenas e ou endógenas pelo crescimento do produto.

Assim, o crescimento do produto se relaciona de maneira mais estreita com o crescimento das exportações do que com qualquer outra variável introduzida nas equações de crescimento.

Destarte, supõe-se que o setor exportador possui maior nível de produtividade que o setor não-exportador, de modo que aquele que se expõe à competência externa, vale dizer, o próprio setor exportador, atribui externalidades ao setor não-exportador.

Portanto, a participação das exportações no PIB é fator determinante no desempenho global do crescimento. OLIVEIRA (2007)

Baseado nessa visão, Thirlwall (2003) estabeleceu que uma solução segura, e de longo prazo, para aumentar a taxa de crescimento dos países consiste no equilíbrio na conta corrente da balança de pagamentos fundamentado no câmbio estrutural que incrementa a elasticidade-renda da demanda de exportações e reduz a elasticidade-renda da demanda de importações.

Nesse sentido, é que se busca perquirir o quanto as exportações e importações são afetadas pelas taxas de crescimento na Argentina e no Brasil de 1992-2006. Ambas as economias pertencem a um bloco econômico (Mercosul) e passaram o pós-1990 por processos de ajustes por meio de suas políticas econômicas de estabilização e que estiveram ligadas a restrições no balanço de pagamentos.

Na análise da dinâmica do déficit estrutural e financeiro das contas externas brasileiras nos anos 80 destaca-se:

[...] dado que o problema da balança comercial é eminentemente estrutural e que a dinâmica do déficit do BP é predominantemente financeira tampouco surpreende que o efeito da recessão no sentido de aliviar as contas externas brasileiras não tenha sido significativo apesar do superávit comercial (obtido graças a uma drástica queda das importações). (FERREIRA, 2001 *apud* SERRA, 1982, p. 117)

Sob essa perspectiva enfatiza-se a importância do comércio exterior para o desenvolvimento, pois quanto maior a taxa de crescimento de manufaturados, a tendência é desencadear um processo cumulativo, ou seja, um ciclo positivo favorecido pela relação PIB e produtividade. COUTINHO & BELUZZO (1996)

Por derradeiro, se infere do modelo apresentado pela Lei de Thirlwall que as exportações podem liderar o crescimento econômico. O aumento das exportações

só se refletirá em crescimento econômico se este vier acompanhado de um aumento das importações causado pelo próprio crescimento da renda.

3.4 Balanço de Pagamentos: Abordagem da balança comercial e fluxos de comércio

A respeito do Balanço de Pagamentos pode-se expressar que um país realiza diversas transações com o resto do mundo. Ou, como Galves (2004, p.338) define, “a balança de pagamentos abrange as relações econômicas de todas as espécies que o país tem com o resto do mundo, ativa e passivamente (...) é a única balança que apresenta a verdadeira situação econômica do país no plano internacional”.

Exemplo disso, a oferta agregada não conta apenas com a produção de bens e serviços domésticos, mas também pela produção externa.

A demanda, da mesma maneira, é efetuada dessa forma. Incluem-se outras transações que geram uma série de bens e serviços, fluxos monetários e de capitais entre os países que afetam seu desempenho econômico.

Nessa ordem de idéias, Caves, Frankel e Jones (2001) asseveram que dentro do balanço de pagamentos de um país está presente a conta corrente da qual a balança comercial é integrante.

A balança comercial consiste em exportação e importação de bens, dessa forma, são proporcionados os fluxos comerciais de um país que são originados baseados na impossibilidade⁹ de um determinado país produzir vantajosamente todos os bens e serviços que sua população demanda. São os fluxos comerciais de cada país que são registrados na balança comercial, compreendendo exportações e importações.

As exportações são todas as remessas de bens de um país para outro e as importações correspondem à entrada de mercadorias em um país proveniente do exterior, sendo que ambos representam os principais fluxos comerciais.

Silva (2004) aponta que a reexportação consiste na entrada de mercadorias em um determinado país, que são produzidas em outro, com a finalidade de serem

⁹ Tal impossibilidade pode ser advinda de fatores como: desigualdade na distribuição geográfica de recursos; diferenças de clima e solo e diferentes técnicas de produção. Salvatore (2000)

vendidas ao exterior com ou sem transformações. Ao revés, a re-importação é o retorno a um país de mercadoria de sua produção, anteriormente remetido a um segundo país, após ter obtido maior ou menor grau de transformação consolidadas pelo último país.

No caso, as variáveis que afetam as exportações agregadas de um país conforme Vasconcellos (2007, p.366) são:

- a) preços externos em dólares¹⁰ (P^*): se os preços dos produtos nacionais se elevarem no exterior, as exportações nacionais devem elevar-se;
- b) preços internos (domésticos) em reais (P^i): uma elevação dos preços internos de produtos exportáveis pode desestimular as exportações e incentivar a venda no mercado interno;
- c) Taxa de câmbio nominal (reais por dólar) (e): o aumento da taxa de câmbio nominal (isto é, uma desvalorização cambial) deve estimular as exportações, seja porque os exportadores nacionais receberão mais reais pelos mesmos dólares anteriores, seja porque os compradores externos, com os mesmos dólares anteriores, poderão comprar mais produtos nacionais.
- d) Renda mundial (Y_w): um aumento da renda mundial certamente estimulará o comércio internacional e, conseqüentemente, as exportações nacionais;
- e) Subsídios e incentivos às exportações (Sub): subsídios e incentivos às exportações, sejam financeiros (taxas de juros subsidiadas, disponibilidade de financiamentos etc.), sempre representam um fator de estímulo às exportações.

Em termos de equação a função exportação pode ser representada da seguinte forma:

$$X = f(P^*, P^i, e, Y_w, sub) \quad 1$$

(+) (-) (+) (+) (+)

Os sinais representam se o seu efeito é direto (+) ou inverso (-) sobre as exportações.

¹⁰ De modo a simplificar Vasconcellos (2007) considera como divisa ou moeda estrangeira exclusivamente o dólar.

Saliente-se que o comportamento das importações agregadas também apresenta seus principais fatores determinantes, de acordo com Vasconcellos (2007, p.367):

- a) preços externos em dólares (P^*): se os preços dos produtos importados se elevarem no exterior em dólares, haverá uma retração das importações brasileiras;
- b) preços internos (domésticos) em reais (P^i): um aumento dos preços dos produtos internamente incentivar a compra dos similares no mercado externo, elevando as importações;
- c) taxa de câmbio nominal (reais por dólar) (e): uma elevação da taxa de câmbio nominal (desvalorização cambial) acarretará maior despesa aos importadores, pois pagarão mais reais pelos mesmos produtos antes importados, os quais, embora mantenham seus preços em dólares, exigirão mais moeda nacional por dólar;
- d) renda e produto nacional (y): enquanto as exportações são mais afetadas pelo que ocorre com a renda mundial, as importações estão mais relacionadas à renda nacional. Um aumento da produção e da renda nacional significa que o país está crescendo, e que demandará mais produtos importados, seja na forma de matérias-primas, seja na de bens de capital ou bens de consumo;
- e) tarifas e barreiras às importações (T_m): a imposição de barreiras quantitativas (elevação das tarifas sobre importações), ou qualitativas (proibição da importação de certos produtos, estabelecimento de quotas, ou entraves burocráticos) ocasiona uma inibição nas compras de produtos importados.

A equação pode ser representada da seguinte forma:

$$M = f(P^*, P, e, y, T_m)$$

2

(-) (+) (-) (+) (-)

Sob a perspectiva macroeconômica, observa-se que as exportações estão mais relacionadas às variações da renda mundial do que com a renda nacional. As importações, por outro lado, dependem fundamentalmente da renda nacional.

Dessa forma, torna-se clara a definição das variáveis que definem o saldo da balança comercial.

Na análise de Dornbusch & Fischer (1991) o saldo da balança comercial é uma função da renda interna, a qual afeta os gastos com importação; da renda externa, que afeta a demanda externa pelas exportações e da taxa de câmbio real que mede a competitividade de um país no comércio internacional.

As atuais conjunturas acerca das estratégias de expansão da balança comercial de um país estão voltadas para políticas adotadas e voltadas para a diversificação da pauta de produtos que compõem as vendas externas.

Feijó *et al* (2003) discorrem que isso ocorre na tentativa de não gerar dependência em torno de uma pauta com poucos produtos, principalmente se situados na categoria de primários.

É que, conforme os referidos autores, há argumentos que defendem que os preços dos produtos primários apresentem uma tendência à deterioração relativa à dos produtos industrializados. E, ainda, a exposição à instabilidade devido às fortes oscilações no mercado mundial, acarretando aos países de pouca pauta exportadora, efeitos negativos na economia nacional como instabilidade nas receitas de câmbio, níveis de emprego e renda com crises de balanço de pagamentos.

A toda evidência, há uma relação positiva da taxa de câmbio real e da renda externa e uma relação negativa da renda interna. Assim, um saldo comercial positivo pode ser resultado de um aumento da taxa de câmbio real e/ou um aumento da renda externa e de uma diminuição da renda interna. Registre-se que variações inversas destas variáveis podem gerar um saldo comercial negativo. ZENIR (2004)

3.5 Ajuste da Renda e a Composição dos Ajustes Automáticos¹¹

Nesta seção aborda-se o funcionamento do mecanismo automático de ajuste da renda, que se baseia nas variações induzidas no nível da renda nacional das nações deficitárias e superavitárias, de modo que propicie o ajuste no balanço de

¹¹ Seção baseada em Salvatore (2000, p 314-325), Krugman (2005) e Caves, Frankel e Jones (2001)

pagamentos. Tal mecanismo representa a aplicação dos princípios Keynesianos às economias abertas.

Com relação às exportações em uma economia aberta, tal como o investimento, representa uma injeção ao fluxo de renda da nação, enquanto as importações, assim como a poupança, representa um escoamento do fluxo de renda.

As exportações estimulam a produção doméstica, ao passo que as importações constituem a renda obtida, porém, não despendida na produção doméstica. Em uma pequena economia aberta as exportações da nação são as importações da parceira comercial ou do resto do mundo e, então, dependem do nível da renda destes.

Dessa forma, Salvatore (2000) menciona a especificação de condição para o nível de equilíbrio da renda nacional de uma pequena economia aberta.

Em uma pequena economia aberta a condição de equilíbrio que relaciona injeções e os escoamentos do fluxo da renda é:

$$I + X = S + M \quad 3$$

A condição para o nível de equilíbrio da renda nacional não implica que a balança comercial (e de pagamentos) esteja em equilíbrio. Somente se $S = I$ é que $X = M$ e a balança comercial também estará em equilíbrio. Então a condição para o nível de equilíbrio da renda nacional é:

$$X - M = S - I \quad 4$$

No nível de equilíbrio da renda nacional, a nação poderia obter uma balança comercial favorável (uma injeção líquida do exterior) igual ao excedente da poupança em relação ao investimento doméstico (um escoamento doméstico líquido).

No caso da balança comercial for desfavorável, a nação tem de vir acompanhada de um idêntico excedente do investimento doméstico em relação à poupança, no nível de equilíbrio da renda nacional.

A abordagem da absorção verifica os efeitos das variações, e quanto significam as variações induzidas sob a renda no processo de correção de um déficit no balanço de pagamentos da nação.

A macroeconomia internacional aponta que uma nação pode corrigir um déficit no seu balanço de pagamentos, permitindo que a sua moeda venha se depreciar ou através de uma desvalorização (se o mercado de câmbio for estável).

Isto se deve pelo fato da melhora na balança comercial da nação depender da elasticidade-preço da demanda por suas exportações e importações. Tal método de correção de um déficit é denominado abordagem da elasticidade.

Quando a balança comercial da nação deficitária melhorar é devido a uma depreciação ou desvalorização, que, conseqüentemente, estimula suas exportações e desestimula as suas importações (incentivando assim a produção doméstica de substitutos às importações).

O aumento na produção e na renda real da nação deficitária induz o crescimento das importações, que neutraliza parte da melhora inicial da sua balança comercial decorrente da depreciação ou desvalorização da sua moeda.

Na hipótese da nação deficitária estiver com pleno emprego, a produção não poderá crescer. Somente se a absorção doméstica real (gastos) for reduzida é que a depreciação ou a desvalorização vai eliminar ou reduzir o déficit no balanço de pagamentos da nação.

Disso resulta que se a absorção doméstica real não for reduzida, automaticamente, ou por meio de políticas contracionistas (fiscal e monetária), a depreciação ou desvalorização acarretará um aumento dos preços domésticos que neutralizará completamente a vantagem competitiva conferida pela depreciação ou desvalorização, sem qualquer redução no déficit.

3.6 Abordagem das elasticidades

A abordagem das elasticidades verifica o efeito de uma desvalorização sobre o valor das exportações e importações.

Conforme Almeida (1998) *apud* Silva (2004) aponta que tal efeito depende de quatro elasticidades:

- a) Elasticidade-preço da oferta das exportações;
- b) Elasticidade-preço da oferta das importações;

- c) Elasticidade-preço da demanda das exportações;
- d) Elasticidade-preço da demanda das importações.

Williamsom (1989, p. 43) *apud* Silva (2004), partindo de uma situação inicial de equilíbrio, a condição Marshall-Lerner¹², necessário e aceitável para que a depreciação corrija o saldo comercial, é:

$$\left[\frac{Ex(Nx - 1)}{Ex + Nx} + \frac{Nm(Em + 1)}{Em + Nm} \right] > 0$$

- Ex = Elasticidade-preço da oferta de exportação;
- Nx = Elasticidade-preço da demanda de exportação;
- Em = Elasticidade-preço da oferta de importação;
- Nm = Elasticidade-preço da demanda de importação;

Sendo que as elasticidades de acordo com as expressões são assim definidas:

$$Ex = \frac{\Delta x}{\Delta Px} \frac{Px}{x} \quad 5$$

$$Nx = - \frac{\Delta x}{\Delta Px^*} \frac{Px^*}{x} \quad 6$$

$$Em = \frac{\Delta m}{\Delta Pm^*} \frac{Pm^*}{m} \quad 7$$

$$Nm = - \frac{\Delta m}{\Delta Pm} \frac{Pm}{m} \quad 8$$

Em que:

x e m são exportações e importações, respectivamente;

Px e Pm são os preços das exportações e importações, convertidos em moeda doméstica pela taxa nominal de câmbio (e). Ou seja, $Px = ePx^*$ e $Pm = ePm^*$.

¹² Ver Caves, Frankel e Jones (2001, p. 300-304)

P_x^* e P_m^* são: os preços das exportações e importações expressos em moeda externa.

Dessa forma, entende-se que N_x e E_m são definidas pelos preços externos, enquanto E_x e N_m são definidas pelos preços domésticos. Então, conforme Almeida (1998) *apud* Zenir (2004) atenta-se para o fato de que as elasticidades-preço da demanda estão definidas de maneira que serão, normalmente positivas.

A condição para um efeito positivo sobre o saldo comercial é que a soma das elasticidades de demanda por exportações N_x , e demanda por importações N_m seja maior que um.

A balança comercial quando obtém melhora decorrente da depreciação e da estabilidade de seu resultado dependem da inclinação nos termos de troca $\left(\frac{P_x}{P_m}\right)$ do país que desvalorizou sua moeda. Assim, a desvalorização cambial produz uma redução dos preços, na moeda externa, das exportações do país, comparativamente aos preços de suas importações. A oscilação dos preços relativos sobre as quantidades exportadas tende a aumentar e as quantidades importadas tende a reduzir, de maneira, que o saldo comercial do país melhore ALMEIDA (1998) e SALVATORE (2000) *apud* Silva (2004).

4 REVISÃO DE LITERATURA

O objetivo desse capítulo é abordar trabalhos que tenham utilizado o Modelo de Thirlwall, sob a ótica tradicional e também com diferentes abordagens, atentando para os resultados obtidos empiricamente.

4.1 Trabalho de Ude & Gomes – Aplicação do Modelo de Thirlwall à economia Argentina para períodos diferentes

Ude & Gomes (2005) apresentam um trabalho que explica o modelo de restrição da Balança de Pagamentos de Thirlwall para a economia Argentina no período de 1968-2003 e para sub-períodos selecionados. Esses autores prevêem dois objetivos: a) Por meio, do modelo, indagar as causas do lento crescimento econômico na Argentina para o período e b) analisar as causas da crise de 2002 a luz dos resultados obtidos.

Segundo Ude & Gomes (2005) observa-se na Argentina um processo questionador, pois no final de 2002 o país apresentava um nível do PIB real igual ao do ano de 1993, logo após a intensa crise de 2002 o país vem superando tal contexto com elevação das taxas. O período de 1990-2003 representa o processo de desregulamentação e abertura da economia, com a instituição do Plano de Conversibilidade e finaliza o período com uma crise determinando o fim do plano supracitado.

Brou e Joy (1968), Diaz Alejandro (1970) e Canitrot (1981) *apud* Ude & Gomes (2005) observam que a Argentina, durante a década de 80, apresentava no seu setor externo limitações à expansão da atividade econômica por problema de Balança de Pagamentos e dessa forma a economia estava sujeita a ciclos econômicos de *stop and go* provocando um caminho de baixo crescimento com elevadas flutuações que limitavam a capacidade de incrementar esse caminho e a

capacidade de crescimento de longo prazo da economia. Os autores inferem que esse caminho não ficou distante na década de 90.

Nesse âmbito Ude & Gomes (2005) discorrem sobre a utilização do Modelo de Crescimento de Thirlwall para a Argentina, atentando para sua validade empírica.

Observam que:

O modelo simples de Thirlwall ha sufrido diferentes especificaciones para incluir en la tasa de crecimiento económico teórica compatible con el equilibrio de balanza de pagos los efectos de los términos de intercambio (o el tipo de cambio real), el flujo de capitales extranjeros o ambos. Em Thirlwall y Hussain (1982) se puede encontrar el modelo ampliado para a inclusão de los términos del intercambio y el flujo de capitales. (UDE Y GOMES, 2005, p. 7)

Com isso Ude y Gomes (2005) objetivam estimar, de acordo a Lei de Thirlwall, as taxas de crescimento teóricas de equilíbrio no longo prazo e assim contrastar a validade do modelo em relação à taxa de crescimento real da economia Argentina.

As variáveis, PIB, exportação e importação apresentam uma tendência ascendente, parecendo estarem correlacionadas no longo prazo.

As importações apresentam maior flutuação, enquanto as exportações tiveram um caminho estável, observando-se uma queda em 1968 até a década seguinte e no período de 1991-92 e 1997.

Ude y Gomes (2005) incluem no modelo tradicional a variável termo de intercâmbio: ou seja, a divisão do nível de preços de importação e dos preços de exportação relativo, além da variável taxa de câmbio que se tornou peça chave a partir de 1991, com o Plano de Conversibilidade.

Utilizando-se do Modelo de Crescimento de Thirlwall¹³ Ude y Gomes (2005) chegam a seguinte equação expressa como um modelo log-linear na primeira diferença:

$$\Delta \ln(Y_{BP}) = \alpha \Delta \ln(X) + \beta \Delta \ln(P/P^*) \quad 9$$

¹³ $Y_{BP} = \frac{[x+(1+\gamma)(p-p^*)]}{\pi}$, então $\alpha = 1/\pi$ e $\beta = (1+\gamma)/\pi$.

Onde as letras maiúsculas representam as variáveis em níveis e Δ é o operador de primeira diferença. Alguns autores que trataram do assunto para a América Latina os quais Ude y Gomes (2005) citam, por exemplo, Moreno-Brid y Esteban Pérez (1999) y Holland, Vilela y Canuto (2002) e Hieke (1997) colocam que os dados em diferença evitam problemas de não estacionariedade e o fenômeno de regressão espúria, os quais podem resultar em perda de informações que no longo prazo proporcionam as séries dadas em níveis. A série estacionaria mediante as técnicas econométricas de cointegração é mais adequada com a relação de equilíbrio estabelecida por Thirlwall.

Logo a forma funcional log-linear a estimar é dada pela lei de Thirlwall em nível expressando-se da seguinte forma:

$$\ln Y_{BPt} = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln(P_t/P_t^*) + \varepsilon_t \quad 10$$

Assim, Ude y Gomes (2005) partem deste cenário para a estimação do modelo por eles formulados, de modo a atingir seus objetivos propostos.

el análisis de raíces unitarias y cointegración se confirma como la técnica econométrica adecuada, en tanto que permite establecer relaciones estables entre un conjunto de variables que, aunque en sí mismas pueden exhibir tendencias estocásticas, esto es, pueden ser no estacionarias, pasan a estar vinculadas mediante una relación de equilibrio a largo plazo a la que en el tiempo converge un sistema económico. Se trata de un procedimiento en dos etapas. El primer paso consiste en realizar un análisis univariante de las distintas variables consideradas tratando de determinar si cada variable responde a un proceso estacionario de tendencia o en diferencias y, en este caso, fijar su orden de integración, esto es, el número de veces que hay que diferenciarla para transformarla en estacionaria; en este trabajo el estudio de estacionariedad se realiza aplicando los test de Dickey-Fuller (Test DF) o Dickey Fuller Aumentado. El segundo paso consiste en determinar si una combinación lineal de las variables es estacionaria y, en este caso, se dice que las variables están cointegradas. En tanto que el procedimiento multivariante de Johansen aplica máxima verosimilitud a los sistemas de vectores autorregresivos (VARs) bajo el supuesto de que los residuos son ruido blanco, recurrimos a la autorregresión vectorial (VAR) y al test de cointegración de Johansen (1988). (UDE Y GOMES, 2005, p.10)

Os resultados obtidos à medida que os autores seguiram os passos, conforme supracitados, foram os seguintes, baseando-se nos resultados para o período de 1968-2003 e sub-períodos 1968-2000, 1980-2003 e 1980-2000.

Testou-se, inicialmente, o teste de Dickey Fuller e Dickey Fuller Aumentado para o Produto Interno Bruto (PIB), exportações (X) e termos de intercâmbio (TOT) em níveis e primeira diferença para o período de 1968-2003. Partem do seguinte:

Se incluem para cada variable el número de retardos óptimo considerado de acuerdo con los criterios de información de Akaike y Schwarz para evitar posibles autocorrelaciones entre los residuos y, bajo la hipótesis nula de $\delta = 0$, se contrasta si cada una de las variables tiene una raíz unitaria a la vez que la significatividad conjunta e individual de los parámetros de tendencia y constante para un modelo de paseo aleatorio con constante y tendencia determinista, (i), con constante, (ii), y simple, (iii). Los resultados del cuadro 1 muestran, por un lado, que, de acuerdo con los valores obtenidos para los estadísticos Φ_3 y $\beta\delta$ τ y Φ_1 y $\alpha\mu$ τ , podemos aceptar la no significatividad de la tendencia para todas las variables y únicamente la significatividad de la constante en el caso de las exportaciones. (UDE Y GOMES, 2005, p.10)

Dessa forma são expressas da seguinte maneira; considerando hipóteses $H_0 : \delta = 0$ e $H_1 : \delta < 0$. Conforme, os modelos supramencionados, tem-se:

$$i) \Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad 11$$

$$ii) \Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad 12$$

$$iii) \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad 13$$

A tabela 02 demonstra os resultados baseados nessas formulações.

Tabela 02: Resultados do teste de Dickey Fuller e Dickey Fuller Aumentado

	k	Modelo (i)			Modelo (ii)		Modelo (iii)	
		Φ_3	$\tau_{\beta\delta}$	τ_{tc}	Φ_1	$\tau_{\alpha\mu}$	t_c	t_{nc}
ln (PIB)	0	2,69	1,617	-2,398	4,49	2,089	-2,018	1,704
ln(PIB)	0	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	-4,939*
ln (X)	0	3,77	1,913	-2,275	3,001	1,706	-1,532	3,029**
ln (X)	0	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	-4,494*
ln (TOT)	0	0,0013	0,036	-2,8	27,36*	2,858*	-2,865	n.d.
ln (TOT)	0	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	-0,204	-5,702**	n.d.

Fonte: Baseado em dados dos autores.

Notas dos autores: Os sub-índices tc, c e nc denotam que está presente respectivamente o termo de tendência e constante, que há constante e que não existe constante nos modelos (iii), (ii) e (i). Φ_3 , $\tau_{\beta\delta}$, Φ_1 , $\tau_{\alpha\mu}$ representam as estatísticas que provam a significância conjunta e individual do

componente tendência e do componente constante respectivamente admitindo a presença de raiz unitária. K é o número de defasagens escolhido para que o teste de raiz unitário garanta a autocorrelação dos resíduos. * e ** indicam a significância dos níveis de confiança de 5% e 1% respectivamente (McKinnon 1996). n.d.: não disponível já que os testes do modelo (i) rejeitam a significância da tendência e constante. Todos os resultados são obtidos com Eviews 4.1.

Os testes permitem verificar que as séries PIB, X e TOT são estacionárias na primeira diferença, e que a série da variável exportação em nível é também estacionária.

Cabe destacar que a versão da Lei de Thirlwall de Ude y Gomes (2005) para a economia Argentina corresponde a uma análise de co-integração multivariada, e o conjunto de variáveis pode ser co-integrado ainda quando a ordem de integração das séries seja o mesmo.

Neste cenário, considera-se mediante co-integração a existência de tendência temporal comum entre o PIB, X e TOT de acordo com a relação de longo prazo considerada por Thirlwall.

Para isso, Ude e Gomes (2005) verificam a detecção de autocorrelação e heteroscedasticidade, assim, recorrem ao teste de autocorrelação por meio do multiplicador de Granger e o teste White para verificar heteroscedasticidade das séries. Para todos os períodos os valores das estatísticas mencionadas não são significativos, conseqüentemente se aceita os resíduos estimados de acordo com a estrutura de defasagem selecionada, não apresentando autocorrelação e heteroscedasticidade distribuindo-se de forma normal.

A partir da normalidade e independência dos resíduos, é que se aplica o teste de cointegração de Johansen.

A tabela 3 demonstra os resultados do teste de co-integração de Johansen.

Tabela 3 – Teste Co-integração de Johansen

Período	Defasagens	N° de relações de cointegração rejeitam H_0	Teste de Johansen	
			Traço	Autovalor máximo
1968-2003	1	Nenhuma	34,39*	23,556*
		Mais de 1	10,833	6,819
		Mais de 2	4,014*	4,014*
1968-2000	1	Nenhuma	30,916*	22,318*
		Mais de 1	8,598	6,446
		Mais de 2	2,151	2,151
1980-2003	2	Nenhuma	26,447	21,341*
		Mais de 1	5,106	4,158
		Mais de 2	0,947	0,947
1980-2000	1	Nenhuma	29,225	21,617*
		Mais de 1	7,637	7,458
		Mais de 2	0,179	0,179

Fonte: Base de dados de Ude y Gomes (2005)

Notas: O número de defasagem foi escolhido com base nos testes feitos pelos autores e indicam que se rejeita a hipótese nula ao nível de 5% relação de valores críticos tabulados por Osterwald-Lenun (1992) implementados no Eviews 4.1.

Aceita-se que existe uma relação de co-integração a um nível de significância de 5% entre PIB, X e TOT para cada um dos períodos selecionados. Logo, admite-se que existe no longo prazo uma relação entre as variáveis consideradas de acordo com a Lei de Thirlwall implementado por Ude e Gomes (2005).

Dessa forma, apresenta-se, além dos vetores normalizados das relações cointegradas estimadas, a estimação da elasticidade renda das importações, as taxas de crescimento teóricas, y_{BP} obtidas de acordo com o modelo que representa o crescimento restringido pelo Balanço de Pagamentos de Thirlwall e a taxa real de crescimento, y , observe os resultados da tabela 3.

Tabela 4 - Equação de Co-Integração Estimada

Período	Coeficientes cointegrantes			Elasticidade		
	b_0	b_1	b_2	π	y_{BP}	y
1968-2003	3,8407	0,207777	-0,6101	4,812	2,01	1,72
1968-2000	3,8998	0,207543	-0,6217	4,818	1,98	2,06
1980-2003	1,281	0,266214	-0,2533	3,756	1,39	0,91
1980-2000	1,0308	0,282061	-0,2534	3,545	1,29	1,41

Fonte: Dados dos autores

Nota: Os coeficientes estão normalizados para o PIB b_1 e b_2 representam a elasticidade renda das importações (inverso de b_1) e y_{BP} indica a taxa de crescimento do Produto Interno estimado e consistente com o Balanço de Pagamentos.

Ude e Gomes (2005) partem desses resultados para confirmar a validade do Modelo de Crescimento com Restrição no Balanço de Pagamentos, para explicar o lento crescimento da economia Argentina no período de 1968 a 2003.

A taxa teórica de crescimento de equilíbrio da Balança de Pagamentos se situa próxima da taxa de crescimento real, de tal forma que a distância máxima entre ambas é 0,5% para o período de 1980-2003. O sinal negativo da elasticidade preço demonstra que uma queda nos termos de intercâmbio tem relação positiva com o aumento do produto.

Os autores concluem que desde 1980, a taxa de crescimento, tanto teórica como a real, são reduzida sensivelmente igual ao que ocorre com a elasticidade das importações.

Sob essa perspectiva, destaca-se por meio do modelo que depois da crise da dívida, a capacidade de crescimento de longo prazo da economia Argentina está limitada por sua posição do balanço de pagamentos em maior medida que o período anterior.

Neste sentido, em termos de crescimento de longo prazo parece que a limitação do comércio exterior impôs restrições ao desenvolvimento da Argentina durante a etapa de Industrialização de Substituição de Importações e não foi superada depois de abrir e desregular a economia, principalmente pela lenta expansão das exportações.

4.2 Trabalho de Campos & Arienti (2002) – A importância das elasticidades-renda das importações e das exportações para o crescimento econômico: uma aplicação do Modelo de Thirlwall ao caso brasileiro

Campos & Arienti (2002) têm como objetivo demonstrar o quanto o déficit da balança comercial afeta as taxas de crescimento do produto, no Brasil, entre 1980 e 1990.

De maneira específica, procuram estimar as elasticidades-renda das importações e exportações para o Brasil nos anos 90. Utilizam o Modelo de Thirlwall,

no qual relaciona taxas de crescimento do produto com as elasticidades-renda das importações e exportações.

A tabela 5 apresenta a estimativa dos parâmetros e ressalta os resultados obtidos pelos autores.

Tabela 5 - Resultados Estatísticos da Elasticidade-Renda das Importações no Brasil de 1980-97

Variável	Intercepto	Importações
Coefficientes da regressão	3,256**	1,067*
Valor de "t"	1,835	7,701

Fonte: Construção com base de dados dos autores

Notas: * significativo a 1%

** significativo a 5%

Os autores afirmam que na análise dos parâmetros a elasticidade-renda das importações tem significância estatística ao nível de 1%. Entendem que para um aumento de 10% na renda nacional haverá uma resposta de aumento de aproximadamente 10,7% nos volumes de importação. O teste F mostrou-se significativo ao nível de 1% e o valor de R^2 foi de 0,79.

A tabela 6 resume a estimativa da elasticidade-renda das exportações e Campos & Arienti (2002) direcionam que os resultados são satisfatórios.

Tabela 6 - Resultados Estatísticos da Elasticidade-Renda das Exportações no Brasil de 1980-97

Variável	Intercepto	Importações
Coefficientes da regressão	3,959**	0,864*
Valor de "t"	3,642	12,228

Fonte: Construção com base de dados dos autores

Notas: * significativo a 1%

** significativo a 5%

Os coeficientes são significativos estatisticamente, o coeficiente de elasticidades-renda das exportações (0,864) mostrou-se relativamente menor comparado com o das importações (1,067). Ou seja, para cada 10% de variação na renda internacional, as exportações se elevarão em 8,6%. O teste F mostrou-se

significativo ao nível de 1% e o valor de R^2 foi de 0,90. Cabe destacar que a *proxy* da renda externa considerada foi à renda dos Estados Unidos.

Campos & Arienti (2002) atentam que o Brasil, de acordo com o período analisado, apresentou elasticidade-renda das importações superior ao da elasticidade-renda das exportações, conseqüentemente, para cada aumento da renda interna ocorre um aumento proporcionalmente maior das importações brasileiras, enquanto que um aumento da renda externa ocasiona a um aumento menos que proporcional das exportações, ocasionando um estrangulamento na balança comercial.

Destacam que tal resultado pode justificar as baixas taxas de crescimento no período analisado.

Esses resultados, confirmam a afirmação de Thirlwall, no que se refere aos valores das elasticidades-renda: aqueles países que dentro da divisão internacional do trabalho se especializaram na produção e exportação de produtos primários ou bens menos industrializados possuem elasticidade-renda das importações maior do que uma unidade, restringindo assim o crescimento econômico via balança comercial. (ARIENTI & CAMPOS, 2002,p.9)

Além, da estimativa da elasticidade-renda das importações e exportações, Arienti & Campos (2002) fazem uma análise comparativa entre as taxas de crescimento observada e estimada para o caso brasileiro nos anos 90.

Assume-se que quando a taxa crescimento observada for maior que a taxa de crescimento estimada, a entrada de capital internacional explica os diferenciais entre taxa de crescimento observada e estimada.

Infere-se do trabalho dos autores, que para o período compreendido entre 1991 até 1995/96 a taxa de crescimento observada do PIB do Brasil foi menor que a taxa estimada, remetendo a entender que a taxa de crescimento do PIB foi explicada pelo superávit na balança comercial.

Porém, a partir de 1997, a taxa de crescimento observada do PIB brasileiro apresenta um valor maior que a taxa estimada, o que significa que o fluxo de capitais externos explica as variações nas taxas de crescimento do PIB.

Nessa perspectiva, os autores, apontam que um aumento nas taxas de crescimento sustentado pela entrada de capital externo gerou, no Brasil, apreciação cambial, aumento de juros e estrangulamento na balança de serviços, decorrente da necessidade de cumprir as obrigações geradas pela entrada do capital externo.

Os autores apresentam resultados que direcionam a valores para a elasticidade-renda das importações maior que das exportações e dessa forma geram a necessidade de captação de recursos externos para manter o equilíbrio no Balanço de Pagamentos.

4.3 Trabalho de Alex Ferreira - A Lei de Crescimento de Thirlwall para o Brasil

O modelo de Ferreira (2001) tem como objeto de estudo a validade da “Lei de Thirlwall” para a economia brasileira de 1949-1999. O trabalho apresenta resultados econométricos que validam a Lei como referência no entendimento ao crescimento brasileiro. Baseado nas implicações de política econômica obtida da Lei de Crescimento de Thirlwall e dos modelos econométricos que dela são derivados, colocam que o mecanismo para o Brasil é ocorrer uma alteração na medida das elasticidades-renda da demanda do comércio exterior, o que implica necessariamente mudanças das bases competitivas dos setores produtivos. Baseado no que a Lei de Thirlwall prove, ou seja, de que entradas líquidas de capital – aliviar no curto prazo, a restrição de divisas sobre a demanda agregada – podem restringir a taxa de crescimento do país, caso não ofereçam no mínimo compensação futura através do aumento da competitividade.

Ferreira (2001) estimou a elasticidade-renda da demanda por importações usando a função multiplicativa normal de importação. Então, as importações estão representadas na forma de logaritmo natural (variável dependente), de modo a observar o efeito da renda interna e dos preços relativos utiliza como dados representativos o PIB (preços constantes de 1998), importações de bens, incluindo ainda importação de bens e serviços não relativos a fatores de produção.

O autor testou a estacionariedade das séries em nível do PIB, importação e preços relativos observando a não estacionariedade, enquanto que a primeira diferença do logaritmo natural destas mesmas variáveis observa a estacionariedade atentando para o fato de serem integradas de ordem 1, $I(1)$.

O autor faz uso do modelo autoregressivo com cinco defasagens para a estimação da elasticidade. A preferência por autoregressivo ao invés da estimação simples por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) para eliminar o problema de

correlação serial. Pelo critério de Schwarz, usado para determinar o número de defasagens, este modelo foi reduzido a um AR (2).

Nos testes de co-integração observa-se que a combinação de sistemas entre as variáveis LM, LY e LPREL (Importações, renda e Preços relativos) são estacionárias. Pelo fato dos resíduos do modelo AR (2) estimado com LM, LY e LPREL são estacionários e a regressão não é espúria. Os testes ressaltados pelo autor indicam que os resíduos do modelo são gaussianos não apresentando problemas de correlação serial, forma funcional, heterocedasticidade ou normalidade.

Os resultados da estimação dos parâmetros de longo prazo do modelo representativo do logaritmo natural das importações atenta que a elasticidade-preço da demanda por importações (-0,14) apresenta sinal esperado, mas não significativo e apresenta um efeito menor quando comparado com o efeito da elasticidade-renda da demanda (1,05).

Ferreira (2001) atenta, também, para o Modelo de Correção de Erros da equação de LM (variável dependente) e observa que se existe uma relação de longo prazo de equilíbrio entre as variáveis, os desequilíbrios de curto prazo, são corrigidos de alguma forma. O Modelo de Correção de Erros feitos pelo autor mostra que a velocidade do ajustamento ao equilíbrio das variáveis do modelo AR (2) é alta 20,2%. Ou seja, 20,2% da discrepância entre o valor real e o valor de equilíbrio da variável dependente LM é corrigido a cada ano.

4.4 Trabalho de Atesoglu (1993) – Crescimento com restrição no Balanço de Pagamentos: Evidências para os Estados Unidos

Atesoglu (1993) testa a validade da Lei de Thirlwall para a economia americana em períodos e subperíodos diferente. O autor pontua que a condição do crescimento econômico no longo prazo é determinada pela dinâmica de Harrod¹⁴ do multiplicador de comércio exterior, que considera o crescimento econômico é

¹⁴ Ver Souza (2007, p. 115).

induzido pela restrição de demanda. Assim, chama a visão de Thirlwall (1979) de que o balanço de pagamentos restringe o crescimento absoluto da economia.

Nessa perspectiva, o autor enfatiza tal argumentação,

The test of Thirlwall's Law in these studies is typically made by calculating the average balance of payments constrained growth rate for each country and for a particular period using the Harrod trade multiplier and comparing these with the corresponding actual growth rates. (ATESOGLU, 1993, p.507)

Atesoglu (1993) parte dessa metodologia para estimar as taxas de crescimento para os Estados Unidos. Os períodos escolhidos são: 1955-1970 e 1975-1990 utilizam-se as taxas médias de crescimento calculado para cada quinze anos e emprega a dinâmica do multiplicador de Harrod. Além desses objetivos específicos estimou-se a elasticidade renda da importação, admitindo-se ainda os efeitos da renda e preços relativos.

Os resultados que Atesoglu (1993) obtém revelam que o crescimento com restrição no balanço de pagamentos é capaz de explicar satisfatoriamente variações no longo prazo no crescimento econômico da economia americana.

Para tanto, valendo de dados extraídos do Relatório Econômico do Governo, (1991, apêndice B) Atesoglu (1993) alcança resultados baseados na elasticidade renda das importações e nas taxas de crescimento da renda doméstica com restrição no balanço de pagamentos.

Utiliza-se dos Mínimos Quadrados Ordinários para a estimação da elasticidade renda da importação e taxas de crescimento do produto.

Inspira-se no Modelo de Thirlwall representado pela seguinte equação e desse modo atender o objetivo proposto no seu trabalho.

$$q^* = \left(\frac{1}{\pi}\right)x$$

14

Em que:

q^* = Taxa de crescimento da renda real doméstica com restrição no balanço de pagamentos;

π = Elasticidade renda da demanda de importação;

x = Taxa de crescimento das exportações.

Então, estima-se inicialmente a elasticidade renda da importação para o modelo e inclui os preços relativos. Baseia-se na função importação tradicional e chega aos seguintes resultados.

$$m = \alpha + \beta_1 q + \beta_2 (p_d - p_f)_{-1} \quad 15$$

m = Taxa de crescimento real da importação;

α = Parâmetro da equação;

β_1 = Parâmetro estimado para as taxas de crescimento da renda real;

β_2 = Parâmetro estimado para os preços relativos (p_d é o preço doméstico e p_f é o preço externo).

A tabela 7 reúne os resultados obtidos por Atesoglu (1993) e ressalta que possuem o sinal correto e são ambos significativos para os níveis de significância convencional (valor estatística- t) e não há correlação serial.

Tabela 7 – Estimação da Função Importação

	α	β_1	β_2	R^2	DW
Coefficiente	1,041	1,736	0,391	0,715	1,947
Estatística t – Student	1,06	6,38	3,85		

Fonte: Elaboração com base nos dados de Atesoglu (1993, p.510)

Para o crescimento da renda real, com restrição no balanço de pagamentos, dos Estados Unidos pode ser resumido na tabela 8.

Tabela 8 - Crescimento Médio da Renda Real com Restrição no Balanço de Pagamentos, em % ao ano, Eua, 1955-1990.

Período	x	q (taxa crescimento)	
		atual)	q (crescimento estimado)
1955-70	5.8	3.3	3.0
1956-71	5.3	3.2	2.7
1957-72	5.0	3.4	2.6
1958-73	5.6	3.6	3.0
1959-74	7.4	3.6	3.8
1960-75	7.1	3.1	3.6
1961-76	6.4	3.3	3.3
1962-77	6.4	3.4	3.3
1963-78	6.7	3.4	3.5
1964-79	7.1	3.3	3.7

Período	x	q (taxa crescimento	
		atual)	q (crescimento estimado)
1965-80	6.9	3.0	3.6
1966-81	6.8	2.8	3.5
1967-82	6.0	2.3	3.1
1968-83	5.5	2.3	2.9
1969-84	5.4	2.5	2.8
1970-85	5.0	2.5	2.6
1971-86	5.0	2.7	2.6
1972-87	5.8	2.7	3.0
1973-88	6.3	2.7	3.2
1974-89	5.6	2.5	2.8
1975-90	5.3	2.6	2.7

Fonte: Dados extraídos de Atesoglu (1993, p. 512).

Os resultados obtidos no trabalho de Atesoglu (1993) contribuíram consideravelmente para apoiar a teoria keynesiana do crescimento econômico, pelo lado da demanda. A explicação consiste que os resultados finais encontrados revelam que a dinâmica do multiplicador de Harrod pode oferecer uma explicação satisfatória para o crescimento econômico de longo prazo dos Estados Unidos. Os preços relativos não possuem papel fundamental na *performance* do balanço de pagamentos. Os resultados implicam que a renda real ajusta as correções para o desequilíbrio no balanço de pagamentos.

4.5 Trabalho de Hieke (1997) – Evidência para os Estados Unidos

Hieke (1997) visualiza por meio da Lei de Thirlwall que muitas nações são confrontadas com restrições no balanço de pagamentos limitadas pelas taxas de crescimento da renda doméstica. Sob esse ponto de vista, articula seu trabalho baseado no contexto da economia norte-americana, que desde o pós-guerra tem sido confrontada com restrição no balanço de pagamentos. Estima a função demanda de importação em nível utilizando logaritmos naturais expressos da seguinte forma:

$$\ln M = a + g \ln(TOT) + h \ln y$$

M é o valor das importações;

a , g e h são considerados os parâmetros da equação;

TOT é considerado como termos de troca real;

y é a renda interna (doméstica).

Sob o ponto de vista de Hieke (1997) os termos de troca não são inconseqüentes para a análise e por isso a função é alternativamente reescrita assim,

$$\ln M = a + h \ln y$$

17

McCombie (1989) *apud* Hieke (1997) (1989) sugere que a função $M = a y^h$ expressa a correta relação de longo prazo para a demanda de importação.

O objetivo principal de Hieke (1997) é avaliar se a Lei de Thirlwall é válida para a economia dos Estados Unidos. Para isso, faz uso de procedimentos econométricos, tal como a cointegração, focando em impactos transitórios. Utiliza-se o teste Aumentado de Dickey Fuller (ADF) para um conjunto de dados e períodos diferentes, pois considera que alterações nas elasticidades são provocadas por quebras estruturais e por isso variam entre um período e outro. Assim, segmentou as análises para os seguintes subperíodos: 1950-1990 (cobrem todo o período pós II Guerra Mundial), 1950-1971 (período Bretton Woods) e 1972-1990 (período pós Bretton Woods). Dois períodos adicionais, de 1950-1966 e de 1967-1990, foram considerados, porque estudos anteriores indicaram no final dos anos 60 aumento da sensibilidade das importações. E, dois períodos, de 1972-1986 e de 1967-1986, também foram considerados, pois representam o período de recordes na conta corrente americana. Hieke (1997) deixa claro que considera quebras estruturais no equilíbrio do balanço de pagamentos, por isso, divide a série em períodos e subperíodos.

Os dados trimestrais extraídos do *Survey of Currency Business* fazendo uso para o teste do modelo o PIB real (y), volume de importações de bens e serviços (M) e termos de troca (TOT-relação entre os preços dos bens exportados e preços dos bens importados).

Inicialmente, faz os testes de raiz unitária, em que os resultados obtidos demonstram que as variáveis são integradas em nível e estacionárias na primeira diferença. A estimação do modelo baseia-se nos Mínimos Quadrados Ordinários e testa a referida lei com procedimentos econométricos de co-integração atendendo os propósitos da Lei de Thirlwall.

Os resultados dos testes de co-integração constam na tabela 9. Para o período de 1950-1990 a hipótese de co-integração negativa na é rejeitada. Os resultados para o sub-período 1950-1971 não forneceram evidências de uma relação de longo prazo entre as variáveis da função demanda por importações. Os testes para os cinco períodos demonstram que os termos de troca são significativos e integrados em nível na regressão dos Mínimos Quadrados Ordinários. A estatística DF/ADF da equação da função demanda das importações em logaritmos naturais, as quais rejeitaram a hipótese nula de não cointegração no nível de 5% para dois sub-períodos 1992-90 e 1972-86 e, no nível de 1% para três períodos 1950-66, 1967-90 e 1967-86.

Hieke (1997) afirma que ao realizar testes de causalidade, estes indicaram que a função demanda por importações que exclui os preços relativos /termos de troca, também é corretamente especificada.

Os valores para a demanda da função importação obteve elasticidade-renda das importações não significativos (abaixo do esperado) derivados do período que cobre o pós Bretton Woods.

Tabela 9 - Teste Co - Integração

Equação Cointegrada	ln Y	Ceficientes ln TOT	DW	R ²	DF/ADF
1950 (1)-1990 (4)					
lnM	1.9710		0.345	0.989	-2.939
lnM	1.9956	-0.22027	0.374	0.990	-3.148
1950 (1)-71(4)					
ln M	1.8881		0.487	0.968	-2.305
lnM	1.6505	-0.88274	0.662	0.977	-4.293**
1972 (1)-90(4)					
ln M	2.2333		0.212	0.962	-2.893
ln M	2.2993	-0.70507	0.680	0.985	-4.293**
1950 (1)-66(4)					
ln M	1.7627		0.447	0.935	-2.132
ln M	1.2910	-1.2606	1.07	0.969	-5.102*
1967(1)-90(4)					
ln M	2.1054		0.335	0.971	-2.132

Equação Cointegrada	In Y	Ceficientes In TOT	DW	R ²	DF/ADF
In M 1972 (1)-86(4)	2.3383	-0.63332	0.929	0.988	-5.384*
In M	2.2389		0.207	0.921	-2.382
In M 1967(1)-86(4)	2.3866	-0.73845	0.805	0.973	-4.713**
In M	2.0541		0.342	0.949	-1.636
In M	2.4364	-0.71197	1.12	0.982	-5.149*

Fonte: Dados de Hieke (1997, p. 320)

Notas: * significância nível de 1%;

** significância nível de 5%;

Valores críticos tirados de Hieke (1997) apud Engle e Yoo (1987)

Os resultados sustentados pelo autor é que as variações sobre as taxas de crescimento de equilíbrio durante o ultimo quarto de século mostram não ter impacto sobre a *performance* de crescimento atual para a economia dos EUA. Enfim, não é evidente que crescimento das exportações, necessariamente, eleva as taxas de crescimento do produto no longo prazo para a economia norte-americana. E, a elasticidade-renda da demanda por importações é relativamente estável desde 1960.

4.6 Trabalho de Moreno Brid & Perez - Crescimento com Restrição no Balanço de Pagamentos: Uma análise para a América Central

A proposta do trabalho de Moreno Brid & Perez (1999) parte do exame da extensão de qual o crescimento econômico, no longo prazo, de 1950-1996, para as cinco nações da América Central, pode ser explicada pela evolução das exportações e dos termos de troca. Ou seja, os autores investigam se a restrição no balanço de pagamentos, como formulado por Thirlwall, tem sido a chave determinante para o crescimento econômico de longo prazo para cada um desses países.

Então, segue-se para o estudo empírico do modelo, necessário expressar na forma funcional Log-linear na primeira diferença o seguinte modelo:

$$\Delta \log(y_b) = \alpha \Delta \log(x) + \beta \Delta \log\left(\frac{p}{ep^*}\right)$$

Em que, y_b, x, p, e, p^* , são respectivamente, taxa de crescimento de longo prazo com restrição no balanço de pagamentos, exportação, preços domésticos, taxa de câmbio expressa em moeda doméstica e preços em moeda estrangeira.

Com isso, Moreno Brid & Perez (1999) apresentam os resultados da estimação econométrica para a formulação da equação acima, a cada país da América Central aplica-se técnicas de cointegração com dados de série temporal de 1950-96. Utiliza as variáveis PIB real (Produto Interno Bruto) e exportação, testando a relação de longo prazo adicionando, ainda, os termos de troca.

A ordem de estacionariedade foi determinada com a estatística Dickey-Fuller e Dickey Fuller (DF) Aumentado (ADF). Assim, os autores verificaram que as variáveis têm ordem compatível de integração e, para a cointegração, utilizam o Método de Johansen.

Os testes de raiz unitária para o PIB real, exportação e termos de troca feitos na forma de logaritmo em nível e primeira diferença, resultaram em integração de ordem (I) na primeira diferença no nível de 5% de significância.

Posteriormente, os autores determinaram o grau de defasagem para o correspondente sistema do vetor autoregressivo (VARs) e cada identificação baseou-se no critério de informação Akaike (AIC).

A tabela 09 apresenta os resultados obtidos por Moreno Brid & Perez (1999) acerca do procedimento de Johansen. Observam que a hipótese nula de não cointegração de vetores foi rejeitada, mas a hipótese 1, pode não ser rejeitada (no mínimo um vetor de cointegração) no nível de 5% de significância. Esses resultados, então, tendem a possibilitar a validade do objetivo do trabalho, ou seja, existe uma associação de longo prazo entre crescimento do produto, exportação e termos de troca.

Tabela 10 - Teste de Co-Integração

País e Lag	Resultados teste cointegração de Johansen				Vetor cointegração estimado
	H ₀	H ₁	LRS	5% VC	
Costa Rica (1)	r=0	r=1	43	18	$\Delta LPIB=0,91 \Delta LX+0,48 \Delta LTOT$
	r≤1	r=2	37	11	
	r=0	r=1	43	18	
El Salvador (1)	r=0	r=1	43	18	$\Delta LPIB=0,57 \Delta LX+0,32 \Delta LTOT$
	r≤1	r=2	37	11	
	r=0	r=1	43	18	
Guatemala (1)	r=0	r=1	43	18	$\Delta LPIB=0,74 \Delta LX+0,07 \Delta LTOT$
	r≤1	r=2	30	11	
	r=0	r=1	37	18	
Honduras (2)	r=0	r=1	37	18	$\Delta LPIB=0,27 \Delta LX-0,01 \Delta LTOT$
	r≤1	r=2	15	11	
	r=0	r=1	59	18	
Nicarágua (1)	r=0	r=1	59	18	$\Delta LPIB=0,49 \Delta LX-0,31 \Delta LTOT$
	r≤1	r=2	37	11	

Fonte: Moreno Brid & Perez (1999, p.142)

A sexta coluna, tal como Moreno Brid & Perez (1999) apresentam, representa a estimação para cada país. Com base no modelo proposto o coeficiente para a variável exportação (ΔLX) corresponde ao inverso da elasticidade renda das importações. A estimativa para a taxa de crescimento do produto foi derivada dos coeficientes estimados do respectivo vetor de cointegração.

Com relação aos resultados estimados para a elasticidade renda das importações, foram positivas entre 1,10 (Costa Rica) e 3,70 (Honduras). Para El Salvador, Guatemala e Nicaragua os valores são: 1,75 - 1,35 e 2,04 - respectivamente.

Moreno Brid & Perez (1999) concluem, por meio da análise empírica, que há forte associação de longo prazo entre o produto, exportação real e termos de comércio para todos os países da América Central, fornecendo, assim, uma ferramenta útil para o modelo de crescimento com restrição no balanço de pagamentos. Os autores acrescentam, ainda, que a estimativa dos parâmetros dos vetores de cointegração, também, sugerem que exportação mais do que os termos de troca é mais relevante, como variável explicativa, para a taxa de crescimento do produto. No entanto, os resultados indicam que países com taxas de expansão do PIB de longo prazo compatíveis com o equilíbrio do balanço de pagamentos em 1950-96, tendem a ser aqueles com menor elasticidade renda de importações e crescimento maior das exportações.

4.7 Trabalho de Rondinel & Pereira (2005) – Crescimento da Economia Mexicana na década de 90

Rondinel & Pereira (2005) apresentam um trabalho buscando aplicar o modelo tradicional de Thirlwall à economia mexicana durante a década de 90. Para tanto, utilizam-se como variáveis de dados: o PIB, elasticidade renda das importações e exportações, como variável representante da renda externa faz utilizam o PIB dos EUA.

A elasticidade-renda das importações é significativa a níveis superiores de 20%, ou seja, um aumento de 10% na renda nacional, há um aumento de aproximadamente de 10,49% nos volumes de importação, conforme as estimativas.

Com relação a elasticidade-renda das exportações mexicanas, Rondinel & Pereira (2005) não encontraram significância estatística, demonstrando que um aumento da renda externa não proporciona, diretamente, crescimento nos volumes de exportação. Vale ressaltar que as estimativas tanto para elasticidade-renda das importações e exportações foram operacionalizadas na primeira diferença, pois, são nesse nível estacionárias. Os autores, ainda, destacam que, devido à presença de autocorrelação estimaram-se a regressão com o Método de Cochrane-Orcutt Ar (12) que corrige o problema.

Assim, Rondinel & Pereira (2005) concluem o trabalho observando que o crescimento econômico do México dependeu, na década de 90, do crescimento dos EUA, pois as exportações do México demonstraram maior sensibilidade a variações da renda dos EUA. Concernente às importações mexicanas, fica evidente que dependem das variações da renda interna e das pressões de consumo local maiores.

Isso significa que as significâncias estatísticas das elasticidades refletem imediatamente na variação do produto de determinadas economias.

Segundo a teoria econômica, em países onde a elasticidade-renda das importações é maior do que a elasticidade-renda das exportações, verificam-se taxas de crescimento do produto relativamente menores que aquelas apresentadas em países que possuem elasticidade-renda das exportações maior do que as elasticidades-renda das importações. (RONDINEL & PEREIRA, 2005, p.197-198)

Então, de 1991-2002, com base nos resultados o México apresentou elasticidade-renda das importações maior que a elasticidade-renda das exportações, significando que para cada aumento da renda interna, ocorreu um aumento proporcionalmente maior das importações mexicanas, enquanto um aumento da renda externa possibilitou um aumento menos que proporcional das exportações. Ou seja, nas palavras de Rondinel & Pereira (2005) gera-se, dessa forma, estrangulamento na balança comercial, explicando, de certa forma, a queda da taxa de crescimento após 1993 a 1998 no país em estudo.

5 METODOLOGIA

Neste capítulo será abordada a relação entre o crescimento dos países com seu comércio exterior.

Neste sentido, fez-se uso do modelo de Thirlwall apresentado no referencial teórico, que postula que a taxa de crescimento de longo prazo de um país é determinada pela relação entre suas exportações e suas importações.

Baseando-se no modelo supõe-se como hipótese do trabalho:

Países onde as elasticidades-renda das exportações são maiores do que as elasticidades-renda das importações têm taxas de crescimento do produto relativamente maiores comparadas com as dos que possuem elasticidade-renda das importações maiores do que as elasticidades-renda das exportações. Thirlwall (2003)

5.1 Especificação Teórica do Modelo

5.1.1 Modelo de Thirlwall

O modelo analítico utilizado por Thirlwall na visão de Hieke (1997) tem como objetivo mostrar as relações entre taxas de crescimento e elasticidade-renda das exportações e importações.

Carvalho (2005) coloca que Thirlwall modela o que seria a restrição externa ao crescimento de um país. Inicia numa condição de equilíbrio da balança comercial, e segue especificações padrão das funções de demanda por exportações e importações. Então, deriva a taxa de crescimento máxima compatível com a condição de equilíbrio do Balanço de Pagamentos (considerando apenas a balança comercial no modelo inicial).

Thirlwall (1979) apud Carvalho (2005) na formulação original especifica a condição de equilíbrio externo:

$$Pd_t X_t = Pf_t M_t E_t \quad - \text{Equação de Equilíbrio da Balança Comercial (BC)} \quad 19$$

Onde: Pd_t = é o preço doméstico, X_t = exportações; Pf_t = Preço externo; E_t é a taxa de câmbio nominal e M são as importações.

$$pd_t + x_t = pf_t + m_t + e_t \quad - \text{Equilíbrio BC em termos de taxa de crescimento} \quad 20$$

Em que, as letras minúsculas representam taxa de crescimento.

Função Demanda por Importações:

$$M_t = (Pf_t E_t)^\psi Pd_t^\phi Y_t^\pi \quad 21$$

Em que ψ é a elasticidade preço das importações, ϕ é a elasticidade preço cruzada; π é a elasticidade renda das importações e Y é a renda interna.

Em termos de taxa de crescimento, a equação (21) fica:

$$m_t = \psi pf_t + \psi e_t + \phi pd_t + \pi y_t \quad 22$$

Analogamente, define-se uma função demanda por exportações

$$X_t = \left(\frac{Pd_t}{E_t} \right)^\eta Pf_t^\tau Z^\varepsilon \quad 23$$

Em que: η é a elasticidade preço das exportações; τ a elasticidade preço cruzada, ε a elasticidade renda das exportações e Z é a renda externa. Em termos de taxa de crescimento:

$$x_t = \eta pd_t - \eta e_t + \tau pf_t + \varepsilon z_t \quad 24$$

Substituindo (d) e (f) em (b) Thirlwall (1979) *apud* Carvalho (2005) obtém a taxa de crescimento do PIB compatível com o equilíbrio da balança comercial.

$$yb_t = \frac{pd_t(1 + \eta - \phi) - pf_t(1 - \tau + \psi) - e_t(1 + \eta + \psi) + \varepsilon z_t}{\pi} \quad 25$$

O autor insere uma hipótese simplificadora que a elasticidade preço da demanda por importações e exportações é igual à sua elasticidade preço cruzada, ou seja, $\psi = \phi$ e $\eta = \tau$. Simplifica as expressões, obtendo as seguintes equações para demanda de importações e exportações e de taxa de crescimento do PIB compatível com o equilíbrio da balança comercial.

$$m_t = \psi(pf + e - pd) + \pi y \quad 26$$

$$x_t = \eta(pd - pf - e) + \varepsilon z \quad 27$$

$$yb_t = \frac{(1 + \eta + \psi)(pd - pf - e) + \varepsilon z_t}{\pi} \quad 28$$

Thirlwall¹⁵ (1979) *apud* Carvalho (2005) assume que, no longo prazo, vale a Paridade do Poder de Compra e que os preços relativos medidos em moeda comum não se alteram no longo prazo. Simplifica seu modelo afirmando que a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos é igual a razão do crescimento das exportações, dividido pela elasticidade renda das importações.

Carvalho (2005) infere que a Lei de Thirlwall está relacionada diretamente com a teoria de Prebisch (1950) em que a elasticidade renda de importação de produtos primários, exportados pelos subdesenvolvidos é menor que dos produtos manufaturados exportados pelos países desenvolvidos.

¹⁵ Carvalho (2005) afirma que Thirlwall (1979) descarta o ajuste via preços e considera que todo o ajuste se dá via renda. A defesa do autor nesse ponto é que, empiricamente, há evidências que grande parte do ajuste se dá via renda.

Suponha que a elasticidade dos países desenvolvidos seja $\pi d = 0.5$, que é igual a elasticidade renda das exportações dos países subdesenvolvidos $\varepsilon x = 0.5$. Por outro lado, suponha que a elasticidade de importação dos países subdesenvolvidos seja $\pi s = 2.0$, que é igual a elasticidade renda das exportações dos países desenvolvidos $\varepsilon d = 2.0$. (...) os países desenvolvidos devem crescer quatro vezes mais que os países subdesenvolvidos, caso seja ignorado o movimento de preços relativos.

Carvalho (2005) observa que a discrepância entre ricos e pobres já existe em decorrência da perversidade das elasticidades, fruto da estrutura produtiva.

Assim, o trabalho especifica o modelo econométrico nas mesmas condições estabelecidas por Thirlwall (1979) *apud* Carvalho (2005) que assume as pressuposições da condição de Marshall-Lerner seja satisfeita, permanência do poder de paridade de compra (PPP), $((p_d - p_f) = 0$, considera-se que tanto a equação (26), (27) e (28) são conhecidas como a “lei de Thirlwall” (representam a taxa de crescimento possível com equilíbrio no Balanço de Pagamentos).

5.2 Especificação do Modelo Econométrico

Thirlwall (1979) *apud* Carvalho (2005) observa que para a estimação da função Demanda de Importações (21) e Exportações (23) é comum utilizar o valor em logaritmo das variáveis. Tal método, permite estimar a elasticidade-renda das importações e exportações, proposto por Thirlwall (1979) *apud* Carvalho (2005).

Assim, o modelo específico no qual o trabalho inspira-se é apresentado nas equações 21 e 23. De modo a atender os objetivos específicos propostos no trabalho, tem-se a aplicação das duas equações 29 e 30 para a Argentina e o Brasil no período de 1992-2006.

$$\ln M = a + h.\ln PIBINTERNO + \varepsilon \quad 29$$

Onde:

M = Importação (Dados para cada economia)

a = Parâmetro da equação (intercepto)

h = Coeficiente angular (elasticidade renda de importações para cada economia)

$PIBINTERNO$ = Renda interna para cada país em estudo, como *proxy* de renda interna será utilizado o PIB de cada economia.

ε = Termo aleatório

Para a estimativa das exportações tem-se:

$$\ln X = f + w \ln PIBEXTERNO + \mu \quad 30$$

Tal que:

X = Exportação (Dados para cada economia)

f = Parâmetro da equação (intercepto)

w = coeficiente angular, elasticidade-renda das exportações para cada país;

PIB = Renda externa, como *proxy* será utilizado o PIB dos Estados Unidos da América e de cada país na relação intrabloco.

μ = Termo aleatório da equação.

5.3 Procedimentos Econométricos

Posterior às especificações do modelo, de modo a estimar os parâmetros e analisar os resultados da regressão, substitui-se os dados nas equações acima referidas, e faz-se uso de um conjunto de testes necessários quando se trata de série temporal.

5.3.1 Séries Temporais Estacionárias

Quando se trata de trabalho empírico baseado em séries temporais supõe-se que as séries temporais envolvidas sejam estacionárias. Na medida que ao regredir uma variável de série temporal sobre uma outra variável de série temporal, obtém-se

um alto R^2 , diante disso, pode não haver uma relação significativa entre as duas, o que exemplifica a existência da regressão espúria. Gujarati (2000)

Nas palavras de Ferreira (2001), os problemas de se fazer uma regressão entre variáveis não estacionárias é a obtenção de resultados espúrios. Tais fatos ocorrem devido às séries apresentarem tendências fortes com relação ao tempo e, o R^2 alto, refere-se à presença desta tendência com relação ao tempo, e é este elemento em comum que os dados de séries temporais econômicas tendem a mover-se na mesma direção. Nesse sentido, é importante verificar se uma determinada regressão entre séries em nível é verdadeira, ou espúria.

Assim, pode-se afirmar que dados de qualquer série temporal podem ser pensados como sendo gerados por um processo estocástico ou aleatório, e um conjunto concreto de dados pode ser considerado como uma particular realização (isto é, uma amostra) do processo estocástico. Ou seja, em séries temporais usa-se a realização para fazer inferência sobre o processo estocástico.

Um processo estocástico pode assim ser determinado:

“um processo estocástico é estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada” (GUJARATI, 2001, p.719)

Pode-se entender que se uma série temporal for estacionária, sua média, variância e autocovariância (a defasagens diversas) permanecem as mesmas, independentemente do período de tempo em que sejam medidas. Para testar a estacionariedade utiliza-se o teste de raiz unitária que Gujarati (2001) considera como:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

31

u_t = é o termo de erro estocástico¹⁶;

A equação (M) é uma regressão de primeira ordem, ou AR (1), pois se faz a regressão de Y no instante t sobre seu valor no instante $(t - 1)$. Caso, o coeficiente

¹⁶ Gujarati (2001, p.724) “segue as hipóteses clássicas, a saber, ele tem média zero, variância constante e é não-autocorrelacionado. Esse termo é conhecido também como termo de erro de ruído branco (...)”.

de Y_{t-1} for igual 1 encontra-se o problema de raiz unitária, ou não estacionariedade. Entende-se que, a estacionariedade da série temporal depende do valor do coeficiente, que representa a mensuração entre os valores passados e presentes da série temporal. Assim, se ao estimar a regressão:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad 32$$

e, encontrar $\rho = 1$, diz-se que a variável estocástica Y tem uma raiz unitária, ou, série temporal de caminho aleatório, exemplo de não estacionariedade.

Sob essa perspectiva, um teste alternativo de estacionariedade é conhecido como teste de raiz unitária. De modo que para detectar a presença de raiz unitária (não estacionariedade) e sua ordem de integração é utilizar o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) ou Dickey Fuller (DF) que consiste em testar a raiz unitária das séries temporais.

A série temporal pode ser convertida em estacionária por meio da seguinte explicação matemática:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad 33$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad 34$$

Em que $\delta = (\rho - 1)$ e Δ representa o operador de primeira diferença. Porém a hipótese nula é $\delta = 0$ o que irá corresponder a seguinte equação:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad 35$$

Ou seja, as primeiras diferenças de uma série temporal com caminho aleatório (u_t) são uma série temporal estacionária pois, por hipótese, u_t é puramente aleatório. Quando a série temporal for diferenciada uma vez e a série for estacionária diz-se que a série original (com caminho aleatório) é integrada de ordem 1, indicada por I (1). Se tiver de ser diferenciada duas vezes (primeira diferença da primeira diferença) antes de se tornar estacionária, a série original é

integrada de ordem 2 ou 1 (2). Por convenção se $d=0$ o processo $I(0)$ resultante representa uma série temporal estacionária. Gujarati (2001)

Gujarati (2001) aponta que a série temporal diferenciada e estacionária $I(0)$ é um processo estocástico e uma série temporal em nível $I(1)$ tem caminho aleatório.

Em regressões que envolvem dados de série temporal, a variável tempo ou tendência é freqüentemente, incluída como um dos regressores para evitar o problema da correlação espúria.

A introdução explícita da variável de tendência na regressão tem o efeito de remover a tendência das variáveis envolvidas. Porém, há uma linha de econométristas, conforme Gujarati (2001) aponta, que tal prática padrão só pode ser aceita somente se a variável tendência for determinista e não estocástica. O que pode ser verificado quando se estima uma série temporal e esta apresenta raiz unitária, logo, exibindo tendência estocástica. Caso não apresente raiz unitária a série temporal exibirá tendência determinista. Conclui-se que uma série temporal estacionária pode ser modelada como um processo de tendência estacionária, enquanto uma série temporal não-estacionária representa um modelo de diferença estacionária.

Com uma tendência determinista, as variáveis podem ser transformadas em estacionárias pela inclusão de uma tendência temporal em qualquer regressão ou fazendo uma regressão preliminar sobre o tempo e subtraindo a tendência estimada [...]. Com uma tendência estocástica, são necessários testes quanto à co-integração [...] e não estacionariedade. (HOLDEN & THOMPSON 1990, p.81 *apud* GUJARATI, 2001, p.730)

Gujarati (2001) afirma que o significado do Processo de Tendência Estacionário (PTE) e do Processo de Diferença Estacionário (PDE) requer que previsões de longo prazo feitas a partir de um PTE serão mais confiáveis que o PDE. No caso de haver tendência estocástica, conseqüentemente as flutuações em uma série temporal são o resultado de choques no componente transitório ou cíclico, mas no termo de tendência, o que leva a crer que choques a determinadas séries temporais terão seu nível permanentemente alterado.

5.3.2 Teste de Co-integração: Método de Johansen

Ferreira (2001) aponta que, uma regressão em nível, para a estimação do parâmetro envolvido no modelo, não será espúria desde que as variáveis sejam co-integradas.

Logo, Chiodi (2006, p.57) define que co-integração “refere-se a uma combinação linear de variáveis não estacionárias, que possuem uma relação de convergência no longo prazo”. Ou como Engle e Granger (1987) *apud* Chiodi (2006, p.57) “é uma técnica para se analisar o equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis”.

[...] a interpretação econômica da cointegração consiste em: se duas ou mais séries não estacionárias estiverem ligadas por uma combinação linear de forma que haja uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que isoladamente contenham *trend* estocástico, elas terão um percurso próximo ao longo do tempo e a diferença entre elas será estacionária. (DANIEL ,2000 *apud* SILVEIRA, 2007, p.44)

Na linguagem econométrica, os modelos apresentados vão ser denominados como as regressões a serem estimadas, e que podem ser cointegrantes, e seus parâmetros como parâmetro cointegrante.

No método proposto por Johansen ou procedimento de máxima verossimilhança de Johansen, que geralmente é utilizado quando existe mais de um vetor co-integrado, utilizam-se duas estatísticas para testar a significância dos vários vetores de cointegração, desde que, tenham a mesma ordem de integração individualmente, que são o teste traço e o teste do máximo autovalor. SILVEIRA (2007)

Segundo Chiodi (2006), os procedimentos do teste de Johansen se fixam ao *rank* ou posto de uma matriz característica. Um vetor auto-regressivo-VAR de primeira ordem, com n variáveis, é representado, exemplarmente por meio da equação:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Chiodi (2006) *apud* Enders (1995, p. 386-390) entende que o modelo inicial (r) para partir para um modelo multivariado generalizado escrito na forma de vetores auto-regressivos de ordem p , donde se inclui um termo representando a constante e um representando as variáveis não estocásticas, dessa forma, têm-se:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \psi D_t + \varepsilon_t \quad 37$$

$$t = 1, \dots, T$$

x_t = é um vetor ($n \times 1$) de variáveis estocásticas,

D_t = é um vetor de variáveis não estocásticas (variáveis binárias sazonais) e

ψ = é uma matriz de parâmetros.

De maneira que as variáveis possuem a mesma ordem de integração, pode-se reformular a equação anterior em um Vetor de Correção de Erros – VECM;

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \Pi x_{t-1} + A_0 + \psi D_t + \varepsilon_t \quad 38$$

Sendo

$\Gamma_i = -(I - A_1, \dots - A_i)$ em que

$i = (1, \dots, p-1)$ e $\Pi = (1 - A_1, \dots - A_p)$

Assim que, o número de vetores de cointegração resultantes é fixado por meio de quantas são as raízes características de Π diferentes de zero. O rank ou posto da matriz é igual ao número de raízes características diferentes de zero. Chiodi (2006) interpreta que se as variáveis não são cointegradas, o rank ou posto de Π é zero.

A matriz Π , de ordem ($n \times m$), embute as informações de longo prazo entre as variáveis, sendo formada pelas matrizes β e α ($\Pi = \alpha\beta$), que correspondem respectivamente às matrizes dos parâmetros de cointegração e dos parâmetros representativos da velocidade de ajustamento, ambas de ordem $n \times r$, onde r representa o número de relações de longo prazo e n o número de parâmetros a serem estimados. Chiodi (2006, p.58)

O teste para o número de raízes características que são significativamente diferentes de um pode ser conduzido conforme os procedimentos seguintes:

a) Teste do Traço

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 39$$

a) Teste do Máximo Autovalor (ou Valor Próprio)

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad 40$$

Onde:

$\hat{\lambda}_i$ é o valor estimado da raiz característica obtida da matriz estimada Π ;

T é o número de observações usadas no ajustamento.

O procedimento para determinar o número de vetores de cointegração é realizado de modo seqüencial, utilizando-se, conjuntamente: a estatística do teste traço e máximo.

O teste traço é aplicado quando se pretende testar se o número de vetores de cointegração é igual ou menor que r ($H_0 : r \leq r_0$) contra ($H_a : r > r_0$).

O teste λ máximo é usado no caso em que se pretende testar se o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de que ele é $r+1$.

O número de defasagens a ser incluído no modelo é determinado pela forma multivariada dos critérios de informação Akaike – AIC e Schwarz - SBC.

Aguiar *et al.* (2002) *apud* Silveira (2007) destaca que cada *output* contém informações a partir de cinco modelos de estimação que são possíveis para realizar o teste.

Os modelos possíveis de estimação são:

- a) sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de cointegração ou teste VAR;
- b) sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e sem intercepto no VAR;
- c) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e teste VAR;
- d) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação e cointegração e sem tendência no VAR;
- e) com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de cointegração e com tendência linear no VAR. (SILVEIRA, p. 45-46, 2007)

5.3.3 Mecanismo de Correção de Erros

Quando se observa que uma série temporal é cointegrada logo se entende que existe uma relação de equilíbrio em longo prazo entre as variáveis.

Subentende-se que, no curto prazo, pode haver desequilíbrio. Assim, usa-se o termo de erro para ligar o comportamento da variável explicada no curto prazo com seu valor de longo prazo. O mecanismo de correção de erro corrige quanto ao desequilíbrio.

Ou, como Bacchi (1994) *apud* Chiodi (2006) coloca que se existir cointegração entre as variáveis, o desvio dessas em relação à trajetória de longo prazo deve ser incorporado no modelo por meio do Mecanismo de Correção de Erro. Aponta que esse mecanismo consiste em incluir no modelo o termo de erro defasado de um período, de modo que recupere as relações de longo prazo que foram perdidas ao diferenciar as séries.

5.4 Fonte de Dados

Os dados utilizados para aplicação econométrica foram encontrados no Ipeadata para o Brasil, para a Argentina os dados foram extraídos do Indec.

Com relação ao Brasil os dados: Pib Real em Reais (R\$), exportação fob em milhões de dólares (US\$) e importação fob em milhões de dólares (US\$) foram extraídos do Ipeadata em www.ipeadata.gov.br.

Com relação a Argentina os dados: exportação fob em milhões de dólares (US\$) e importação fob em milhões de dólares encontrados em www.indec.com.ar. O Pib Real foi encontrado no www.ipeadata.gov.br. A renda externa utilizada na pesquisa será o PIB Real em volume dos EUA. Todos os valores foram tomados em valores índices e em trimestres. Os dados para o Brasil e Argentina encontram-se no ANEXO 01 e no ANEXO 02, respectivamente.

6 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Com base na especificação dos modelos e da metodologia expressa no capítulo 5, fazem-se os testes necessários e as estimações das equações de modo a atender os objetivos que visam verificar a validade do efeito das variações da renda interna e externa sobre importações e exportações segundo a formulação proposta pelo Modelo de Thirlwall para a economia brasileira e da Argentina no período de 1992-2006.

6.1 Análise Gráfica da Função Autocorrelação

No trabalho com séries temporais é necessário observar, inicialmente, o comportamento individual das séries com relação a sua estacionariedade. Desse modo, trabalha-se com a observação da autocorrelação da série por meio da análise gráfica. Os gráficos são originados na função de Autocorrelação para cada série e contribui para indicar a tendência de estacionariedade das séries temporais.

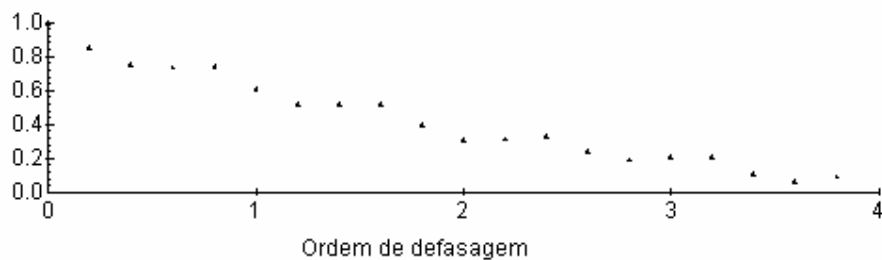
Gujarati (2000) aponta um procedimento baseado nos coeficientes de correlação amostral são aproximadamente, distribuídos normalmente com média zero e variância $1/n$ em que n é o tamanho da amostra. Nesse caso como $n=60$ obtém-se um erro padrão de $1/\sqrt{60}=0,1291$. Então, seguindo as propriedades de distribuição normal padrão, o intervalo de confiança de 5% para qualquer coeficiente de autocorrelação será $\pm 1,67(0,1291)=0,2156$ em ambos os lados de zero. Esse teste é utilizado para todas as variáveis objetivando verificar a autocorrelação das séries.

Desse modo, obtém-se o Gráfico 3 para a variável $\ln YBR$ que representa o PIB do Brasil.

A tendência demonstrada pelo gráfico 3 apresenta queda com pequenas oscilações, ao longo das defasagens. Assim, observa-se que a partir da décima terceira defasagem conforme o anexo III é possível não rejeitar a hipótese de o

coeficiente de autocorrelação seja zero, ou seja, a autocorrelação está presente até a décima terceira defasagem.

Gráfico 3 – Função de Autocorrelação da variável LnYBR (Logaritmo Natural do PIB do Brasil) de 1992-2006



Fonte: Resultados Próprios

Com relação ao comportamento a variável PIB da Argentina (LnYAR) o comportamento se mostra semelhante à variável PIB do Brasil (LnYBR). Pois, a partir das defasagens, conforme anexo IV, que origina o gráfico abaixo, é possível verificar que a significância do coeficiente de autocorrelação deixa de ocorrer.

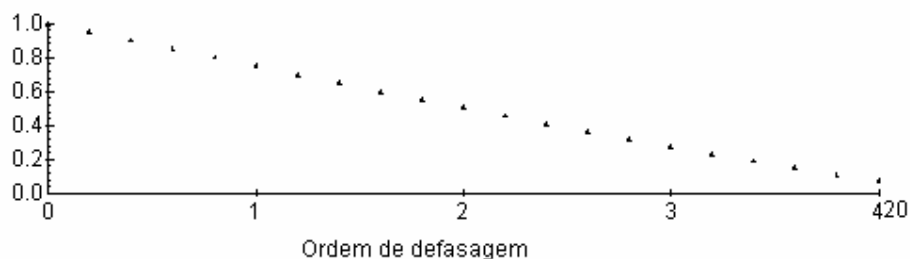
Gráfico 4 – Função de Autocorrelação da variável LnYAR (Logaritmo Natural do PIB da Argentina) 1992-2006



Fonte: Resultados Próprios

Com relação a variável PIB dos Estados Unidos (LnYEU), que representa a renda externa para aplicação do modelo, é possível não rejeitar a hipótese de coeficiente de autocorrelação até a décima sexta defasagem. Conforme, anexo V origina-se o gráfico 5.

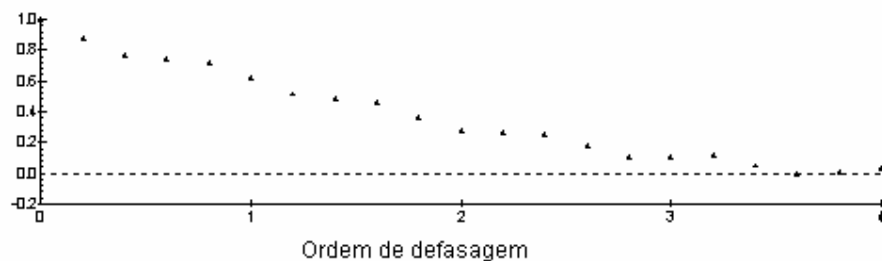
Gráfico 5 – Função de Autocorrelação da variável LnYEU (Logaritmo Natural do PIB dos Estados Unidos) de 1992-2006



Fonte: Resultados Próprios

O resultado da variável exportação do Brasil (LnXBR) segue o mesmo padrão de autocorrelação das variáveis anteriores e, evidencia, assim, a possibilidade de raiz unitária pois, a partir da décima primeira defasagem que a autocorrelação deixa de ser aceita, conforme Anexo VI, que origina o gráfico 6.

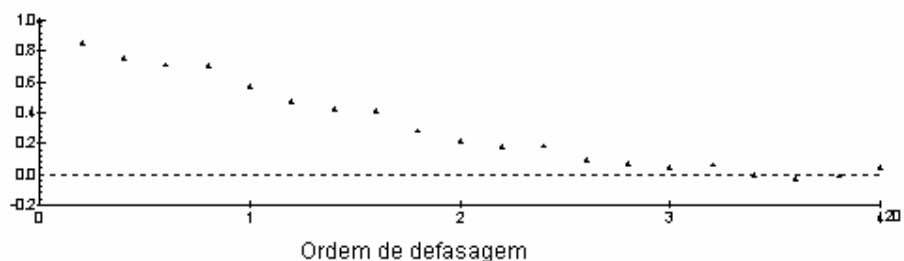
Gráfico 6 – Função de Autocorrelação da variável LnXBR (Logaritmo Natural das Exportações do Brasil) 1992-2006.



Fonte: Resultados próprios

A variável exportação da Argentina (LnXAR) possui tendência parecida com a variável exportação do Brasil (LnXBR) apresentando uma queda mais acentuada na ordem de defasagem que a brasileira. O gráfico 7 é originado a partir do anexo VII.

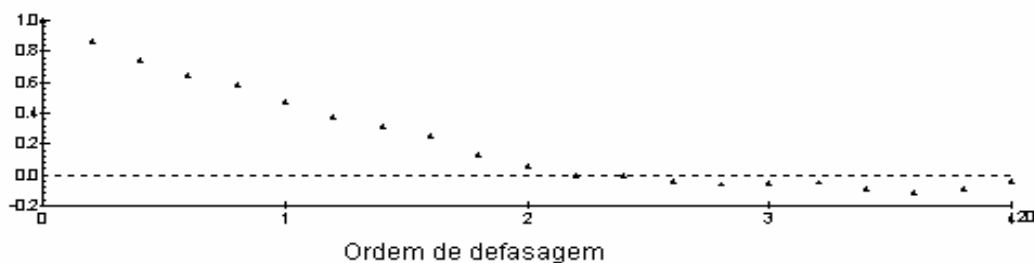
Gráfico 7 – Função de Autocorrelação da variável LnXAR (Logaritmo Natural das Exportações da Argentina) 1992-2006.



Fonte: Resultados Próprios

A variável importação do Brasil (LnMBR) apresenta resultado similar ao dos gráficos anteriores, ou seja, a não rejeição do coeficiente de correlação ser igual a zero, conforme o gráfico 8 derivado do anexo VIII.

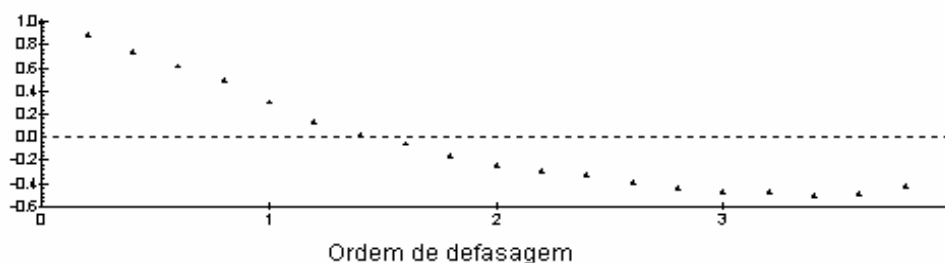
Gráfico 8 – Função de Autocorrelação da variável LnMBR (Logaritmo Natural das Importações do Brasil) 1992-2006.



Fonte: Resultados próprios

Para o gráfico 9, proveniente do anexo IX, indica uma tendência não diferente das anteriores. Até a defasagem quinta há presença do coeficiente de autocorrelação. Logo, essa avaliação fornece um indicador de presença de raiz unitária na série.

Gráfico 9 – Função de Autocorrelação da variável LnMAR (Logaritmo Natural das Importações da Argentina) 1992-2006.



Fonte: Resultados Próprios

6.2 Aplicação de Tendência Temporal

Para verificar a tendência temporal, estima-se uma regressão para as variáveis de série temporal com o tempo. Com base nos dados do estudo se compôs a Tabela 11, que apresenta os seguintes resultados da regressão.

Para todas as variáveis é possível inferir que não se rejeita a hipótese de que possui tendência temporal ao nível de confiança de 95%.

Tabela 11 - Regressão para a Tendência

	LNYBR	LNYAR	LNYEU	LNBR	LNAR	LNMBR	LNMAR
T	0,0062	0,0036	0,0077	0,0205	0,0186	0,0160	0,0018
tcalc	22,057	5,3929	63,5606	15,0793	14,5994	8,7657	0,6682

Fonte: Resultados próprios originados dos anexos: X, XI, XII, XIII, XIV, XV e XVI.

Notas: t crítico (nível de confiança de 5%) = 1,67

A variável LNMAR, é exceção, pois é possível rejeitar a hipótese de tendência temporal, ao mesmo nível de confiança e, conclui-se que, as importações da Argentina não sofrem influência do tempo.

6.3 Teste Raiz Unitária

Para identificar a presença de raiz unitária nas séries, os testes utilizados são Dickey-Fuller (DF) e o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Ou seja, o primeiro procedimento para estimar uma regressão, quando se trabalha com séries temporais é efetuar a realização de testes de raiz unitária, conforme discussão na seção 5.3.1.

Desse modo, resume-se os resultados pertinentes à metodologia empregada para as variáveis estimadas no modelo da elasticidade-renda das importações e elasticidade-renda das exportações, de modo a atender os objetivos apresentados na pesquisa.

Os resultados estão resumidos na tabela 12, que reúne os testes Dickey-Fuller (DF) e aumentado de Dickey Fuller (ADF) de acordo com as variáveis e condições de integrações $I(0)$ e $I(1)$.

A tabela 12 resume os resultados referentes ao teste de raiz unitária, para os quais, se visualiza os valores críticos, de acordo com as estatísticas Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller aumentado (ADF). Para saber qual teste utilizar é preciso verificar se as variáveis são autocorrelacionadas e rejeitam ou não a tendência temporal.

Então, afirma-se, com base nos testes do autocorrelograma que, todas as variáveis, em nível e em primeira diferença são autocorrelacionadas à exceção da variável diferenciada do logaritmo natural das importações da Argentina (ΔLnMAR).

Com relação à tendência temporal, todas as variáveis em nível possuem tendência temporal exceto LnMAR , e em primeira diferença todas não possuem tendência temporal.

Tabela 12 - Testes raiz unitária¹⁷ Dickey-Fuller (DF) e teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), por variáveis e condição de integração

Variável	Teste DF	Teste ADF	I(.)
LnYBR	-5,9750	-2,9403	I(1)
LnYAR	-2,9193	-3,4062	I(1)
LnYEU	-1,0160	-1,6609	I(1)
LnXBR	-2,5310	-0,8413	I(1)
LnXAR	-3,8324	-2,5432	I(1)
LnMBR	-2,7644	-2,5949	I(1)
LnMAR	-1,3096	-2,1051	I(1)
Δ LnYBR	-8,3576	-4,1501	I(0)
Δ LnYAR	-12,4875	-2,9861	I(0)
Δ LnYEU	-6,3645	-2,5879	I(0)
Δ LnXBR	-7,9263	-3,0008	I(0)
Δ LnXAR	-9,1800	-3,0479	I(0)
Δ LnMBR	-7,9197	-3,0376	I(0)
Δ LnMAR	-5,1372	-3,2218	I(0)

Fonte: Resultados próprios, conforme anexos XVII, XVIII, XIX, XX, XXI, XXII, XXIII, XXIV, XXV, XXVI, XXVII, XXVIII, XXIX, XXX, XXXI, XXXII, XXXIII, XXXIV, XXXV, XXXVI, XXXVII, XXXVIII, XXXIX, XL, XLI, XLII, XLIII e XLIV.

Para o teste de raiz unitária das variáveis em nível se utiliza como valor crítico 2,9147 para a regressão que incluía intercepto, mas não tendência temporal, e 3,4919 a que incluía intercepto e tendência temporal. Logo, para todas as variáveis em nível infere-se presença de raiz unitária e não estacionariedade das séries envolvidas.

Ao testar-se, novamente, a raiz unitária para as séries na primeira diferença, com os valores críticos das estatísticas Dickey-Fuller (DF) Dickey-Fuller aumentado (ADF) de -2,9157 e -3,4935, respectivamente, para a regressão com intercepto e sem tendência temporal, e incluindo intercepto e tendência temporal, é possível observar que as variáveis em diferença não possuem raiz unitária e são estacionárias.

Esses resultados permitem afirmar, segundo Veloso (2001), que as variáveis parecem possuir uma tendência ao mesmo tempo, ou seja, segue-se um caminho aleatório que parece estar uníssono. Tal idéia é a base por trás de séries temporais co-integradas.

De modo a verificar a co-integração de acordo com o método proposto por Johansen, a definição do número de relações entre os vetores co-integrados será feito após a determinação da ordem de defasagem temporal do modelo VAR

¹⁷ O teste de Phillip-Perron (Anexo LXIII) asseguram os mesmos resultados para o teste de raiz unitária para as variáveis em estudo.

proposto. Para isso, faz-se uso dos testes estatísticos e dos critérios de seleções, conforme elencados na Tabela 13.

Tabela 13 - Testes LR e critérios de seleção para escolha da ordem de defasagem do modelo para as exportações e importações

Ordem	LnXBR LnYEU				LnXBR LnYAR			
	LL	AIC	SBC	LR Ajustado	LL	AIC	SBC	LR Ajustado
4	278,5	262,5	246,4	-----	172,1	156,1	140,1	-----
3	271,0	259,0	246,9	12,8	160,5	148,5	136,4	19,9
2	252,0	244,0	236,0	45,2	139,0	131,01	122,9	56,6
1	251,3	247,3	243,3	46,4	119,2	115,2	111,2	90,4
0	-168,8	-168,8	-168,8	764,6	-173,6	-173,6	-173,6	591,1
Ordem	LnXAR LnYEU				LnXAR LnYBR			
	LL	AIC	SBC	LR Ajustado	LL	AIC	SBC	LR Ajustado
4	273,9	257,9	241,8	-----	219,4	203,4	187,3	-----
3	259,4	247,4	235,3	24,7	198,3	186,3	174,3	36,0
2	250,1	242,1	234,1	40,6	170,2	162,2	154,2	84,1
1	248,4	244,4	240,4	43,4	140,8	136,8	132,8	134,3
0	-157,5	-157,5	-157,5	737,4	-158,6	-158,6	-158,6	646,1
Ordem	LnMBR LnYBR				LnMAR LnYAR			
	LL	AIC	SBC	LR Ajustado	LL	AIC	SBC	LR Ajustado
4	212,7	196,7	180,7	-----	190,8	174,8	158,8	-----
3	171,7	159,7	147,6	70,1	157,1	145,1	133,0	57,6
2	156,0	148,0	139,9	97,0	155,0	147,0	139,0	61,1
1	149,2	145,2	141,1	108,6	119,4	115,4	111,4	122,0
0	-159,5	-159,5	-159,5	636,3	-168,8	-168,8	-168,8	614,7

Fonte: Resultados próprios, conforme anexos: XLV, XLVI, XLVII, XLVIII, XLIX e L.

Nota: 1) LL é a máxima verossimilhança; 2) AIC é o critério Akaike; 3) SBC é o critério Schwarz;

4) LR ajustado é o teste de verossimilhança ajustado.

Conforme os valores arrolados na tabela 13, buscou-se verificar qual a ordem em que os critérios de seleção foram maiores. Caso o critério AIC indique uma ordem de defasagem diferente do critério SBC adota-se o LL como critério desempataador. De modo a ilustrar a escolha da defasagem, utiliza-se a equação da representativa das exportações brasileiras em relação à renda do resto do mundo tomado, como o PIB dos EUA e entende-se que conforme o maior valor de SBC tem-se a ordem de defasagem 3 e para AIC o maior valor de defasagem é 4. Desse modo, utiliza-se o critério desempataador LL, o qual permite escolher a ordem de defasagem 4. Tal, procedimento é feito para as demais equações a serem estimadas e o resultado comum a todas é a ordem de defasagem 4.

A definição do número de vetores co-integrados se dá pela escolha do *rank* (posto) da matriz (r) o qual se baseia nos autovalores e no traço da matriz estocástica, e também pela utilização dos critérios de seleção de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQC).

Tal definição depende, também, da natureza das variáveis determinísticas tais como intercepto e a tendência temporal. Portanto, escolheu-se como modelo representativo àquele que não considera o intercepto e tendência temporal para a verificação dos vetores co-integrantes e estimação das equações.

Tabela 14 - Teste de co-integração de Johansen para os vetores com base nos critérios de Autovalor Máximo

Argentina	H.N.	H.A.	Autovalor Máximo	
			Estatística	V.C.95%
$\ln X = f + w \ln PIBEU + \mu$	r=0	r=1	10,32	11,03
	r<=1	r=2	1,32	4,16
$\ln X = f + w \ln PIBBR + \mu$	r=0	r=1	30,90	11,03
	r<=1	r=2	0,08	4,16
$\ln M = a + h \ln PIBAR + \varepsilon$	r=0	r=1	20,08	11,03
	r<=1	r=2	6,18	4,16
Brasil	H.N.	H.A.	Autovalor Máximo	
			Estatística	V.C.95%
$\ln X = f + w \ln PIBEU + \mu$	r=0	r=1	13,70	11,03
	r<=1	r=2	3,60	4,16
$\ln X = f + w \ln PIBAR + \mu$	r=0	r=1	23,22	11,03
	r<=1	r=2	0,2158	4,16
$\ln M = a + h \ln PIBBR + \varepsilon$	r=0	r=1	61,19	11,03
	r<=1	r=2	2,80	4,16

Fonte: Resultados próprios com base no anexo LI e LII

Notas: Teste co-integração com interceptos restritos e sem tendência no VAR, 56 observações de 1993 (T1) a 2006 (T4), com ordem de VAR =4.

H.N. = Hipótese Nula;

H.A. = Hipótese Alternativa;

* apresenta um vetor de cointegração I (1).

Os resultados da tabela 14, baseado no critério do máximo autovalor indicam que, para um intervalo de confiança de 95%, no caso da Argentina, a estimação do modelo que representa a elasticidade-renda das exportações, quando considera a renda do resto do mundo representada pelo PIB dos EUA, indica não possuir vetor co-integrante, quando considera a renda do Brasil, demonstrando a relação intra-

bloco, apresenta um vetor co-integrante. Para a elasticidade-renda das importações obtém-se, no nível de 95%, fraca indicação de que há dois vetores co-integrantes.

Para a estimação das equações para o Brasil os resultados indicam para a elasticidade-renda das exportações, considerando qualquer PIB externo e a elasticidade-renda das importações, que o número de vetores co-integrantes é 1 no nível de confiança de 95%.

Observa-se que a tendência apresentada, segundo o critério do máximo autovalor da matriz estocástica, é mantida quando o critério adotado é o traço da matriz para o mesmo nível de confiança de 95%, conforme os resultados da tabela 15.

Tabela 15: Teste de co-integração do modelo VAR (4) baseado no traço da matriz estocástica

Argentina	H.N.	H.A.	Traço	
			Estatística	V.C.95%
$\ln X = f + w \ln PIBEU + \mu$	r=0	r=1	11,64	12,36
	r<=1	r=2	1,32	4,16
$\ln X = f + w \ln PIBBR + \mu$	r=0	r=1	30,99	12,36
	r<=1	r=2	0,0896	4,16
$\ln M = a + h \ln PIBAR + \varepsilon$	r=0	r=1	26,27	12,36
	r<=1	r=2	6,18	4,16
Brasil	H.N.	H.A.	Traço	
			Estatística	V.C.95%
$\ln X = f + w \ln PIBEU + \mu$	r=0	r=1	17,31	12,36
	r<=1	r=2	3,60	4,16
$\ln X = f + w \ln PIBAR + \mu$	r=0	r=1	23,43	12,36
	r<=1	r=2	0,21	4,16
$\ln M = a + h \ln PIBBR + \varepsilon$	r=0	r=1	64,00	12,36
	r<=1	r=2	2,80	4,16

Fonte: Resultados próprios. Anexos (LI e LII)

Notas: H.N. = Hipótese Nula;

H.A. = Hipótese Alternativa.

Com o intuito de apresentar mais um critério referente a essa discussão pode-se observar a tabela 16, que apresenta o teste de co-integração de Johansen pelos critérios de seleção Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQC).

Em conformidade com os resultados obtidos com base no traço e no autovalor da matriz estocástica pelo critério SBC e AIC (maiores valores) confirma-se as mesmas condições dos critérios anteriores. Assim, que a Argentina não tem

posto co-integrante quando o PIB considerado é dos EUA, mas quando o PIB considerado é o do Brasil, há um vetor co-integrante. Quando se considera o modelo representativo das importações encontram-se dois vetores co-integrantes. Porém, esse não se mostrou altamente significativo nos critérios anteriores, por isso se determina um posto co-integrante.

Tabela 16 - Teste de Co-Integração de Johansen para os Vetores Segundo os Critérios de Seleção AIC, SBC e HQC

Argentina	Rank	LL	AIC	SBC	HQC
$\ln X = f + w \ln PIBEU + \mu$	r=0	268,08	256,08	244,04	251,42
	r=1	273,24	258,24	243,19	252,42
	r=2	273,90	257,90	241,84	251,69
$\ln X = f + w \ln PIBBR + \mu$	r=0	203,95	191,95	179,90	187,29
	r=1	219,40	204,40	189,34	198,58
	r=2	219,44	203,44	187,38	197,23
$\ln M = a + h \ln PIBAR + \varepsilon$	r=0	177,73	165,73	153,69	161,07
	r=1	187,77	172,77	157,72	166,95
	r=2	190,87	174,87	158,81	168,66
Brasil					
$\ln X = f + w \ln PIBEU + \mu$	r=0	274,91	262,91	250,76	258,20
	r=1	281,77	266,77	251,57	260,88
	r=2	283,57	267,57	251,37	261,29
$\ln X = f + w \ln PIBAR + \mu$	r=0	160,47	148,47	136,42	143,81
	r=1	172,08	157,08	142,02	151,25
	r=2	172,18	156,18	140,13	149,97
$\ln M = a + h \ln PIBBR + \varepsilon$	r=0	180,77	168,77	156,72	164,11
	r=1	211,37	196,37	181,31	190,55
	r=2	212,77	196,77	180,71	190,56

Fonte: Resultados próprios (anexos: LI e LII)

As estimações para o Brasil assumem resultados discordantes comparado aos critérios anteriores. Então, tem-se um posto de co-integração para: o modelo representativo das exportações considerando o PIB dos EUA e o PIB da Argentina, e as importações, confirmam-se um posto co-integrante, contudo o critério da tabela 16 indique dois postos quando se trata das exportações, considerando o PIB dos EUA.

Dessa maneira, a relação de equilíbrio de longo prazo verificada entre as variáveis envolvidas no Modelo de Crescimento de Thirlwall, representada pela estimação da elasticidade-renda das importações e exportações, pode ser, iniciada quanto à identificação do sistema e à definição dos vetores de co-integrações

segundo as condições das variáveis e *rank* $r=1$. A análise de curto prazo terá como base os resultados do modelo de correção de erros (VECM) estatisticamente aceito a partir da identificação da relação de equilíbrio de longo prazo.

6.4 Equilíbrio de Longo Prazo

Os resultados apresentados nesta seção resumem a relação de longo prazo estabelecida entre as variáveis representativas do modelo, e corresponde àquela pressuposição de não incluir o intercepto e a tendência temporal para as variáveis no VAR (4) identificado.

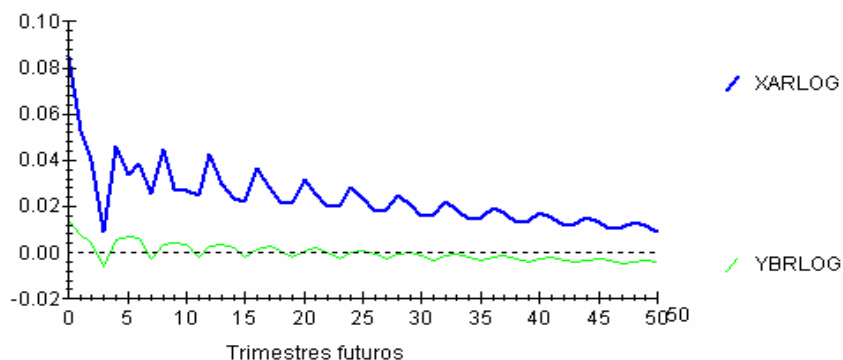
6.4.1 Equilíbrio de longo prazo para a Argentina

A relação de equilíbrio de longo prazo representativa para a equação do logaritmo natural das exportações e logaritmo natural da renda externa (PIB Brasil) da Argentina é $[1 \ -1,1126]_{2 \times 2}$. A equação do logaritmo natural das importações para o país em questão tem por base a relação de equilíbrio de longo prazo estabelecida pelo vetor de co-integração $[1 \ -0,48536]_{2 \times 2}$ os resultados provenientes do anexo LIII.

Tendo por base as relações de longo prazo estabelecidas pelos vetores de co-integração expostos acima, verifica-se, agora, a respectiva resposta a impulsos, segundo a função impulso resposta do choque de uma unidade de desvio padrão das variáveis componentes dos modelos em questão para a Argentina.

O gráfico 10 demonstra, com base no anexo LIV, que um choque de uma unidade do desvio padrão do PIB do Brasil de 0,0138 altera o comportamento das exportações da Argentina em 0,085. Ou, um impulso do PIB brasileiro altera o comportamento das exportações nos primeiros 5 anos.

Gráfico 10 – Função Impulso-Resposta do Choque de Uma Unidade de Desvio-Padrão por Variáveis

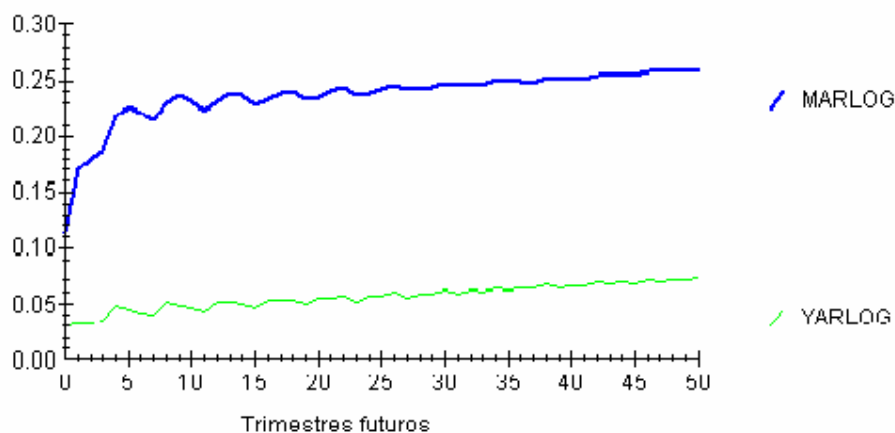


Fonte: Resultados próprios

Nota-se que um choque equivalente a uma unidade de desvio-padrão (UDP) das variações do PIB brasileiro é permanente e o equilíbrio de longo prazo é retomado em níveis inferiores de variações das exportações e renda externa (PIB do Brasil).

A mesma análise é feita ao considerar o modelo de crescimento baseado nas importações da Argentina com variações na renda interna (PIB nacional). O gráfico 11, proveniente do anexo LV, demonstra que, com relação a importações, decorrentes de um impulso do PIB nacional de 0,029 é reequilibrado no primeiro trimestre. Segue-se assim até a eliminação do valor residual. Destaca-se, que um choque equivalente a uma unidade de desvio padrão (UDP) das variações da renda do país é permanente e o equilíbrio de longo prazo é retomado a níveis superiores de variações das importações e do PIB da Argentina vindo se estabilizar a partir do vigésimo quinto trimestre o que equivale a seis anos.

Gráfico 11 – Função Impulso-Resposta do Choque de Uma Unidade de Desvio-Padrão por Variáveis



Fonte: Resultados próprios

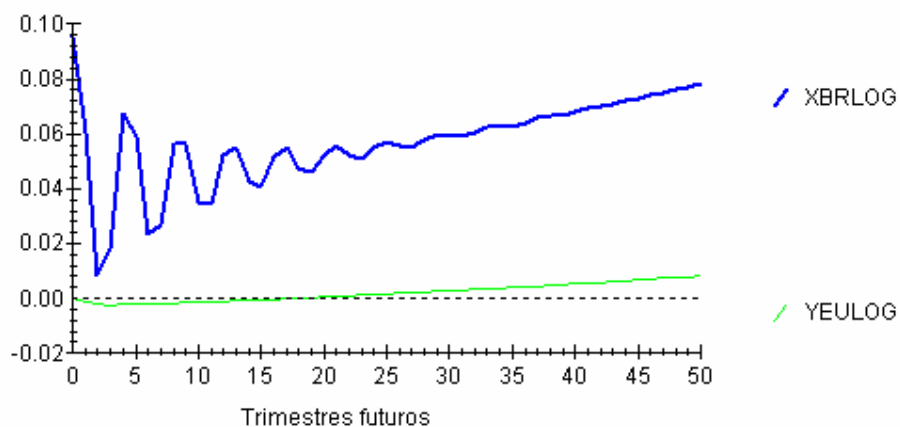
6.4.2 Equilíbrio de longo prazo para o Brasil

Para o Brasil a relação de equilíbrio de longo prazo representativa do modelo de crescimento, que considera as exportações e o efeito da relação com o resto do mundo (PIB dos EUA) e a relação com o parceiro no Mercado Comum é respectivamente: $[1 \ -0,4524]_{2 \times 2}$ e $[1 \ -0,73178]_{2 \times 2}$. Analogamente a relação de equilíbrio de longo prazo estabelecido pelo vetor co-integrante para as importações e efeito das variações do PIB interno é $[1 \ -1,1484]_{2 \times 2}$.

Dessa forma, possibilita-se obter a resposta a impulsos, conforme a função impulso resposta do choque de uma unidade de desvio padrão das variáveis componentes dos modelos para o Brasil.

Inicialmente serão demonstrados, os gráficos 12 e 13, que representam a função impulso resposta das variáveis para as exportações considerando as duas rendas externas, respectivamente.

Gráfico 12- Função Impulso-Resposta do Choque de Uma Unidade de Desvio-Padrão por Variáveis

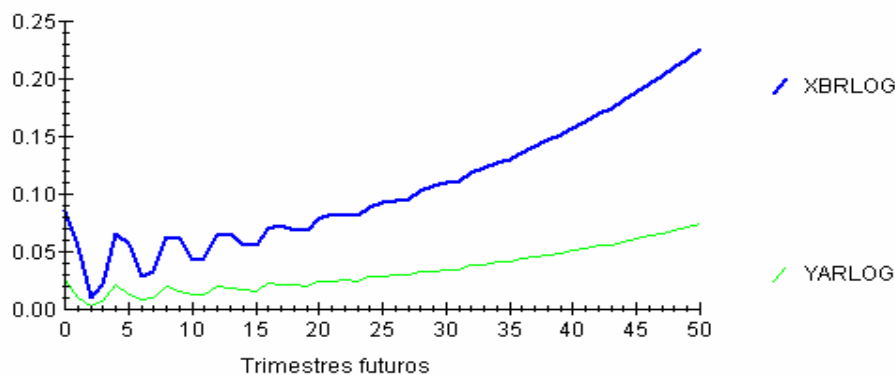


Fonte: Resultados próprios

Um choque de uma unidade do desvio-padrão (UDP) do PIB dos Estados Unidos altera o comportamento das exportações brasileiras nos primeiros seis anos. Quando o PIB dos Estados Unidos diminui a taxas negativas as exportações diminuem, mas quando o PIB americano retoma taxas positivas crescentes as exportações aumentam. Então, um choque equivalente a uma unidade de desvio-padrão (UDP) das variações do PIB dos Estados Unidos é permanente e segue uma estabilização a partir do vigésimo quinto trimestre.

O gráfico 13, baseado no anexo LVII, que reflete as variações das exportações em decorrência de um impulso do produto interno bruto da Argentina é reequilibrado nos trimestres futuros mediante uma redução na variação do produto interno bruto da Argentina. Seguindo essa trajetória até o vigésimo quinto trimestre, quando então, passa a ter uma trajetória mais estável.

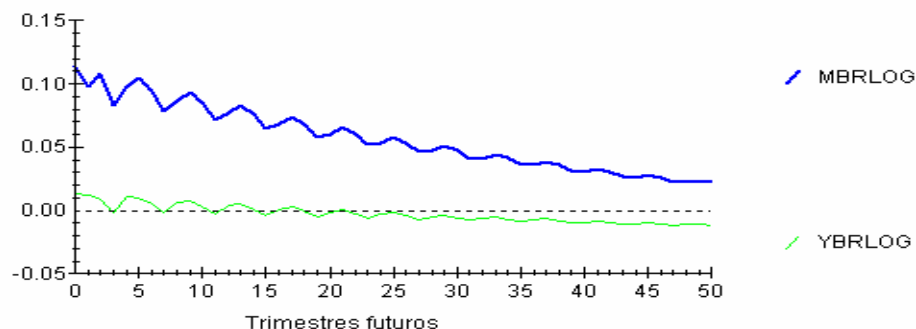
Gráfico 13 – Função Impulso-Resposta do Choque de Uma Unidade de Desvio-Padrão por Variáveis



Fonte: Resultados Próprios

O gráfico 14, conforme resultado do anexo LVII, concernente às variações nas importações provenientes de um impulso no PIB nacional é re-equilibrado nos trimestres futuras frente uma redução na renda nacional. Quando a renda nacional apresenta variações mesmo que positivas decrescentes as importações seguem a mesma trajetória, mas com maiores variações. O ajustamento ocorre a partir do trigésimo sexto trimestre ou do nono ano.

Gráfico 14 – Função Impulso-Resposta do Choque de Uma Unidade de Desvio-Padrão por Variáveis



Fonte: Resultados Próprios

6.5 O Modelo de Correção de Erros

Esta seção reúne os resultados, por equações de correções dos erros, da relação de co-integração do VAR (4).

A tabela 17 apresenta os resultados para a estimação do vetor de correção de erros para os resultados obtidos da Argentina para o modelo estimado das exportações e importações.

Como as variáveis: exportação (LnXAR) e renda externa (LnYBR), e, importação (LnMAR) e renda interna (LnYAR) co-integram, o termo de correção de erros, $\text{ecm}(-1)$, teria de comparecer com um coeficiente diferindo significativamente de zero.

Com relação à estimação da equação das exportações da Argentina referente a efeitos de variações do PIB brasileiro, considerando a significância estatística, constata-se que a primeira diferença do PIB do Brasil, tem um coeficiente significativo ao nível de 95% de confiança e com sinal negativo, ou seja, responde negativamente a um choque no sistema. Esse resultado demonstra que alterações de curto prazo na renda brasileira (LnYBR1) têm efeitos negativos e significativos sobre as exportações argentinas e cerca de 0,05 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, das exportações é eliminada ou corrigida a cada trimestre, ou seja, o modelo corrige a cada trimestre cerca de 0,05 dos desvios da equação, resultantes de choques no equilíbrio de longo prazo. A estimação da equação mostra que a elasticidade-renda das exportações é de aproximadamente $-1,74$ significando que a cada variação de 1% no PIB brasileiro, as exportações variam cerca de 1,74.

Tabela 17 – Modelo vetorial de correção de erros. Estimação da equação das exportações (ΔLnXAR -variável dependente) e importações (ΔLnMAR -variável dependente) da Argentina.

Variáveis Explicativas			Variáveis Explicativas		Estatística t
	Coefficientes	Estatística t		Coefficientes	t
ΔLnXAR1	-0,046608	-0,25389	ΔLnMAR1	0,70274	3,0155
ΔLnYBR1	-1,7383	-2,5938	ΔLnYAR1	-0,84346	-1,5194
ΔLnXAR2	-.37580	-2,5178	ΔLnMAR2	0,068714	0,27790
ΔLnYBR2	0,64626	1,2521	ΔLnYAR2	-1,2775	-1,9136
ΔLnXAR3	-0,56400	-3,2526	ΔLnMAR3	0,48318	2,9931
ΔLnYBR3	-0,30423	0,41627	ΔLnYAR3	-1,9522	-4,5100
ecm1(-1)	0,05470	-4,0408	ecm1 (-1)	0,010595	1,2621

Fonte: Resultados próprios. Anexos LX e LXI.

Os resultados referentes às importações apontam que alterações em curto prazo na renda interna têm efeitos negativos e significativos, conforme a terceira diferença. Cerca de 0,01 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio das exportações é corrigida a cada trimestre. A equação aponta que a elasticidade renda das importações é de aproximadamente 1,95, ou seja, cada variação de 1% na renda interna tem variação de 1,95 na variação das importações.

Considerando a correlação serial, segundo o teste estatístico $F_{(4,44)}=11,34$ calculado é superior ao valor crítico $F_{(4,44)}=2,61$, permite-se inferir a rejeição da hipótese nula de ausência de correlação serial para a equação de correção de erros do valor de variação das exportações para a Argentina. Para o modelo de correção de erros do valor de variação das importações é possível observar a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação serial.

Assim, utiliza-se o método algoritmo de Gauss-Newton de quarta ordem para a especificação correta do modelo, que corrige o problema de correlação serial da equação das exportações.

A tabela 18 mostra os resultados obtidos da estimação do modelo pelo método dos mínimos quadrados ordinários, por meio do qual, obtém-se a estimação do algoritmo de Gauss Newton.

Tabela 18 – Estimação de Máxima Verossimilhança: Valor inicial fixado para o termo de erro: Restrição AR (4). Estimação da equação das exportações (ΔLnXAR – variável dependente) da Argentina.

Variáveis Explicativas	Coefficientes	Estatística t
ΔLnXAR1	-0,29009	-0,87204
ΔLnYBR1	1,1491	2,1740
ΔLnXAR2	-0,49711	-1,5861
ΔLnYBR2	1,1163	2,0795
ΔLnXAR3	0,060270	0,8276
ΔLnYBR3	-0,42187	-0,90477
$\text{ecm1}(-1)$	0,21570	0,76543

Fonte: Resultados próprios. Anexo: LXI

Então, o novo modelo estimado permite a correção de autocorrelação serial, as alterações em curto prazo, no PIB brasileiro em primeira diferença, têm efeitos positivos e significativos sobre as exportações da Argentina. O valor aproximado de 0,2157 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio das exportações é corrigida a cada trimestre. A equação aponta que a elasticidade renda das exportações é de aproximadamente 1,1491, ou seja, cada variação de 1% na renda externa tem variação positiva de 1,1491 na variação das exportações.

Os resultados resumidos na tabela 19 demonstram que alterações, em curto prazo, no PIB americano têm efeitos negativos sobre as exportações brasileiras e cerca de 0,0358 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de curto prazo, ou de equilíbrio das exportações é eliminada ou corrigida a cada três meses. A equação mostra que a elasticidade-renda das exportações é de -2,93, o que significa que a cada variação de 1% no PIB dos Estados Unidos, as exportações do Brasil, varia 2,93, porém a níveis não significativos, conforme os resultados da primeira diferença.

No que concerne a efeitos na variação do PIB da Argentina o resultado apresetado pela terceira diferença apontam que alterações no curto prazo no PIB do parceiro do bloco têm efeitos negativos e significativos sobre as exportações e cerca de 0,12 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo é corrigido trimestralmente. A equação aponta que a elasticidade renda das exportações de 0,85 para o Brasil considerando a renda externa argentina, direcionam que a cada 1% do PIB da Argentina, as exportações brasileiras variam 0,85.

Tabela 19 – Modelo vetorial de correção de erros. Estimação da equação das exportações (LnXBR) para o Brasil (considerando a variação das rendas externas).

Variáveis Explicativas			Variáveis Explicativas		
	Coeficientes	Estatística t		Coeficientes	Estatística t
ΔLnXBR1	-0,40772	-2,9724	ΔLnXBR1	-0,61982	-3,6546
ΔLnYEU1	-2,9333	-1,0621	ΔLnYAR1	-0,52676	1,6154
ΔLnXBR2	-0,75021	-7,1059	ΔLnXBR2	-0,65402	-4,4889
ΔLnYEU2	1,7093	0,63284	ΔLnYAR2	-0,14796	-0,43259
ΔLnXBR3	-0,38900	-2,8126	ΔLnXBR3	-0,17496	-1,0637
ΔLnYEU3	1,4461	0,50701	ΔLnYAR3	-0,85937	-2,6554
ecm1(-1)	0,035862	1,9899	ecm1 (-1)	0,12030	5,0050

Fonte: Resultados próprios. Anexo: LX

O problema de autocorrelação serial é observado para as duas estimativas das variações das exportações considerando rendas externas diferentes. Então, necessita-se observar a especificação correta do modelo corrigindo o problema de autocorrelação serial, por meio do método algoritmo de Gauss Newton.

A tabela 20 resume os resultados obtidos para a estimação de curto prazo do modelo sem autocorrelação serial.

Tabela 20 – Estimação de Máxima Verossimilhança: Valor inicial fixado para o termo de erro: Restrição AR (4). Estimação da equação das exportações (ΔLnXAR – variável dependente) do Brasil.

Variáveis Explicativas			Variáveis Explicativas		
	Coeficientes	Estatística t		Coeficientes	Estatística t
ΔLnXBR1	-0,089186	-0,57150	ΔLnXBR1	-0,12244	-0,64935
ΔLnYEU1	2,2690	1,0612	ΔLnYAR1	1,0712	2,1662
ΔLnXBR2	-0,13135	-0,82696	ΔLnXBR2	0,071706	-0,41370
ΔLnYEU2	2,5955	1,1716	ΔLnYAR2	-0,61576	-1,1604
ΔLnXBR3	0,055656	0,36518	ΔLnXBR3	0,03633	0,21999
ΔLnYEU3	3,4117	1,5092	ΔLnYAR3	-0,37586	-0,76929
ecm1(-1)	-0,15337	-1,5620	ecm1 (-1)	-0,11199	-0,89802

Fonte: Resultados próprios. Anexo LXII

Quando se considera variação no PIB dos Estados Unidos, é possível afirmar, que não há efeitos significativos sobre as variações das exportações brasileiras. As alterações, de curto prazo, na variação do PIB americano, responde positivamente sobre as exportações, e, em torno de -0,15 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, é eliminado a cada trimestre. A equação direciona que a

elasticidade renda das exportações de 2,26 para o Brasil, a cada 1% do PIB dos EUA, as exportações brasileiras possuem uma variação de 2,26.

No caso da renda externa ser o PIB da Argentina observa-se que há efeitos positivos e significativos sobre as variações nas exportações brasileiras. Entende-se que cerca de -0,1120 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, é corrigida a cada três meses. A elasticidade-renda das exportações corresponde a 1,0712, na primeira diferença, a cada 1% da variação do PIB da Argentina, as exportações, brasileiras possuem uma variação de 1,0712.

Relativamente o modelo vetorial de correção de erros para a equação das importações indica, conforme os resultados da tabela 21, na segunda diferença, que alterações no curto prazo no PIB brasileiro têm efeitos negativos e significativos, sobre as importações e a discrepância do valor efetivo e o de longo prazo das importações no valor de 0,0487 é eliminada, ou corrigida trimestralmente. A elasticidade renda das importações é de -2,14, ou seja, cada variação de 1% na renda interna possibilita para as importações uma variação de -2,14.

Tabela 21 - Modelo vetorial de correção de erros. Estimção da equação de importação (LnMBR) para o Brasil.

Variáveis		
Explicativas	Coefficientes	Estatística t
ΔLnMBR1	-0,032631	-0,1760
ΔLnYBR1	-0,53920	-0,80461
ΔLnMBR2	0,35837	1,9762
ΔLnYBR2	-2,1463	-3,4917
ΔLnMBR3	0,019486	0,11765
ΔLnYBR3	-1,6241	-2,6710
ecm1 (-1)	-0,048775	-3,2367

Fonte: Resultados próprios. Anexo LX

Na análise de autocorrelação serial estima-se o modelo de correção de erros por meio do mecanismo de Gauss Newton. Os resultados obtidos da tabela 22 observam a correta especificação do modelo.

Tabela 22 - Estimação de Máxima Verossimilhança: Valor inicial fixado para o termo de erro: Restrição AR (4) . Estimação da equação das importações (ΔLnMBR – variável dependente) do Brasil.

Variáveis Explicativas	Coefficientes	Estatística t
ΔLnMBR1	-0,23659	-1,3301
ΔLnYBR1	4,9646	6,2277
ΔLnMBR2	0,023610	0,12773
ΔLnYBR2	0,65285	0,57949
ΔLnMBR3	0,025968	0,21759
ΔLnYBR3	0,041997	0,038339
ecm1 (-1)	-0,14030	-1,5252

Fonte: Resultados próprios. Anexo LXII

A especificação do modelo das importações brasileiras confere a correção do problema de autocorrelação serial, permite a obtenção dos resultados, demonstrando que, alterações no curto prazo da renda interna (LnYBR), apresenta efeitos positivos e significativos sobre variações nas importações brasileiras. A discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo no valor de -0,1403 das importações é corrigida a cada trimestre. A elasticidade renda das importações brasileiras corresponde a 4,96, ou, cada variação na renda interna (LnYBR) de 1% faz com que as importações respondam com uma variação de 4,96.

7 CONCLUSÃO

A força propulsora do desenvolvimento deve ser o dinamismo e a competitividade da economia. Um crescimento econômico dinâmico é possibilitado por um setor exportador diversificado e de crescimento acelerado.

Nessa perspectiva, o trabalho pesquisou a relação entre as variáveis exportação, importação e crescimento econômico representado pelo PIB.

Da necessidade de lograr níveis macroeconômicos e reformas estruturais para inserirem-se competitivamente na corrente do comércio mundial, tanto a Argentina, quanto o Brasil, alcançaram na década de 90, a estabilização dos preços.

A Argentina, com a adoção do Plano de Conversibilidade, e o Brasil com a adoção do Plano Real.

Somou-se a tanto, maior abertura comercial representada pela redução tarifária e uma política comercial voltada para mercados regionais e unilaterais.

Nesse contexto, as economias sulinas demonstraram um conjunto de fatores políticos e econômicos que, tanto interna, quanto externamente, afetaram positivamente e negativamente seus cenários econômicos.

Sob esse prisma, este trabalho perscrutou, mediante aplicação do modelo de crescimento de Thirlwall, se as variações das exportações e importações são afetadas por variações do crescimento interno e externo.

Thirlwall (1979) prevê que, se as elasticidades-renda das importações forem maiores do que a elasticidade-renda das exportações, ou, cada vez que as rendas internas e externas crescem, na mesma proporção ocorre um aumento nas importações, relativamente maior que nas exportações, gerando-se um estrangulamento na balança comercial. Tal prerrogativa permite ser uma das justificativas para as baixas taxas de crescimento econômico.

O autor sustenta também que países onde as elasticidades-renda das exportações são maiores do que as elasticidades-renda das importações, têm taxas de crescimento do produto relativamente maiores comparadas com as dos que possuem elasticidade-renda das importações maiores do que as elasticidades-renda das exportações.

Com base na estimação da função exportação e importação expostas em logaritmos naturais, para a Argentina e Brasil de 1992-2006, atendeu-se aos objetivos especificados no primeiro capítulo.

A Argentina apresentou uma relação de longo prazo para as exportações, considerando como renda externa o PIB brasileiro.

Para as importações, também se depreende uma relação de longo prazo com a renda interna representada pelo PIB da própria economia.

O modelo de curto prazo apresentou autocorrelação para a função das exportações, logo, aplica-se o algoritmo de Gauss Newton que corrige o problema.

Então, observa-se que a elasticidade-renda das exportações é maior que a elasticidade-renda das importações.

Ressalta-se que no caso da variação da renda externa ser o PIB brasileiro, a Argentina responde com variações positivas e crescentes nas suas exportações. Quando estimada com o PIB dos Estados Unidos, observa-se que não há relação de longo prazo.

O Brasil demonstrou relação de longo prazo para a função exportação, considerando as duas rendas externas, PIB da Argentina e dos Estados Unidos, e bem assim, para a função importação.

No modelo de correção de erros, as variações das exportações brasileiras respondem negativamente a variações decrescentes das rendas externas, as variações das importações também apresentam a mesma tendência. Porém, as estimações apresentam problema de autocorrelação serial.

Então, ao estimarem-se as função exportação e importação para o Brasil pelo algoritmo de Gauss Newton, obtiveram-se resultados semelhantes ao do modelo de correção de erros quanto à significância estatística.

Anote-se que as variações das exportações são positivas e crescentes, mas não significativas com relação ao PIB dos Estados Unidos. Ao se observar as variações do PIB da Argentina, as exportações respondem positivamente, e com significância estatística.

As importações brasileiras apresentam variação crescente e positiva com relação a variações na renda interna.

Na análise dos coeficientes, conforme a especificação correta das estimações, nota-se que o Brasil apresentou elasticidade-renda das importações maior que a elasticidade-renda das exportações, ao passo que a Argentina

demonstrou elasticidade-renda das importações menor que a elasticidade renda das exportações.

Permite-se entender, com base nos resultados e no que aduz a teoria, que o Brasil apresenta uma especialização em bens de menor valor agregado, desse modo, infere-se que a baixa elasticidade-renda das exportações contribui para decréscimos do balanço de pagamentos.

Ademais, cada vez que as rendas internas e externas crescem, na mesma proporção ocorre um aumento nas importações relativamente maior que nas exportações.

Essa análise, é lastreada no modelo de Thirlwall (1979), que afirma que a taxa de crescimento de longo prazo de um país é determinada pela relação entre a taxa de crescimento de suas exportações e a elasticidade-renda de suas importações.

Por sua vez, a Argentina possui elasticidade-renda das exportações maior que a elasticidade-renda das importações, apresentando uma tendência diferente da brasileira. Para cada aumento proporcional da renda interna e externa, ocorre um aumento nas exportações relativamente maior que nas importações, direcionando superávits na balança comercial.

Contudo, ainda que os fluxos comerciais tenham aumentado, frente a uma maior liberalização comercial e ajustes macroeconômicos nos países em estudo, conclui-se que é preciso maiores valores para a elasticidade-renda dos produtos exportados pelo Brasil e pela Argentina, com uma pauta exportadora diversificada e de maior valor agregado.

8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M.P. Política Comercial Brasileira: limites e oportunidades. In: **PUC-Rio**, de Texto para Discussão n° 457. Rio de Janeiro: maio de 2001.

ABREU, M. P. **Comércio Exterior**: Interesses do Brasil. Rio de Janeiro:Elsevier, 2007.

ATESOGLU, H.S. *Balance of payments constrained Growth Model and its implications for the United States*. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 19, n°3, 1997.

AVERBUG, M. **Argentina – O plano de conversibilidade (1991-2001)**. Disponível em:http://www.ie.ufrj.br/aparte/maverbug_arg_conversibilidade.pdf?PHPSESSID=f567bc3839a29fa70456fef4664720d9#search=%22%20%22plano%20aystral%22%22.Acesso em: 07/01/2008.

BAUMANN, R. **O Brasil e a Economia Global**. 8. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1996.

BERTOGLIO, O.; VELOSO, G. O.; FREITAS, C.A. de. Uma avaliação do Plano de Conversibilidade e o desempenho da economia Argentina (1991-2000). **Análise**, v.15, n.12. Porto Alegre:2004, p. 409-433.

BOUZAS, R. A Argentina depois das reformas. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Funcex, n° 75, ano XX, Rio de Janeiro, janeiro/março de 2005.

CAMPOS, A. C. de; ARIENTI, P. F. F. **A importância das elasticidades-renda das importações e das exportações para o crescimento econômico: uma aplicação do Modelo de Thirlwall ao caso brasileiro**. Ensaios FEE, Porto Alegre, v.29, n°2, p. 787-804, 2002

CANUTO, O. Padrões de especialização, hiatos tecnológicos e Crescimento com Restrição de Divisas. In: **Revista de economia política**, Rio de Janeiro: julho/setembro de 1998.

CARVALHO, C. R. S. de A. **A crise dos anos 80 e a busca da estabilização – As experiências das economias Argentina e brasileira.** Santa Maria: UFSM, 2007, 80 p. Dissertação (Mestrado em Integração Latino-Americana) – Universidade Federal de Santa Maria, 2007.

CARVALHO, V. R. da S. **A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira: investigando as relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico.** São Paulo: USP, 2005, 211p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo

CAVES, R.; FRANKEL, J. & JONES, R. **Economia Internacional:** comércio e transações globais. São Paulo: Saraiva, 2001.

CHIODI, L. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos.** São Paulo: USP, 2002, 153 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo

COUTINHO, L.; BELUZZO, L.G. Desenvolvimento e estabilização sob finanças globalizadas. In: **Economia e Sociedade**, nº7, dezembro de 1996.

DI FILIPPO, A. **Multilateralismo y regionalismo en la integración de América Latina.** 1997. Disponível em: www.difillipo.cl. Capturado:04/09/2006.

DORBUNSCH, R. & FICHER S. **Macroeconomia**, 5. ed. São Paulo: Makron do Brasil, 1991.

Feijó, C. *et al.* **Contabilidade Social:** O novo sistema de contas nacionais do Brasil. 5.ed. Rio de Janeiro: Campus, 2007.

FERREIRA, A. L. **A lei de crescimento de Thirlwall.** Campinas: Unicamp, 2001, 99p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Campinas, 2001.

GALVES, C. **Manual de Economia Política Atual.** 15. ed. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 2004.

GONÇALVES, R. **O Brasil e o comércio internacional:** transformações e perspectivas. 2.ed. São Paulo:2003.

GREMAUND, J. **Economia Brasileira**, 03. ed. Rio de Janeiro:Campus, 2000.

GUIMARÃES, E. P. **Evolução das teorias de comércio internacional**. Estudos em Comércio Exterior. V. 1, n°2. Rio de Janeiro, jan/jun/1997.

GREMAUD, A.P.; VASCONCELLOS, A.A.S.; TONETO Jr., R. **Economia brasileira contemporânea**. 4° ed. São Paulo: Atlas, 2002.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 3.ed. São Paulo: Makron *Books*, 2000.

HADDAD, C. China: o triunfo do capitalismo. In **Valor Econômico**, 7 8 e 9 de outubro de 2005.

HIEKE, H. *Balance of payments constrained growth: a reconsideration of the evidence for the U.S.economy*. **Journal of Post Keynesian Economics**, Knoxville Tennessee, v. 19, n°3, p. 313-325, 1997.

JAIME JR., F. G. Comércio Internacional e Crescimento Econômico. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, FUNCEX, n°69, ano XIV, Rio de Janeiro, outubro/dezembro de 2001.

KRUGMAN, P., OBSTFELD, M. **Economia Internacional: Teoria e Política**, 6.ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.

LAVAGNA, R. **Comércio Exterior e Política Comercial no Brasil e na Argentina: Uma Evolução**. Comparada. Buenos Aires, 1997. Disponível em: www.eclac.org
Capturado: 08/02/2007.

McCOMBIE, J. S. L., & THIRLWALL, A. P. **Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint**. BASINGSTOKE: Mcmillan, 1994.

MORENO BRID, J. C.; PÉREZ, E. Balance-of-payments-constrained growth in Central America: 1950-96. **Journal of Post Keynesian Economics**, Knoxville Tennessee, v.22, n°1, p.131-147, 1999.

NAKABASHI, L. **Crescimento com restrição no Brasil: uma abordagem com diferentes elasticidades**. Texto para discussão n° 203, Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003.

NASSIF, A. L. A articulação das políticas industrial e comercial nas economias em desenvolvimento contemporâneas: uma discussão analítica. **Revista de Economia Política**, v. 20, n.2 (78), p. 3-22, abril-junho 2000.

OLIVEIRA, S.C. **Crescimento econômico no Chile na década de 90**. UFSM-USP – Trabalho de conclusão do curso de Ciências Econômicas. UFSM, 2006. Universidade Federal de Santa Maria, 2006.

PESARAN, M. H.; PESARAN, B. **Working with microfit 4.0. Interactive econometric analysis**. Oxford University Press. 1977.

REDRADO, M.; LACUNZA, H. **Uma nueva inserción comercial para América Latina**. Disponível em: www.eclac.or. Acesso em: 03/03/2007

RONDINEL, R.; PEREIRA, F. Crescimento da economia mexicana na década de 90: Aplicação do Modelo de Thirlwall. **Revista de Integração Latino-americana**, v. 2 n. 1, p. 181-200.

SALVATORE, D. **Economia Internacional**, 06. ed. Rio de Janeiro: LTC, Brasil, 2000.

SILVA, Z. M. A. **Determinantes do saldo da balança comercial: uma análise com dados em painel para o Brasil e Argentina**. Santa Maria: UFSM, Dissertação (Mestrado Integração Latino-Americana) – Universidade Federal de Santa Maria, 2004.

SILVEIRA, E. W. **Países em desenvolvimento da Ásia e América Latina: uma avaliação empírica sobre suas estratégias de crescimento**. Santa Maria: UFSM, 103 p. Dissertação (Mestrado Integração Latino-Americana) – Universidade Federal de Santa Maria, 2007.

SOUZA, N. de J. de. **Desenvolvimento Econômico**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

THIRLWALL, A. P. *The Balance of Payments Constrained Growth as na Explanation of International Growth Rate Differences*. **Banca Nazionale Del Lavoro Quarterly Review**, 1979, 128.

THIRLWALL, A. P. **La naturaleza del crecimiento econômico**: Un marco alternativo para comprender el desempeño de las naciones. México: Fondo de Cultura Econômica, 2003.

UDE, F.A.; GOMES, D. ***Restricción de balanza de pagos y vulnerabilidad externa em la Argentina de los noventa: Um análisis de caso.*** Disponível em: www.mpra.ub.uni.muenchen.de. Acesso em: 07/8/2007

VASCONCELOS, M. A. S. de. **Economia: Micro e Macro.** 4.ed. São Paulo:Atlas, 2007.

VELOSO, G. de O. **Determinantes econômicos, políticos e institucionais da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul entre 1964 e 1998.** Porto Alegre: UFRGS, 2001, 206 p. Tese de Doutorado (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2001.

ANEXOS

ANEXO I – Dados para o Brasil

Período	PIBBR (YBR)	PIBEUA (YEUA)	Exportação (X)	Importação (X)
1992 T1	59,9899	63,43	22,96893	23,35786
1992 T2	63,7235	64,04	22,8275	23,02943
1992 T3	66,9227	64,67	24,3124	22,5959
1992 T4	67,279	65,38	25,97319	22,50394
1993 T1	62,8402	65,46	26,96537	23,1608
1993 T2	66,5516	65,79	27,4004	24,56647
1993 T3	70,2926	66,13	28,04565	26,86548
1993 T4	70,2629	67,02	27,97729	27,6537
1994 T1	65,0448	67,70	27,73377	28,54703
1994 T2	68,0138	68,59	29,23891	29,92643
1994 T3	74,1524	68,97	30,55342	30,59643
1994 T4	77,1363	69,78	31,59858	36,21913
1995 T1	71,6138	69,97	32,21877	42,74829
1995 T2	74,0485	70,10	32,5771	49,73726
1995 T3	75,481	70,67	32,97383	54,36153
1995 T4	75,7631	71,19	33,74729	54,7031
1996 T1	70,9898	71,69	34,15018	53,3237
1996 T2	74,8355	72,86	34,80211	52,0494
1996 T3	79,9968	73,47	34,96612	54,30899
1996 T4	77,4693	74,33	34,64742	58,39464
1997 T1	73,6194	74,91	34,91676	59,20914
1997 T2	78,5434	76,05	36,01628	62,46716
1997 T3	81,2567	76,99	37,42903	65,05518
1997 T4	80,1088	77,56	38,45535	65,40988
1998 T1	74,2085	78,42	39,36227	67,87966
1998 T2	79,6888	78,94	39,32064	66,34262
1998 T3	81,1957	79,85	38,29887	64,89753
1998 T4	78,5463	81,06	37,10964	63,1897
1999 T1	74,6346	81,75	35,75897	60,02365
1999 T2	79,0766	82,42	34,54782	57,98739
1999 T3	80,4155	83,39	33,88563	55,21545
1999 T4	80,3093	84,87	34,83951	53,87546
2000 T1	78,141	85,08	36,29275	55,18917
2000 T2	82,1463	86,42	37,52565	56,39779
2000 T3	83,8136	86,32	39,45934	59,26169
2000 T4	83,8754	86,77	39,97287	61,07462
2001 T1	80,7503	86,66	41,23573	63,70205
2001 T2	83,9977	86,93	41,98595	65,04204
2001 T3	84,1982	86,62	42,13169	63,67578
2001 T4	83,3368	86,96	42,24927	60,83815
2002 T1	80,8202	87,55	40,8721	56,897
2002 T2	85,6389	88,03	39,4372	53,69154
2002 T3	87,3335	88,55	41,62814	52,69312
2002 T4	87,3227	88,59	43,80153	51,72097
2003 T1	82,9055	88,86	46,09059	52,12822
2003 T2	86,4173	89,62	49,57074	51,86548
2003 T3	87,6922	91,25	50,52995	50,98529
2003 T4	88,0116	91,85	53,03351	52,8639
2004 T1	87,3788	92,52	56,22869	55,14976
2004 T2	93,1232	93,32	60,51071	59,11718

2004 T3	92,292	94,15	65,72346	64,05675
2004 T4	91,9415	94,74	70,00726	68,78613
2005 T1	90,2019	95,46	73,63761	71,8865
2005 T2	95,8379	96,13	77,53281	75,03941
2005 T3	95,1095	97,18	81,9379	78,49448
2005 T4	95,1108	97,47	85,85049	80,58329
2006 T1	93,8054	98,62	89,48376	84,93169
2006 T2	97,2884	99,22	91,20555	88,78087
2006 T3	99,2948	99,48	96,18168	94,42985
2006 T4	100	100,00	100	100

Fonte: Ipeadata

ANEXO II – Dados para a Argentina

Período	PIB (YAR)	Exportação (X)	Importação (M)
1992 T1	58,9785	20,38425	32,74439
1992 T2	66,7339	26,4829	40,61692
1992 T3	66,1452	26,52267	49,38762
1992 T4	65,5837	23,94511	45,90383
1993 T1	62,2504	22,96897	36,9619
1993 T2	69,5875	28,29992	43,89204
1993 T3	69,8101	27,32538	52,84758
1993 T4	70,5254	25,60223	56,63189
1994 T1	67,0191	24,31026	55,73826
1994 T2	74,077	34,03739	60,42867
1994 T3	72,9237	33,86237	64,01452
1994 T4	74,0383	34,09308	64,66205
1995 T1	68,4643	36,08592	55,17124
1995 T2	71,3775	50,25457	50,36289
1995 T3	69,6861	41,95704	52,0186
1995 T4	70,3344	38,48051	54,80835
1996 T1	68,0609	37,68496	52,82377
1996 T2	75,0193	52,53779	60,63733
1996 T3	75,4264	51,17741	69,59628
1996 T4	76,8226	47,96022	68,26945
1997 T1	73,7637	45,93477	68,93853
1997 T2	81,0665	57,6611	79,98412
1997 T3	81,7347	55,61655	87,21932
1997 T4	82,7191	51,05807	87,67294
1998 T1	78,1697	46,84169	80,15423
1998 T2	86,6586	60,66826	87,34407
1998 T3	84,3877	54,68576	89,52143
1998 T4	82,36	46,40414	76,88818
1999 T1	76,2486	40,29435	62,59923
1999 T2	82,4021	50,8751	64,50442
1999 T3	80,1178	47,28719	73,40667
1999 T4	81,5829	47,16786	72,82831
2000 T1	76,1137	45,53699	62,9848
2000 T2	82,0748	58,20207	67,53232
2000 T3	79,6275	53,69133	70,75301
2000 T4	80,0081	52,66508	69,21071
2001 T1	74,5728	47,10422	61,43116
2001 T2	81,9365	59,66587	61,85076
2001 T3	75,7026	56,34845	53,57224
2001 T4	71,5994	48,93397	40,29258
2002 T1	62,3883	45,43357	22,11386
2002 T2	70,8658	54,04932	23,00975
2002 T3	68,3058	53,77088	24,48401
2002 T4	69,1528	51,28083	26,47993
2003 T1	65,7679	52,09228	26,84282
2003 T2	76,3571	64,33572	35,71105
2003 T3	75,2446	59,59427	39,86165
2003 T4	77,266	57,67701	45,9628
2004 T1	73,1716	57,95545	49,95464
2004 T2	81,8157	73,84248	58,7208

2004 T3	81,8205	71,94909	64,28895
2004 T4	84,4314	70,34208	67,28283
2005 T1	79,002	66,94511	64,28895
2005 T2	90,3183	84,69372	81,77591
2005 T3	89,3585	86,5712	80,35836
2005 T4	92,0473	81,8218	83,20481
2006 T1	85,9355	78,393	79,85938
2006 T2	97,3136	95,33811	89,11318
2006 T3	97,1698	96,74622	100,6464
2006 T4	100	100	100

Fonte: Indec

ANEXO III – Autocorrelograma da variável LnYBR (logaritmo natural do PIB do Brasil) de 1992-2006.

Variable LnYBR Sample from 1992Q1 to 2006Q3

```
*****
```

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.85381	.13019	43.0103[.000]	45.2350[.000]
2	.74799	.20411	76.0197[.000]	80.5609[.000]
3	.73611	.24622	107.9897[.000]	115.3853[.000]
4	.74008	.28106	140.3053[.000]	151.2262[.000]
5	.61119	.31235	162.3451[.000]	176.1230[.000]
6	.51715	.33200	178.1246[.000]	194.2843[.000]
7	.51738	.34538	193.9178[.000]	212.8110[.000]
8	.51915	.35828	209.8193[.000]	231.8304[.000]
9	.39465	.37081	219.0083[.000]	243.0410[.000]
10	.30798	.37786	224.6044[.000]	250.0076[.000]
11	.31481	.38209	230.4515[.000]	257.4383[.000]
12	.33162	.38646	236.9401[.000]	265.8596[.000]
13	.23773	.39126	240.2746[.000]	270.2815[.000]
14	.19263	.39370	242.4639[.000]	273.2492[.000]
15	.21136	.39529	245.0996[.000]	276.9032[.000]
16	.21038	.39720	247.7108[.000]	280.6075[.000]
17	.10875	.39909	248.4085[.000]	281.6209[.000]
18	.061296	.39959	248.6302[.000]	281.9507[.000]
19	.092217	.39975	249.1319[.000]	282.7158[.000]

```
*****
```

ANEXO IV – Autocorrelograma da variável LnYAR (Logaritmo Natural do PIB Real da Argentina) de 1992-2006.

Variable	LnYAR	Sample from 1992Q1 to 2006Q4		
Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.73160	.12910	32.1144[.000]	33.7473[.000]
2	.67318	.18576	59.3051[.000]	62.8132[.000]
3	.52047	.22274	75.5582[.000]	80.4921[.000]
4	.58326	.24216	95.9699[.000]	103.0908[.000]
5	.31183	.26454	101.8040[.000]	109.6674[.000]
6	.25160	.27060	105.6022[.000]	114.0283[.000]
7	.11267	.27447	106.3640[.000]	114.9194[.000]
8	.19434	.27524	108.6300[.000]	117.6212[.000]
9	-.021692	.27752	108.6582[.000]	117.6555[.000]
10	-.041326	.27755	108.7607[.000]	117.7826[.000]
11	-.13570	.27765	109.8656[.000]	119.1806[.000]
12	-.027369	.27875	109.9105[.000]	119.2386[.000]
13	-.20160	.27880	112.3490[.000]	122.4553[.000]
14	-.20997	.28122	114.9941[.000]	126.0205[.000]
15	-.28944	.28382	120.0208[.000]	132.9461[.000]
16	-.16921	.28870	121.7387[.000]	135.3668[.000]
17	-.29416	.29034	126.9306[.000]	142.8529[.000]
18	-.24452	.29527	130.5180[.000]	148.1485[.000]
19	-.24684	.29862	134.1738[.000]	153.6768[.000]
20	-.064956	.30201	134.4270[.000]	154.0692[.000]

ANEXO V – Autocorrelograma da variável LnYEU (Logaritmo Natural do PIB dos Estados Unidos) 1992-2006.

Variable LnYEU Sample from 1992Q1 to 2006Q4

```
*****
```

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.95110	.12910	54.2756[.000]	57.0353[.000]
2	.90203	.21638	103.0952[.000]	109.2219[.000]
3	.85217	.27192	146.6666[.000]	156.6153[.000]
4	.80284	.31329	185.3396[.000]	199.4318[.000]
5	.75286	.34588	219.3471[.000]	237.7676[.000]
6	.70161	.37219	248.8829[.000]	271.6790[.000]
7	.65053	.39362	274.2741[.000]	301.3819[.000]
8	.60089	.41115	295.9384[.000]	327.2125[.000]
9	.55220	.42553	314.2342[.000]	349.4545[.000]
10	.50488	.43731	329.5284[.000]	368.4192[.000]
11	.45784	.44692	342.1055[.000]	384.3331[.000]
12	.41262	.45467	352.3208[.000]	397.5279[.000]
13	.36704	.46087	360.4041[.000]	408.1909[.000]
14	.32073	.46572	366.5761[.000]	416.5097[.000]
15	.27728	.46938	371.1893[.000]	422.8656[.000]
16	.23478	.47210	374.4966[.000]	427.5260[.000]
17	.19209	.47405	376.7106[.000]	430.7182[.000]
18	.15099	.47534	378.0785[.000]	432.7375[.000]
19	.11076	.47614	378.8145[.000]	433.8506[.000]
20	.071887	.47657	379.1246[.000]	434.3312[.000]

```
*****
```

ANEXO VI – Autocorrelograma da variável LnXBR (Logaritmo Natural das Exportações do Brasil) 1992-2006.

Variable LnXBR Sample from 1992Q1 to 2006Q4

```
*****
```

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.88294	.12910	46.7748[.000]	49.1532[.000]
2	.76825	.20653	82.1874[.000]	87.0080[.000]
3	.73950	.24965	114.9988[.000]	122.6976[.000]
4	.72233	.28382	146.3043[.000]	157.3572[.000]
5	.61987	.31296	169.3589[.000]	183.3461[.000]
6	.51604	.33280	185.3369[.000]	201.6912[.000]
7	.48341	.34588	199.3580[.000]	218.0933[.000]
8	.46423	.35696	212.2886[.000]	233.5105[.000]
9	.36294	.36689	220.1920[.000]	243.1186[.000]
10	.27948	.37282	224.8785[.000]	248.9299[.000]
11	.26400	.37630	229.0602[.000]	254.2210[.000]
12	.25638	.37937	233.0041[.000]	259.3152[.000]
13	.17388	.38225	234.8183[.000]	261.7083[.000]
14	.10713	.38356	235.5069[.000]	262.6364[.000]
15	.10174	.38406	236.1279[.000]	263.4921[.000]
16	.11465	.38451	236.9166[.000]	264.6034[.000]
17	.049793	.38508	237.0653[.000]	264.8179[.000]
18	-.0075586	.38519	237.0688[.000]	264.8229[.000]
19	.0086606	.38519	237.0733[.000]	264.8297[.000]
20	.035689	.38519	237.1497[.000]	264.9482[.000]

```
*****
```


ANEXO VII – Autocorrelograma da variável LnXAR (Logaritmo Natural das Exportações da Argentina) 1992-2006.

Variable LnXAR Sample from 1992Q1 to 2006Q4

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.85158	.12910	43.5112[.000]	45.7236[.000]
2	.75875	.20209	78.0533[.000]	82.6480[.000]
3	.71365	.24501	108.6111[.000]	115.8862[.000]
4	.70484	.27750	138.4192[.000]	148.8880[.000]
5	.56725	.30589	157.7255[.000]	170.6515[.000]
6	.47532	.32294	171.2814[.000]	186.2157[.000]
7	.42347	.33440	182.0409[.000]	198.8024[.000]
8	.41341	.34322	192.2952[.000]	211.0286[.000]
9	.28317	.35142	197.1065[.000]	216.8776[.000]
10	.21154	.35520	199.7914[.000]	220.2069[.000]
11	.17494	.35730	201.6275[.000]	222.5302[.000]
12	.18518	.35872	203.6850[.000]	225.1878[.000]
13	.096947	.36031	204.2489[.000]	225.9317[.000]
14	.064215	.36075	204.4964[.000]	226.2651[.000]
15	.041622	.36094	204.6003[.000]	226.4083[.000]
16	.061590	.36102	204.8279[.000]	226.7290[.000]
17	-.010630	.36119	204.8347[.000]	226.7388[.000]
18	-.027505	.36120	204.8801[.000]	226.8058[.000]
19	-.011722	.36123	204.8883[.000]	226.8183[.000]
20	.038886	.36124	204.9790[.000]	226.9589[.000]

.....

ANEXO VIII – Autocorrelograma da variável LnMBR (Logaritmo Natural das Importações do Brasil) 1992-2006.

Variable LnMBR Sample from 1992Q1 to 2006Q4

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.86790	.12910	45.1945[.000]	47.4926[.000]
2	.74246	.20439	78.2696[.000]	82.8487[.000]
3	.65090	.24525	103.6902[.000]	110.4992[.000]
4	.58753	.27253	124.4016[.000]	133.4296[.000]
5	.46951	.29288	137.6278[.000]	148.3391[.000]
6	.37117	.30517	145.8939[.000]	157.8298[.000]
7	.31054	.31260	151.6801[.000]	164.5987[.000]
8	.25683	.31770	155.6378[.000]	169.3175[.000]
9	.13491	.32114	156.7298[.000]	170.6450[.000]
10	.051290	.32209	156.8876[.000]	170.8407[.000]
11	-.0082968	.32222	156.8918[.000]	170.8459[.000]
12	-.0079313	.32222	156.8955[.000]	170.8508[.000]
13	-.046187	.32223	157.0235[.000]	171.0196[.000]
14	-.059972	.32234	157.2393[.000]	171.3105[.000]
15	-.053315	.32252	157.4099[.000]	171.5455[.000]
16	-.047857	.32267	157.5473[.000]	171.7391[.000]
17	-.092507	.32279	158.0608[.000]	172.4794[.000]
18	-.11181	.32323	158.8108[.000]	173.5866[.000]
19	-.088266	.32387	159.2783[.000]	174.2935[.000]
20	-.042204	.32428	159.3851[.000]	174.4592[.000]

.....

ANEXO IX – Autocorrelograma da variável LnMAR (Logaritmo Natural das importações da Argentina) 1992-2006.

Variable LnMAR Sample from 1992Q1 to 2006Q4

```
*****
```

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	.88456	.12910	46.9467[.000]	49.3338[.000]
2	.73702	.20676	79.5384[.000]	84.1732[.000]
3	.61705	.24669	102.3835[.000]	109.0222[.000]
4	.49848	.27119	117.2922[.000]	125.5283[.000]
5	.30777	.28606	122.9757[.000]	131.9352[.000]
6	.13992	.29152	124.1502[.000]	133.2837[.000]
7	.019120	.29264	124.1722[.000]	133.3094[.000]
8	-.054317	.29266	124.3492[.000]	133.5205[.000]
9	-.16497	.29283	125.9820[.000]	135.5055[.000]
10	-.24903	.29438	129.7030[.000]	140.1195[.000]
11	-.29141	.29787	134.7981[.000]	146.5664[.000]
12	-.31754	.30258	140.8479[.000]	154.3807[.000]
13	-.38752	.30808	149.8584[.000]	166.2668[.000]
14	-.44464	.31610	161.7204[.000]	182.2548[.000]
15	-.46916	.32636	174.9273[.000]	200.4510[.000]
16	-.46859	.33741	188.1018[.000]	219.0150[.000]
17	-.49968	.34809	203.0828[.000]	240.6155[.000]
18	-.48819	.35985	217.3825[.000]	261.7246[.000]
19	-.41674	.37072	227.8027[.000]	277.4819[.000]
20	-.32786	.37845	234.2521[.000]	287.4785[.000]

```
*****
```


ANEXO XII – Regressão incluindo tendência para a variável LnYEU (Logaritmo Natural do PIB dos Estados Unidos) 1992-2006

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LnYEU

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	4.1550	.0043638	952.1712[.000]
T	.0077754	.1223E-3	63.5606[.000]

R-Squared	.98633	R-Bar-Squared	.98608
S.E. of Regression	.015596	F-stat. F(1, 56)	4039.9[.000]
Mean of Dependent Variable	4.4000	S.D. of Dependent Variable	.13221
Residual Sum of Squares	.013622	Equation Log-likelihood	160.0414
Akaike Info. Criterion	158.0414	Schwarz Bayesian Criterion	155.9810
DW-statistic	.093261		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 53.2219[.000]*F(4, 52)= 144.8033[.000]*

* * * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 26.8363[.000]*F(1, 55)= 47.3626[.000]*

* * * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 10.8567[.004]* Not applicable *

* * * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .0078245[.930]*F(1, 56)= .0075557[.931]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XIII – Regressão incluindo tendência para a variável LnXBR (Logaritmo Natural das Exportações do Brasil) 1992-2006.

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LnXBR

59 observations used for estimation from 1992Q2 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	3.0613	.048187	63.5298[.000]
T	.020544	.0013624	15.0793[.000]

R-Squared	.79957	R-Bar-Squared	.79605
S.E. of Regression	.17821	F-stat. F(1, 57)	227.3857[.000]
Mean of Dependent Variable	3.6982	S.D. of Dependent Variable	.39461
Residual Sum of Squares	1.8102	Equation Log-likelihood	19.0635
Akaike Info. Criterion	17.0635	Schwarz Bayesian Criterion	14.9860
DW-statistic	.51251		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 43.8879[.000]*F(4, 53)= 38.4799[.000]*

* * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 27.0530[.000]*F(1, 56)= 47.4212[.000]*

* * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= .61595[.735]* Not applicable *

* * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 9.4425[.002]*F(1, 57)= 10.8606[.002]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XIV – Regressão incluindo tendência da variável LnXAR (Logaritmo Natural das Exportações da Argentina) 1992-2006.

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LnXAR

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	3.3272	.045653	72.8787[.000]
T	.018684	.0012798	14.5994[.000]

R-Squared	.79193	R-Bar-Squared	.78822
S.E. of Regression	.16317	F-stat. F(1, 56)	213.1421[.000]
Mean of Dependent Variable	3.9157	S.D. of Dependent Variable	.35456
Residual Sum of Squares	1.4909	Equation Log-likelihood	23.8724
Akaike Info. Criterion	21.8724	Schwarz Bayesian Criterion	19.8119
DW-statistic	.74161		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 35.0551[.000]*F(4, 52)= 19.8613[.000]*

* * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 1.1635[.281]*F(1, 55)= 1.1259[.293]*

* * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 1.5446[.462]* Not applicable *

* * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 5.0598[.024]*F(1, 56)= 5.3522[.024]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XV – Regressão incluindo tendência para a variável LnMBR (Logaritmo Natural das Importações do Brasil) 1992-2006.

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LnMBR

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	3.4301	.065385	52.4596[.000]
T	.016067	.0018329	8.7657[.000]

R-Squared	.57843	R-Bar-Squared	.57090
S.E. of Regression	.23369	F-stat. F(1, 56)	76.8375[.000]
Mean of Dependent Variable	3.9362	S.D. of Dependent Variable	.35675
Residual Sum of Squares	3.0582	Equation Log-likelihood	3.0379
Akaike Info. Criterion	1.0379	Schwarz Bayesian Criterion	-1.0226
DW-statistic	.30829		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * *
 * A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 38.9524[.000]*F(4, 52)= 26.5850[.000]*
 * * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 5.2147[.022]*F(1, 55)= 5.4335[.023]*
 * * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 2.2962[.317]* Not applicable *
 * * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 12.1381[.000]*F(1, 56)= 14.8213[.000]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted value

ANEXO XVI – Regressão incluindo tendência para a variável LnMAR (Logaritmo Natural das Importações da Argentina) 1992-2006.

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is LnMAR

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	4.0031	.10097	39.6455[.000]
T	.0018915	.0028306	.66822[.507]

R-Squared	.0079105	R-Bar-Squared	-.0098054
S.E. of Regression	.36088	F-stat. F(1, 56)	.44652[.507]
Mean of Dependent Variable	4.0627	S.D. of Dependent Variable	.35912
Residual Sum of Squares	7.2931	Equation Log-likelihood	-22.1665
Akaike Info. Criterion	-24.1665	Schwarz Bayesian Criterion	-26.2269
DW-statistic	.14935		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 50.6772[.000]*F(4, 52)= 89.9660[.000]*

* * * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= .26840[.604]*F(1, 55)= .25570[.615]*

* * * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 15.7636[.000]* Not applicable *

* * * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 5.2264[.022]*F(1, 56)= 5.5459[.022]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XVII – Teste de Raiz Unitária da variável LnYBR

Unit root tests for variable LnYBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-1.8747	97.2614	95.2614	93.2724	94.4943
ADF(1)	-1.6200	97.7242	94.7242	91.7407	93.5735
ADF(2)	-1.0760	110.0565	106.0565	102.0786	104.5224
ADF(3)	-1.1228	128.2946	123.2946	118.3222	121.3770
ADF(4)	-.70502	138.4319	132.4319	126.4650	130.1307

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9157

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LnYBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-5.9750	109.8614	106.8614	103.8779	105.7108
ADF(1)	-6.7297	113.8172	109.8172	105.8392	108.2830
ADF(2)	-3.7885	116.4524	111.4524	106.4800	109.5347
ADF(3)	-2.1526	130.3932	124.3932	118.4262	122.0919
ADF(4)	-2.9403	142.7320	135.7320	128.7706	133.0473

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4935

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XVIII – Teste de raiz unitária da variável LnYAR

Unit root tests for variable LnYAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.3056	74.2784	72.2784	70.2710	71.5021
ADF(1)	-1.0208	80.0944	77.0944	74.0834	75.9301
ADF(2)	-1.1456	80.2780	76.2780	72.2634	74.7255
ADF(3)	-.24283	88.2522	83.2522	78.2339	81.3116
ADF(4)	-2.1701	122.0969	116.0969	110.0749	113.7681

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9147

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LnYAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.9193	75.8362	72.8362	69.8252	71.6718
ADF(1)	-1.5006	80.8001	76.8001	72.7854	75.2476
ADF(2)	-1.6519	81.0971	76.0971	71.0788	74.1565
ADF(3)	-.67161	88.6119	82.6119	76.5899	80.2831
ADF(4)	-3.4062	125.7684	118.7684	111.7427	116.0515

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4919

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XIX – Teste de raiz unitária da variável LnYEU

Unit root tests for variable LnYEU

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-1.6108	218.0311	216.0311	214.0238	215.2548
ADF(1)	-1.4985	218.3956	215.3956	212.3846	214.2313
ADF(2)	-1.3426	221.0164	217.0164	213.0017	215.4639
ADF(3)	-1.3637	221.1988	216.1988	211.1805	214.2582
ADF(4)	-1.2941	221.3450	215.3450	209.3230	213.0162

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9147

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LnYEU

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-1.0160	218.3864	215.3864	212.3754	214.2221
ADF(1)	-1.1784	218.9307	214.9307	210.9161	213.3782
ADF(2)	-1.6609	222.2366	217.2366	212.2183	215.2960
ADF(3)	-1.5483	222.2687	216.2687	210.2467	213.9399
ADF(4)	-1.7201	222.7362	215.7362	208.7105	213.0193

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4919

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XX – Teste de raiz unitária da variável LnXBR

Unit root tests for variable LnXBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-.52639	34.8907	32.8907	30.8834	32.1145
ADF(1)	-.31264	35.0492	32.0492	29.0382	30.8848
ADF(2)	1.2596	50.3749	46.3749	42.3602	44.8224
ADF(3)	2.3024	55.4657	50.4657	45.4474	48.5251
ADF(4)	1.0380	61.6037	55.6037	49.5817	53.2750

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9147

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LnXBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.5310	38.1866	35.1866	32.1756	34.0222
ADF(1)	-2.3826	38.2309	34.2309	30.2163	32.6784
ADF(2)	-.56295	51.1827	46.1827	41.1643	44.2420
ADF(3)	.28593	55.8036	49.8036	43.7816	47.4749
ADF(4)	-.84139	62.7936	55.7936	48.7679	53.0767

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4919

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XXI – Teste de raiz unitária da variável LnXAR

Unit root tests for variable LnXAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-1.9469	31.8448	29.8448	27.8374	29.0685
ADF(1)	-1.6522	32.8736	29.8736	26.8626	28.7093
ADF(2)	-1.1550	37.9447	33.9447	29.9301	32.3922
ADF(3)	-0.98324	50.6177	45.6177	40.5994	43.6771
ADF(4)	-0.88558	72.7081	66.7081	60.6861	64.3794

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9147

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LnXAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-3.8324	36.8133	33.8133	30.8023	32.6489
ADF(1)	-3.3106	36.8567	32.8567	28.8421	31.3042
ADF(2)	-2.2191	39.8539	34.8539	29.8356	32.9133
ADF(3)	-1.3389	51.2010	45.2010	39.1790	42.8723
ADF(4)	-2.5432	75.7565	68.7565	61.7309	66.0396

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4919

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XXII – Teste de raiz unitária da variável LnMBR

Unit root tests for variable MBRLOG

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.2781	37.6828	35.6828	33.6755	34.9065
ADF(1)	-2.1476	37.7642	34.7642	31.7532	33.5998
ADF(2)	-2.0581	38.2841	34.2841	30.2694	32.7316
ADF(3)	-2.0728	39.2391	34.2391	29.2208	32.2985
ADF(4)	-2.0364	42.6647	36.6647	30.6427	34.3359

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9147

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable MBRLOG

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.7644	39.0101	36.0101	32.9991	34.8457
ADF(1)	-2.6116	39.0120	35.0120	30.9973	33.4595
ADF(2)	-2.4011	39.2800	34.2800	29.2616	32.3393
ADF(3)	-2.2413	39.9665	33.9665	27.9445	31.6377
ADF(4)	-2.5949	44.1452	37.1452	30.1195	34.4283

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4919

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XXIII – Teste de raiz unitária da variável LnMAR

Unit root tests for variable LnMAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-1.3096	32.4526	30.4526	28.4453	29.6764
ADF(1)	-2.0119	36.1446	33.1446	30.1336	31.9802
ADF(2)	-1.8786	36.1479	32.1479	28.1332	30.5954
ADF(3)	-2.1051	36.8399	31.8399	26.8216	29.8993
ADF(4)	-3.3849	44.7099	38.7099	32.6879	36.3812

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9147

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable LnMAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

55 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q2 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-1.2993	32.4642	29.4642	26.4532	28.2998
ADF(1)	-1.9927	36.1456	32.1456	28.1309	30.5931
ADF(2)	-1.8605	36.1487	31.1487	26.1304	29.2081
ADF(3)	-2.0843	36.8407	30.8407	24.8187	28.5119
ADF(4)	-3.3494	44.7105	37.7105	30.6849	34.9936

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4919

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XXIV – Autocorrelograma da variável ΔLnYBR (Primeira diferença do logaritmo natural do PIB do Brasil)

Variable ΔLnYBR Sample from 1992Q2 to 2006Q3

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
-------	-----------------------------	----------------	----------------------	---------------------

1	-.14366	.13131	1.1970[.274]	1.2600[.262]
2	-.55611	.13399	19.1342[.000]	20.4785[.000]
3	-.17121	.16917	20.8344[.000]	22.3332[.000]
4	.81938	.17213	59.7743[.000]	65.5997[.000]
5	-.16667	.22974	61.3855[.000]	67.4237[.000]
6	-.48610	.23181	75.0902[.000]	83.2369[.000]
7	-.082536	.24877	75.4853[.000]	83.7017[.000]
8	.73708	.24924	106.9960[.000]	121.5145[.000]
9	-.22692	.28435	109.9824[.000]	125.1714[.000]
10	-.38129	.28745	118.4147[.000]	135.7118[.000]
11	-.0038410	.29604	118.4156[.000]	135.7129[.000]
12	.64782	.29605	142.7563[.000]	167.4616[.000]
13	-.28280	.31955	147.3947[.000]	173.6462[.000]
14	-.37892	.32384	155.7223[.000]	185.0019[.000]
15	.030803	.33140	155.7773[.000]	185.0787[.000]
16	.58307	.33144	175.4953[.000]	213.2472[.000]
17	-.26235	.34868	179.4874[.000]	219.0894[.000]
18	-.32198	.35207	185.5003[.000]	228.1088[.000]
19	.022928	.35711	185.5308[.000]	228.1557[.000]

.....

ANEXO XXV – Autocorrelograma da variável ΔLnYAR (Primeira diferença do logaritmo natural do PIB da Argentina)

Variable Ln Δ YAR Sample from 1992Q2 to 2006Q4

Order Autocorrelation Standard Box-Pierce Ljung-Box
 Coefficient Error Statistic Statistic

1	-.47094	.13019	13.0852[.000]	13.7621[.000]
2	.25042	.15642	16.7852[.000]	17.7216[.000]
3	-.51536	.16307	32.4553[.000]	34.7909[.000]
4	.83396	.18867	73.4891[.000]	80.3011[.000]
5	-.48242	.24325	87.2203[.000]	95.8123[.000]
6	.21033	.25896	89.8304[.000]	98.8163[.000]
7	-.49664	.26184	104.3826[.000]	115.8872[.000]
8	.73523	.27735	136.2756[.000]	154.0337[.000]
9	-.44473	.30862	147.9449[.000]	168.2702[.000]
10	.19482	.31930	150.1843[.000]	171.0581[.000]
11	-.45991	.32131	162.6639[.000]	186.9175[.000]
12	.67894	.33228	189.8604[.000]	222.2152[.000]
13	-.41911	.35501	200.2241[.000]	235.9584[.000]
14	.15990	.36330	201.7327[.000]	238.0033[.000]
15	-.41676	.36449	211.9803[.000]	252.2102[.000]
16	.62293	.37248	234.8751[.000]	284.6888[.000]
17	-.40012	.38974	244.3207[.000]	298.4075[.000]
18	.11443	.39664	245.0932[.000]	299.5569[.000]
19	-.38191	.39720	253.6986[.000]	312.6800[.000]

.....

ANEXO XXVI – Autocorrelação da variável ΔLnYEU (Primeira diferença do logaritmo natural do PIB dos Estados Unidos)

Variable ΔLnYEU

Sample from 1992Q2 to 2006Q4

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
-------	-----------------------------	----------------	----------------------	---------------------

1	.12381	.13019	.90436[.342]	.95114[.329]
2	.30406	.13217	6.3592[.042]	6.7887[.034]
3	-.0071515	.14354	6.3622[.095]	6.7920[.079]
4	.16820	.14354	8.0313[.090]	8.6432[.071]
5	-.042786	.14685	8.1393[.149]	8.7652[.119]
6	.11600	.14706	8.9332[.177]	9.6789[.139]
7	-.027306	.14860	8.9772[.254]	9.7305[.204]
8	-.050760	.14868	9.1292[.332]	9.9124[.271]
9	-.0031193	.14898	9.1298[.425]	9.9131[.358]
10	-.019333	.14898	9.1518[.518]	9.9405[.446]
11	-.14937	.14902	10.4682[.489]	11.6134[.393]
12	-.16362	.15154	12.0478[.442]	13.6635[.323]
13	-.10912	.15450	12.7503[.467]	14.5951[.333]
14	-.044747	.15580	12.8684[.537]	14.7552[.395]
15	-.047551	.15602	13.0018[.602]	14.9402[.456]
16	-.028547	.15627	13.0499[.669]	15.0084[.524]
17	-.21146	.15636	15.6881[.546]	18.8401[.338]
18	-.12744	.16113	16.6463[.548]	20.2657[.318]
19	.059461	.16283	16.8549[.600]	20.5839[.360]

ANEXO XXVII – Autocorrelação da variável ΔLnXBR (Primeira diferença das exportações do Brasil)

Variable ΔLnXBR

Sample from 1992Q2 to 2006Q4

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
-------	--------------------------------	-------------------	-------------------------	------------------------

1	-.088508	.13019	.46218[.497]	.48609[.486]
2	-.60695	.13120	22.1970[.000]	23.7461[.000]
3	-.050855	.17234	22.3496[.000]	23.9123[.000]
4	.70868	.17260	51.9806[.000]	56.7758[.000]
5	-.074870	.21637	52.3113[.000]	57.1494[.000]
6	-.55014	.21681	70.1679[.000]	77.7014[.000]
7	-.028112	.23930	70.2145[.000]	77.7561[.000]
8	.66005	.23935	95.9192[.000]	108.5008[.000]
9	-.082251	.26844	96.3183[.000]	108.9878[.000]
10	-.53937	.26887	113.4826[.000]	130.3555[.000]
11	.044990	.28662	113.6020[.000]	130.5073[.000]
12	.58930	.28674	134.0910[.000]	157.0994[.000]
13	-.033522	.30658	134.1573[.000]	157.1873[.000]
14	-.49080	.30664	148.3693[.000]	176.4525[.000]
15	-.049442	.31968	148.5135[.000]	176.6524[.000]
16	.52911	.31981	165.0312[.000]	200.0845[.000]
17	-.051782	.33432	165.1894[.000]	200.3143[.000]
18	-.40806	.33445	175.0139[.000]	214.9312[.000]
19	-.081717	.34279	175.4079[.000]	215.5321[.000]

.....

ANEXO XXVIII – Autocorrelação da ΔLnXAR (Primeira diferença da variável exportação da Argentina)

Variable ΔLnXAR Sample from 1992Q2 to 2006Q4

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
-------	-----------------------------	----------------	----------------------	---------------------

1	-.21170	.13019	2.6443[.104]	2.7811[.095]
2	-.36482	.13590	10.4970[.005]	11.1848[.004]
3	-.25160	.15159	14.2320[.003]	15.2533[.002]
4	.83622	.15851	55.4888[.000]	61.0109[.000]
5	-.23513	.22098	58.7506[.000]	64.6955[.000]
6	-.33179	.22518	65.2457[.000]	72.1710[.000]
7	-.22918	.23332	68.3445[.000]	75.8061[.000]
8	.77928	.23710	104.1741[.000]	118.6612[.000]
9	-.20516	.27713	106.6575[.000]	121.6909[.000]
10	-.30791	.27969	112.2510[.000]	128.6543[.000]
11	-.20831	.28538	114.8112[.000]	131.9079[.000]
12	.74055	.28795	147.1681[.000]	173.9029[.000]
13	-.18070	.31860	149.0946[.000]	176.4576[.000]
14	-.29718	.32033	154.3051[.000]	183.5208[.000]
15	-.23107	.32497	157.4554[.000]	187.8882[.000]
16	.64521	.32774	182.0166[.000]	222.7309[.000]
17	-.18850	.34861	184.1130[.000]	225.7757[.000]
18	-.27186	.35033	188.4737[.000]	232.2636[.000]
19	-.20206	.35389	190.8826[.000]	235.9370[.000]

ANEXO XXIX – Autocorrelação da Δ LnMBR (Primeira diferença do logaritmo natural das importações do Brasil)

Variable	Δ LnMBR	Sample from 1992Q2 to 2006Q4		
Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
1	-.11377	.13019	.76370[.382]	.80320[.370]
2	-.14802	.13186	2.0564[.358]	2.1867[.335]
3	-.12883	.13465	3.0357[.386]	3.2534[.354]
4	.37435	.13672	11.3037[.023]	12.4233[.014]
5	-.11048	.15311	12.0239[.034]	13.2368[.021]
6	-.10783	.15446	12.7098[.048]	14.0264[.029]
7	-.11803	.15573	13.5318[.060]	14.9906[.036]
8	.45617	.15724	25.8095[.001]	29.6756[.000]
9	-.18504	.17826	27.8296[.001]	32.1402[.000]
10	-.083039	.18149	28.2364[.002]	32.6466[.000]
11	-.097008	.18213	28.7916[.002]	33.3522[.000]
12	.38095	.18301	37.3538[.000]	44.4648[.000]
13	-.062545	.19599	37.5846[.000]	44.7709[.000]
14	-.26418	.19632	41.7024[.000]	50.3528[.000]
15	.0087116	.20226	41.7069[.000]	50.3590[.000]
16	.32453	.20227	47.9208[.000]	59.1742[.000]
17	-.20653	.21091	50.4374[.000]	62.8292[.000]
18	-.19665	.21431	52.7191[.000]	66.2239[.000]
19	-.060280	.21734	52.9335[.000]	66.5509[.000]

ANEXO XXX – Autocorrelação da ΔLnMAR (Primeira diferença do logaritmo natural das importações da Argentina)

Variable ΔLnMAR Sample from 1992Q2 to 2006Q4

Order	Autocorrelation Coefficient	Standard Error	Box-Pierce Statistic	Ljung-Box Statistic
-------	-----------------------------	----------------	----------------------	---------------------

1	.30265	.13019	5.4042[.020]	5.6837[.017]
2	-.042953	.14161	5.5130[.064]	5.8002[.055]
3	-.0016418	.14183	5.5132[.138]	5.8003[.122]
4	.34738	.14183	12.6331[.013]	13.6970[.008]
5	-.065723	.15559	12.8879[.024]	13.9849[.016]
6	-.24537	.15606	16.4400[.012]	18.0731[.006]
7	-.17399	.16246	18.2261[.011]	20.1684[.005]
8	.17835	.16559	20.1030[.010]	22.4132[.004]
9	-.12539	.16882	21.0307[.013]	23.5450[.005]
10	-.20789	.17039	23.5806[.009]	26.7195[.003]
11	-.030012	.17463	23.6338[.014]	26.7870[.005]
12	.29517	.17472	28.7740[.004]	33.4584[.001]
13	-.061545	.18298	28.9975[.007]	33.7547[.001]
14	-.15044	.18333	30.3328[.007]	35.5648[.001]
15	.0012414	.18541	30.3329[.011]	35.5649[.002]
16	.21101	.18541	32.9598[.007]	39.2915[.001]
17	-.17332	.18944	34.7321[.007]	41.8655[.001]
18	-.29512	.19211	39.8709[.002]	49.5110[.000]
19	-.093615	.19964	40.3879[.003]	50.2995[.000]

.....

ANEXO XXXII – Regressão incluindo a tendência para a variável ΔLnYAR

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is $\Delta \text{LnYARLOG}$

57 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.2021E-3	.018698	.010807[.991]
T	.2062E-3	.5328E-3	.38695[.700]

R-Squared	.0027149	R-Bar-Squared	-.015418
S.E. of Regression	.066178	F-stat. F(1, 55)	.14973[.700]
Mean of Dependent Variable	.0065931	S.D. of Dependent Variable	.065674
Residual Sum of Squares	.24087	Equation Log-likelihood	74.9168
Akaike Info. Criterion	72.9168	Schwarz Bayesian Criterion	70.8738
DW-statistic	2.9863		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 43.8723[.000]*F(4, 51)= 42.6099[.000]*

* * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= .63582[.425]*F(1, 54)= .60915[.439]*

* * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 2.2248[.329]* Not applicable *

* * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 2.7907[.095]*F(1, 55)= 2.8314[.098]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XXXIII – Regressão incluindo a tendência para a variável ΔLnYEU

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is ΔLnYEU

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.0092340	.0013137	7.0289[.000]
T	-.4921E-4	.3683E-4	-1.3363[.187]

R-Squared	.030901	R-Bar-Squared	.013596
S.E. of Regression	.0046953	F-stat. F(1, 56)	1.7856[.187]
Mean of Dependent Variable	.0076838	S.D. of Dependent Variable	.0047275
Residual Sum of Squares	.0012346	Equation Log-likelihood	229.6685
Akaike Info. Criterion	227.6685	Schwarz Bayesian Criterion	225.6081
DW-statistic	1.8051		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 5.8070[.214]*F(4, 52)= 1.4464[.232]*

* B:Functional Form *CHSQ(1)= .18390[.668]*F(1, 55)= .17494[.677]*

* C:Normality *CHSQ(2)= .041668[.979]* Not applicable *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .5573E-3[.981]*F(1, 56)= .5380E-3[.982]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XXXIV – Regressão incluindo tendência para a ΔLnXBR (Primeira diferença da variável exportação do Brasil)

Ordinary Least Squares Estimation

***Dependent variable is ΔLnXBR

59 observations used for estimation from 1992Q2 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.12819	.16044	.79900[.428]
XBRLOGDEF	-.027771	.043460	-.63900[.525]

R-Squared	.0071125	R-Bar-Squared	-.010307
S.E. of Regression	.12729	F-stat. F(1, 57)	.40832[.525]
Mean of Dependent Variable	.026219	S.D. of Dependent Variable	.12664
Residual Sum of Squares	.92350	Equation Log-likelihood	38.9177
Akaike Info. Criterion	36.9177	Schwarz Bayesian Criterion	34.8402
DW-statistic	2.1170		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

**** A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 35.5085[.000]*F(4, 53)= 20.0280[.000]*
* * * ** B:Functional Form *CHSQ(1)= 2.0025[.157]*F(1, 56)= 1.9674[.166]*
* * * ** C:Normality *CHSQ(2)= 2.6959[.260]* Not applicable *
* * * ** D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .25223[.616]*F(1, 57)= .24473[.623]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XXXV – Regressão incluindo a tendência para a variável ΔLnXAR (Primeira diferença da variável exportação da Argentina)

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is ΔLnXAR

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.018504	.039297	.47088[.640]
T	.1376E-3	.0011016	.12490[.901]

R-Squared	.2785E-3	R-Bar-Squared	-.017574
S.E. of Regression	.14045	F-stat. F(1, 56)	.015600[.901]
Mean of Dependent Variable	.022839	S.D. of Dependent Variable	.13923
Residual Sum of Squares	1.1046	Equation Log-likelihood	32.5681
Akaike Info. Criterion	30.5681	Schwarz Bayesian Criterion	28.5076
DW-statistic	2.4358		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 43.3183[.000]*F(4, 52)= 38.3565[.000]*

* * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= .27178[.602]*F(1, 55)= .25894[.613]*

* * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 8.4504[.015]* Not applicable *

* * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 1.5157[.218]*F(1, 56)= 1.5027[.225]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XXXVI – Regressão incluindo a tendência para a variável ΔLnMBR (Primeira diferença do logaritmo natural das importações do Brasil)

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is ΔLnMBR

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.044404	.036188	1.2270[.225]
T	-.5064E-3	.0010145	-.49916[.620]

R-Squared	.0044296	R-Bar-Squared	-.013348
S.E. of Regression	.12934	F-stat. F(1, 56)	.24916[.620]
Mean of Dependent Variable	.028453	S.D. of Dependent Variable	.12848
Residual Sum of Squares	.93679	Equation Log-likelihood	37.3479
Akaike Info. Criterion	35.3479	Schwarz Bayesian Criterion	33.2874
DW-statistic	2.2276		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 10.0692[.039]*F(4, 52)= 2.7310[.039]*

* * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 2.6453[.104]*F(1, 55)= 2.6283[.111]*

* * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 2.7792[.249]* Not applicable *

* * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 3.3790[.066]*F(1, 56)= 3.4643[.068]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XXXVII- Regressão incluindo tendência para a variável ΔLnMAR (Primeira diferença das importações da Argentina)

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is DMARLOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.0043351	.039461	.10986[.913]
T	.3556E-3	.0011062	.32148[.749]

R-Squared	.0018421	R-Bar-Squared	-.015982
S.E. of Regression	.14104	F-stat. F(1, 56)	.10335[.749]
Mean of Dependent Variable	.015537	S.D. of Dependent Variable	.13992
Residual Sum of Squares	1.1139	Equation Log-likelihood	32.3265
Akaike Info. Criterion	30.3265	Schwarz Bayesian Criterion	28.2661
DW-statistic	1.4110		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 11.1961[.024]*F(4, 52)= 3.1098[.023]*

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 2.8881[.089]*F(1, 55)= 2.8822[.095]*

* C:Normality *CHSQ(2)= 91.2227[.000]* Not applicable *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .094309[.759]*F(1, 56)= .091205[.764]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO XXXVIII – Teste de Raiz Unitária da variável ΔLnYBR

Unit root tests for variable ΔLnYBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

53 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.3576	94.5071	92.5071	90.5369	91.7495
ADF(1)	-11.0681	107.3111	104.3111	101.3557	103.1746
ADF(2)	-14.0972	125.3137	121.3137	117.3731	119.7984
ADF(3)	-3.2979	135.2401	130.2401	125.3144	128.3459
ADF(4)	-4.1501	138.3243	132.3243	126.4134	130.0512

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9167

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ΔLnYBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

53 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.2682	94.5084	91.5084	88.5530	90.3719
ADF(1)	-10.9566	107.3283	103.3283	99.3877	101.8129
ADF(2)	-13.9955	125.4536	120.4536	115.5279	118.5594
ADF(3)	-3.2464	135.2432	129.2432	123.3323	126.9702
ADF(4)	-4.1001	138.3573	131.3573	124.4613	128.7055

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4952

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XXXIX – Teste de raiz unitária da variável ΔLnYAR

Unit root tests for variable ΔLnYAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-12.4875	78.4637	76.4637	74.4747	75.6966
ADF(1)	-5.8891	78.5403	75.5403	72.5569	74.3897
ADF(2)	-7.9805	87.0504	83.0504	79.0725	81.5163
ADF(3)	-1.5959	116.9138	111.9138	106.9414	109.9961
ADF(4)	-2.9861	127.3002	121.3002	115.3333	118.9990

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9157

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ΔLnYAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-12.4268	78.6936	75.6936	72.7101	74.5430
ADF(1)	-5.8811	78.7561	74.7561	70.7781	73.2219
ADF(2)	-7.9885	87.4207	82.4207	77.4483	80.5031
ADF(3)	-1.6451	117.1893	111.1893	105.2223	108.8881
ADF(4)	-2.9888	127.4326	120.4326	113.4712	117.7479

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4935

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XL – Teste de raiz unitária da variávelUnit root tests for variable ΔLnYEU

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-6.3645	212.8664	210.8664	208.8774	210.0993
ADF(1)	-3.4217	215.8058	212.8058	209.8223	211.6552
ADF(2)	-3.2332	215.9022	211.9022	207.9243	210.3681
ADF(3)	-2.6542	216.1281	211.1281	206.1556	209.2104
ADF(4)	-2.5879	216.2101	210.2101	204.2431	207.9088

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9157

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ΔLnYEU

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-6.6120	214.0484	211.0484	208.0649	209.8977
ADF(1)	-3.6535	216.7922	212.7922	208.8143	211.2581
ADF(2)	-3.4758	216.9328	211.9328	206.9603	210.0151
ADF(3)	-2.9057	217.0540	211.0540	205.0871	208.7528
ADF(4)	-2.8594	217.1967	210.1967	203.2353	207.5119

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4935

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XLI – Teste de raiz unitária da variável ΔLnXBR

Unit root tests for variable ΔLnXBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.9263	33.9188	31.9188	29.9298	31.1517
ADF(1)	-11.2939	48.1872	45.1872	42.2037	44.0366
ADF(2)	-8.4116	51.2741	47.2741	43.2961	45.7399
ADF(3)	-3.0008	59.7028	54.7028	49.7303	52.7851
ADF(4)	-2.7671	59.7094	53.7094	47.7425	51.4082

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9157

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ΔLnXBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.9213	34.2027	31.2027	28.2192	30.0520
ADF(1)	-11.5890	49.5878	45.5878	41.6098	44.0536
ADF(2)	-9.1310	54.3033	49.3033	44.3308	47.3856
ADF(3)	-3.3495	60.8206	54.8206	48.8536	52.5194
ADF(4)	-3.1440	60.8736	53.8736	46.9122	51.1889

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4935

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XLII – Teste de raiz unitária da variável ΔLnXAR

Unit root tests for variable ΔLnXAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-9.1800	31.1592	29.1592	27.1702	28.3921
ADF(1)	-8.8257	36.4486	33.4486	30.4652	32.2980
ADF(2)	-11.0709	48.8424	44.8424	40.8644	43.3083
ADF(3)	-2.2000	70.5177	65.5177	60.5452	63.6000
ADF(4)	-3.0479	74.3306	68.3306	62.3636	66.0293

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9157

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ΔLnXAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-9.0854	31.1593	28.1593	25.1758	27.0087
ADF(1)	-8.7345	36.4506	32.4506	28.4727	30.9165
ADF(2)	-10.9728	48.9097	43.9097	38.9373	41.9921
ADF(3)	-2.1618	70.5194	64.5194	58.5524	62.2182
ADF(4)	-3.0070	74.3341	67.3341	60.3727	64.6494

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4935

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XLIII – Teste de raiz unitária da variável ΔLnMBR

Unit root tests for variable ΔLnMBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.9197	34.5687	32.5687	30.5797	31.8016
ADF(1)	-6.2362	35.3227	32.3227	29.3392	31.1720
ADF(2)	-5.6148	36.2890	32.2890	28.3111	30.7549
ADF(3)	-3.0376	39.7560	34.7560	29.7835	32.8383
ADF(4)	-3.0546	40.0378	34.0378	28.0708	31.7365

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9157

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ΔLnMBR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.8583	34.6282	31.6282	28.6447	30.4776
ADF(1)	-6.1975	35.4110	31.4110	27.4330	29.8769
ADF(2)	-5.6003	36.4562	31.4562	26.4837	29.5385
ADF(3)	-2.9924	39.7804	33.7804	27.8135	31.4792
ADF(4)	-3.0151	40.0855	33.0855	26.1240	30.4007

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4935

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XLIV – Teste de raiz unitária da variável ΔLnMAR

Unit root tests for variable ΔLnMAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-5.1372	34.5173	32.5173	30.5284	31.7503
ADF(1)	-4.5321	34.7351	31.7351	28.7517	30.5845
ADF(2)	-3.6231	34.7828	30.7828	26.8048	29.2487
ADF(3)	-2.1782	38.6958	33.6958	28.7233	31.7781
ADF(4)	-3.2218	43.9875	37.9875	32.0206	35.6863

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.9157

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ΔLnMAR

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

54 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 1993Q3 to 2006Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-5.1011	34.5856	31.5856	28.6021	30.4350
ADF(1)	-4.5074	34.8162	30.8162	26.8383	29.2821
ADF(2)	-3.6075	34.8598	29.8598	24.8873	27.9421
ADF(3)	-2.1767	38.7749	32.7749	26.8080	30.4737
ADF(4)	-3.1992	44.0309	37.0309	30.0694	34.3461

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4935

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO XLV – Teste para a escolha da ordem de defasagem do vetor autoregressivo para a equação da elasticidade-renda das exportações brasileiras considerando o PIB dos EUA

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4

List of variables included in the unrestricted VAR:

XBRLOG YEULOG

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
4	278.5288	262.5288	246.4702	-----	-----
3	271.0252	259.0252	246.9812	CHSQ(4)= 15.0073[.005]	12.8244[.012]
2	252.0445	244.0445	236.0151	CHSQ(8)= 52.9687[.000]	45.2642[.000]
1	251.3240	247.3240	243.3093	CHSQ(12)= 54.4097[.000]	46.4955[.000]
0	-168.8760	-168.8760	-168.8760	CHSQ(16)= 894.8096[.000]	764.6555[.000]

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

ANEXO XLVI – Teste para a escolha da ordem de defasagem do vetor autoregressivo para a equação da elasticidade-renda das exportações brasileiras considerando o PIB da Argentina

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4

List of variables included in the unrestricted VAR:

XBRLOG YARLOG

*

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
4	172.1891	156.1891	140.1304	-----	-----
3	160.5083	148.5083	136.4643	CHSQ(4)= 23.3615[.000]	19.9635[.001]
2	139.0148	131.0148	122.9855	CHSQ(8)= 66.3485[.000]	56.6978[.000]
1	119.2772	115.2772	111.2625	CHSQ(12)= 105.8238[.000]	90.4312[.000]
0	-173.6936	-173.6936	-173.6936	CHSQ(16)= 691.7653[.000]	591.1449[.000]

**

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

ANEXO XLVII– Teste para a escolha da ordem de defasagem do vetor autoregressivo para a equação da elasticidade-renda das exportações da Argentina considerando o PIB dos EUA

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4

List of variables included in the unrestricted VAR:

XARLOG YEULOG

Order test	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR
4	273.9063	257.9063	241.8477	-----	-----
3	259.4047	247.4047	235.3607	CHSQ(4)= 29.0033[.000]	
2	250.1489	242.1489	234.1196	CHSQ(8)= 47.5148[.000]	
1	248.4549	244.4549	240.4403	CHSQ(12)= 50.9028[.000]	
0	-157.5679	-157.5679	-157.5679	CHSQ(16)= 862.9483[.000]	

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

ANEXO XLVIII – Teste para a escolha da ordem de defasagem do vetor autoregressivo para a equação da elasticidade-renda das exportações da Argentina considerando o PIB do Brasil

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

*

Based on 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4

List of variables included in the unrestricted VAR:

XARLOG YBRLOG

*

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR
test					
4	219.4479	203.4479	187.3892	-----	-----
3	198.3452	186.3452	174.3012	CHSQ(4)= 42.2055[.000]	
2	170.2301	162.2301	154.2007	CHSQ(8)= 98.4357[.000]	
1	140.8295	136.8295	132.8149	CHSQ(12)= 157.2367[.000]	
0	-158.6119	-158.6119	-158.6119	CHSQ(16)= 756.1196[.000]	

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

ANEXO XLIX – Teste para a escolha da ordem de defasagem do vetor autoregressivo para a equação da elasticidade-renda das importações do Brasil considerando o PIB Nacional

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4

List of variables included in the unrestricted VAR:

MBRLOG YBRLOG

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
4	212.7744	196.7744	180.7157	-----	-----
3	171.7271	159.7271	147.6831	CHSQ(4)= 82.0945[.000]	70.1535[.000]
2	156.0124	148.0124	139.9830	CHSQ(8)= 113.5240[.000]	97.0114[.000]
1	149.2038	145.2038	141.1891	CHSQ(12)= 127.1412[.000]	108.6479[.000]
0	-159.5392	-159.5392	-159.5392	CHSQ(16)= 744.6271[.000]	636.3177[.000]

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

ANEXO L - Teste para a escolha da ordem de defasagem do vetor autoregressivo para a equação da elasticidade-renda das importações da Argentina considerando o PIB Nacional

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4

List of variables included in the unrestricted VAR:

MARLOG YARLOG

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
4	190.8726	174.8726	158.8139	-----	-----
3	157.1368	145.1368	133.0928	CHSQ(4)= 67.4716[.000]	57.6575[.000]
2	155.0968	147.0968	139.0675	CHSQ(8)= 71.5516[.000]	61.1441[.000]
1	119.4337	115.4337	111.4190	CHSQ(12)= 142.8778[.000]	122.0956[.000]
0	-168.8129	-168.8129	-168.8129	CHSQ(16)= 719.3710[.000]	614.7352[.000]

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

ANEXO LI – Teste Co – Integração de Johansen para a Argentina

Critérios

Autovalor Máximo

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

56 observations from 1993Q1 to 2006Q4. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYEU

List of eigenvalues in descending order:

.17119 .015752

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	10.5150	11.0300	9.2800
r <= 1	r = 2	.88916	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYBR

List of eigenvalues in descending order:

.42985 .0016283

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	30.9023	11.0300	9.2800
r <= 1	r = 2	.089629	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMAR LnYAR

List of eigenvalues in descending order:

.30591 .10643

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	20.0836	11.0300	9.2800
r <= 1	r = 2	6.1889	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Traço

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYEU

List of eigenvalues in descending order:

.17110 .023759

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	11.6437	12.3600	10.2500
r <= 1	r = 2	1.3225	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYBR

List of eigenvalues in descending order:

.42985 .0016283

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	30.9919	12.3600	10.2500
r <= 1	r = 2	.089629	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMAR LnYAR

List of eigenvalues in descending order:

.30591 .10643

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	26.2726	12.3600	10.2500
r <= 1	r = 2	6.1889	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

AIC, SBC e LL

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYEU

List of eigenvalues in descending order:

.17110 .023759

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	268.0845	256.0845	244.0405	251.4270
r = 1	273.2451	258.2451	243.1901	252.4232
r = 2	273.9063	257.9063	241.8477	251.6963

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYBR

List of eigenvalues in descending order:

.42985 .0016283

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	203.9519	191.9519	179.9079	187.2944
r = 1	219.4031	204.4031	189.3481	198.5812
r = 2	219.4479	203.4479	187.3892	197.2379

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMAR LnYAR

List of eigenvalues in descending order:

.30591 .10643

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	177.7363	165.7363	153.6923	161.0788
r = 1	187.7781	172.7781	157.7231	166.9563
r = 2	190.8726	174.8726	158.8139	168.6626

.....

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO LII– Teste Co – Integração de Johansen para o Brasil

Critério

Autovalor Máximo

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

56 observations from 1993Q1 to 2006Q4. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYEU

List of eigenvalues in descending order:

.21708 .062387

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	13.7048	11.0300	9.2800
r <= 1	r = 2	3.6074	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors)

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYAR

List of eigenvalues in descending order:

.34441 .0039165

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	23.2218	11.0300	9.2800
r <= 1	r = 2	.21583	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMBR LnYBR

List of eigenvalues in descending order:

.67132 .049712

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	61.1967	11.0300	9.2800
r <= 1	r = 2	2.8045	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Traço

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

56 observations from 1993Q1 to 2006Q4. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYEU

List of eigenvalues in descending order:

.21708 .062387

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	17.3121	12.3600	10.2500
r <= 1	r = 2	3.6074	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYAR

List of eigenvalues in descending order:

.34441 .0039165

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	23.4376	12.3600	10.2500
r <= 1	r = 2	.21583	4.1600	3.0400

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMBR LnYBR

List of eigenvalues in descending order:

.67132 .049712

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	64.0011	12.3600	10.2500
r <= 1	r = 2	2.8045	4.1600	3.0400

AIC, SBC E HQC

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

56 observations from 1993Q1 to 2006Q4. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYEU

List of eigenvalues in descending order:

.21708 .062387

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	274.9177	262.9177	250.7656	258.2063
r = 1	281.7701	266.7701	251.5799	260.8809
r = 2	283.5737	267.5737	251.3709	261.2920

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYAR

List of eigenvalues in descending order:

.34441 .0039165

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	160.4702	148.4702	136.4262	143.8127
r = 1	172.0811	157.0811	142.0261	151.2593
r = 2	172.1891	156.1891	140.1304	149.9790

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMBR LnYBR

List of eigenvalues in descending order:

.67132 .049712

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	180.7738	168.7738	156.7298	164.1163
r = 1	211.3721	196.3721	181.3171	190.5502
r = 2	212.7744	196.7744	180.7157	190.5643

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

ANEXO LIII - VETOR DE CO-INTEGRAÇÃO PARA A ARGENTINA

ELASTICIDADE-RENDA DAS EXPORTAÇÕES (CONSIDERANDO PIB DO BRASIL)

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Converged after 2 iterations
 Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r =1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYBR

List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:

A1=1;

	Vector 1
LnXAR	1.0000 (*NONE*)

LnYBR	-1.1126 (.13346)
-------	---------------------

LL subject to exactly identifying restrictions= 219.4031

ELASTICIDADE-RENDA DAS IMPORTAÇÕES

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Converged after 2 iterations
 Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r =1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMAR LnYAR

List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:

A1=1

	Vector 1
LnMAR	1.0000 (*NONE*)

LnYAR	-.48536 (.79984)
-------	---------------------

LL subject to exactly identifying restrictions= 187.7781

ANEXO LIV – Função impulso resposta do choque de uma unidade padrão das Exportações da Argentina

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for XARLOG
Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXAR LnYBR

List of imposed restrictions:

A1=1

Horizon LnXAR LnYBR

0	.084982	.013878
1	.053092	.0078154
2	.039722	.0043386
3	.0088386	-.0058026
4	.045989	.0056831
5	.033657	.0068058
6	.038648	.0060854
7	.025825	-.0026171
8	.044934	.0032787
9	.027697	.0040948
10	.027029	.0036724
11	.024561	-.0016365
12	.042410	.0028580
13	.029364	.0034113
14	.023585	.0019230
15	.021830	-.0020145
16	.036175	.0017727
17	.027974	.0027848
18	.022084	.0010191
19	.021080	-.0022233
20	.031480	.6776E-3
21	.025338	.0018417
22	.019874	.1807E-3
23	.020017	-.0023915
24	.028039	-.1531E-3
25	.023092	.9296E-3
26	.017802	-.6321E-3
27	.018466	-.0026755
28	.024913	-.8742E-3
29	.021003	.1067E-3
30	.016083	-.0013436
31	.016888	-.0030119
32	.022058	-.0015457
33	.018921	-.6679E-3
34	.014509	-.0019776

35	.015353	-.0033583
36	.019518	-.0021613
37	.016924	-.0013956
38	.013015	-.0025608
39	.013840	-.0037103
40	.017229	-.0027261
41	.015049	-.0020700
42	.011608	-.0030997
43	.012367	-.0040640
44	.015140	-.0032497
45	.013289	-.0026934
46	.010280	-.0035988
47	.010951	-.0044131
48	.013227	-.0037374
49	.011638	-.0032698
50	.0090188	-.0040627

ANEXO LV - Função impulso resposta do choque de uma unidade padrão no Logaritmo Natural das Importações da Argentina

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for MARLOG
Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMAR LnYAR

List of imposed restrictions:

A1=1

Horizon LnMAR LnYAR

0	.11418	.029842
1	.17030	.030613
2	.18045	.031889
3	.18804	.034695
4	.21750	.049362
5	.22724	.044325
6	.22198	.042376
7	.21477	.040442
8	.23007	.051960
9	.23651	.048776
10	.23261	.047321
11	.22274	.043395
12	.23217	.052802
13	.23834	.051358
14	.23768	.051102
15	.22814	.046320
16	.23374	.053802
17	.23920	.053413
18	.24117	.054373
19	.23300	.049423
20	.23595	.055205
21	.24020	.055292
22	.24391	.057266
23	.23745	.052600
24	.23872	.056991
25	.24159	.057155
26	.24621	.059865
27	.24149	.055751
28	.24185	.059083
29	.24341	.059094
30	.24830	.062255
31	.24514	.058813
32	.24515	.061400
33	.24563	.061156
34	.25035	.064514
35	.24845	.061758

36	.24850	.063866
37	.24817	.063354
38	.25245	.066711
39	.25150	.064586
40	.25180	.066418
41	.25096	.065683
42	.25468	.068898
43	.25437	.067312
44	.25502	.069010
45	.25392	.068125
46	.25705	.071113
47	.25714	.069958
48	.25814	.071612
49	.25697	.070656
50	.25958	.073378

ANEXO LVI – VETOR DE CO-INTEGRAÇÃO PARA O BRASIL

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Converged after 2 iterations
 Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

 56 observations from 1993Q1 to 2006Q4. Order of VAR = 4, chosen r = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LnXBR LnYEU

 List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
 A1=1

 Vector 1
 LnXBR 1.0000
 (*NONE*)

 LnYEU -.45244
 (.37299)

 LL subject to exactly identifying restrictions= 281.7701

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Converged after 2 iterations
 Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r = 1.
 List of variables included in the cointegrating vector:
 LnXBR LnYAR

 List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:
 A1=1

 Vector 1
 LnXBR 1.0000
 (*NONE*)
 LnYAR -.73178
 (.041387)

 LL subject to exactly identifying restrictions= 172.0811

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)

Converged after 2 iterations
 Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

 55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r =1.
 List of variables included in the cointegrating vector:

LnMBR LnYBR

 List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:

A1=1

 Vector 1
 LnMBR 1.0000
 (*NONE*)

LnYBR -1.1484
 (.10574)

 LL subject to exactly identifying restrictions= 211.3721

ANEXO LVII – Função Impulso Resposta para as Exportações e Importações do Brasil

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for XBRLOG
Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

56 observations from 1993Q1 to 2006Q4. Order of VAR = 4, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYEU

List of imposed restrictions:

A1=1

Horizon	LnXBR	LnYEU
0	.095316	-.1882E-3
1	.060427	-.0013449
2	.0084050	-.0016485
3	.017681	-.0024642
4	.067374	-.0018542
5	.059214	-.0018653
6	.023702	-.0019289
7	.026903	-.0020367
8	.056603	-.0016453
9	.056538	-.0013917
10	.034858	-.0013541
11	.034354	-.0012968
12	.052365	-.0010008
13	.055012	-.7273E-3
14	.042387	-.6125E-3
15	.040632	-.4959E-3
16	.051504	-.2432E-3
17	.054774	.1831E-4
18	.047765	.1821E-3
19	.045982	.3360E-3
20	.052546	.5705E-3
21	.055621	.8223E-3
22	.052002	.0010175
23	.050663	.0012000
24	.054687	.0014304
25	.057315	.0016784
26	.055704	.0018954
27	.054912	.0021013
28	.057482	.0023355
29	.059657	.0025851
30	.059214	.0028188
31	.058921	.0030445
32	.060688	.0032872
33	.062495	.0035424
34	.062722	.0037905
35	.062834	.0040338

36	.064182	.0042876
37	.065722	.0045514
38	.066335	.0048131
39	.066756	.0050726
40	.067905	.0053392
41	.069271	.0056138
42	.070107	.0058892
43	.070760	.0061643
44	.071834	.0064448
45	.073098	.0067318
46	.074071	.0070213
47	.074897	.0073120
48	.075963	.0076072
49	.077180	.0079081
50	.078245	.0082123

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for XBRLOG
Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnXBR LnYAR

List of imposed restrictions:

A1=1

Horizon	LnXBR	LnYAR
0	.085764	.025624
1	.054165	.010044
2	.011293	.0038482
3	.021567	.0070772
4	.066745	.021855
5	.058261	.013384
6	.028582	.0088198
7	.033433	.0097610
8	.062935	.020528
9	.061887	.015805
10	.043557	.013507
11	.044729	.013048
12	.064563	.020983
13	.066853	.018315
14	.056502	.017632
15	.056410	.016676
16	.070044	.022660
17	.073777	.021232
18	.068753	.021629
19	.068685	.020664
20	.078463	.025317

21	.082788	.024673
22	.081313	.025782
23	.081881	.025060
24	.089390	.028835
25	.093980	.028730
26	.094908	.030309
27	.096370	.029949
28	.10268	.033173
29	.10748	.033485
30	.11010	.035389
31	.11255	.035439
32	.11837	.038351
33	.12346	.039023
34	.12736	.041176
35	.13083	.041654
36	.13666	.044429
37	.14217	.045448
38	.14715	.047821
39	.15165	.048733
40	.15784	.051504
41	.16393	.052880
42	.16991	.055476
43	.17548	.056831
44	.18230	.059705
45	.18914	.061460
46	.19614	.064307
47	.20284	.066119
48	.21052	.069188
49	.21829	.071358
50	.22639	.074499

.....

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for MBRLOG
Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

55 observations from 1993Q1 to 2006Q3. Order of VAR = 4, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

LnMBR LnYBR

.....

List of imposed restrictions:

A1=1

Horizon	LnMBR	LnYBR
0	.11395	.013291
1	.098249	.011694
2	.10780	.0085188
3	.082853	-.0015166
4	.097476	.010775
5	.10416	.0093952
6	.094805	.0055920
7	.078530	-.0017682
8	.086282	.0067894

9	.093544	.0072001
10	.084974	.0029864
11	.071523	-.0024817
12	.076730	.0035937
13	.083334	.0048645
14	.076087	.8308E-3
15	.064708	-.0034667
16	.068171	.9599E-3
17	.073955	.0025601
18	.067938	-.0010413
19	.058221	-.0045659
20	.060431	-.0012821
21	.065383	.3748E-3
22	.060438	-.0027219
23	.052098	-.0056955
24	.053394	-.0032342
25	.057565	-.0016551
26	.053525	-.0042595
27	.046346	-.0068114
28	.046973	-.0049602
29	.050440	-.0035196
30	.047149	-.0056802
31	.040960	-.0078908
32	.041100	-.0065020
33	.043949	-.0052221
34	.041269	-.0069987
35	.035931	-.0089224
36	.035720	-.0078890
37	.038034	-.0067718
38	.035848	-.0082242
39	.031243	-.0099011
40	.030784	-.0091430
41	.032641	-.0081803
42	.030853	-.0093632
43	.026879	-.010825
44	.026251	-.010281
45	.027721	-.0094598
46	.026252	-.010421
47	.022823	-.011695
48	.022085	-.011316
49	.023231	-.010622
50	.022016	-.011402

ANEXO LVIX – Mecanismo de Correção de Erros para as Exportações e Importações da Argentina

MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS PARA A ARGENTINA

ECM for variable LnXAR estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is ΔLnXAR

55 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLnXAR1	-.046608	.18357	-.25389[.801]
dLnYBR1	-1.7383	.67019	-2.5938[.013]
dLnXAR2	-.37580	.14926	-2.5178[.015]
dLnYBR2	.64626	.51615	1.2521[.217]
dLnXAR3	-.56400	.17340	-3.2526[.002]
dLnYBR3	.30423	.73085	.41627[.679]
ecm1(-1)	-.054701	.013537	-4.0408[.000]

List of additional temporary variables created:

dXARLOG = XARLOG-XARLOG(-1)

dLnXAR1 = LnXAR(-1)-LnXAR(-2)

dLnYBR1 = LnYBR(-1)-LnYBR(-2)

dLnXAR2 = LnXAR(-2)-LnXAR(-3)

dLnYBR2 = LnYBR(-2)-LnYBR(-3)

dLnXAR3 = LnXAR(-3)-LnXAR(-4)

dLnYBR3 = LnYBR(-3)-LnYBR(-4)

ecm1 = 1.0000*LnXAR -1.1126*LnYBR

R-Squared	.68813	R-Bar-Squared	.64915
S.E. of Regression	.084092	F-stat.	F(6, 48) 17.6516[.000]
Mean of Dependent Variable	.025281	S.D. of Dependent Variable	.14197
Residual Sum of Squares	.33943	Equation Log-likelihood	61.8736
Akaike Info. Criterion	54.8736	Schwarz Bayesian Criterion	47.8479
DW-statistic	1.3320	System Log-likelihood	219.4031

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	F Version
* A:Serial Correlation*CHSQ(4)= 27.9288[.000]*F(4, 44)= 11.3485[.000]*		
* B:Functional Form *CHSQ(1)= 11.9468[.001]*F(1, 47)= 13.0420[.001]*		
* C:Normality *CHSQ(2)= .14037[.932]*		Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .27618[.599]*F(1, 53)= .26748[.607]*		

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ECM for variable LnMAR estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is dLnMAR

55 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLnMAR1	.70274	.23304	3.0155[.004]
dLnYAR1	-.84346	.55514	-1.5194[.135]
dLnMAR2	.068714	.24726	.27790[.782]
dLnYAR2	-1.2775	.66762	-1.9136[.062]
dLnMAR3	.48318	.16143	2.9931[.004]
dLnYAR3	-1.9522	.43287	-4.5100[.000]
ecm1(-1)	.010595	.0083943	1.2621[.213]

List of additional temporary variables created:

dMARLOG = LnMAR-LnMAR(-1)

dLnMAR1 = MAR (-1)-LnMAR (-2)

dLnYAR1 = LnYAR (-1)-LnYAR (-2)

dLnMAR2 = LnMAR (-2)-LnMAR (-3)

dLnYAR2 = LnYAR (-2)-LnYAR (-3)

dLnMAR3 = LnMAR (-3)-LnMAR (-4)

dLnYAR3 = LnYAR (-3)-LnYAR (-4)

ecm1 = 1.0000*LnMAR -.48536*LnYAR

R-Squared	.43012	R-Bar-Squared	.35889
S.E. of Regression	.11298	F-stat.	F(6, 48) 6.0382[.000]
Mean of Dependent Variable	.014269	S.D. of Dependent Variable	.14110
Residual Sum of Squares	.61270	Equation Log-likelihood	45.6319
Akaike Info. Criterion	38.6319	Schwarz Bayesian Criterion	31.6063
DW-statistic	1.6797	System Log-likelihood	187.7781

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4)=	10.0385[.040]*	F(4, 44)= 2.4559[.060]*
* B:Functional Form *CHSQ(1)=	2.7519[.097]*	F(1, 47)= 2.4755[.122]*
* C:Normality *CHSQ(2)=	11.8332[.003]*	Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)=	12.4091[.000]*	F(1, 53)= 15.4419[.000]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO LX – Mecanismo de Correção de Erros para as Exportações e Importações do Brasil

MECANISMO CORREÇÃO DE ERRO PARA O BRASIL ELASTICIDADE-RENDA DAS EXPORTAÇÕES (PIBEU)

ECM for variable LnXBR estimated by OLS based on cointegrating VAR (4)

Dependent variable is dLnXBR

56 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLnXBR1	-.40772	.13717	-2.9724[.005]
dLnYEU1	-2.9333	2.7619	-1.0621[.293]
dLnXBR2	-.75021	.10558	-7.1059[.000]
dLnYEU2	1.7093	2.7009	.63284[.530]
dLnXBR3	-.38900	.13831	-2.8126[.007]
dLnYEU3	1.4461	2.8522	.50701[.614]
ecm1(-1)	.035862	.018022	1.9899[.052]

List of additional temporary variables created:

dLnXBR = LnXBR-XBRLOG(-1)

dLnXBR1 = LnXBR(-1)-LnXBR (-2)

dLnYEU1 = LnYEU(-1)-LnYEU (-2)

dLnXBR2 = LnXBR(-2)- LnXBR (-3)

dLnYEU2 = LnYEU(-2)-LnYEU (-3)

dLnXBR3 = LnXBR(-3)-LnXBR (-4)

dLnYEU3 = LnYEU(-3)-LnYEU (-4)

ecm1 = 1.0000*LnXBR -.45244*LnYEU

R-Squared	.52589	R-Bar-Squared	.46783
S.E. of Regression	.094339	F-stat. F(6, 49)	9.0584[.000]
Mean of Dependent Variable	.023441	S.D. of Dependent Variable	.12932
Residual Sum of Squares	.43609	Equation Log-likelihood	56.4866
Akaike Info. Criterion	49.4866	Schwarz Bayesian Criterion	42.3979
DW-statistic	1.6442	System Log-likelihood	281.7701

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4)=	15.0281[.005]*F(4, 45)=	4.1264[.006]*
* B:Functional Form *CHSQ(1)=	.85926[.354]*F(1, 48)=	.74798[.391]*
* C:Normality *CHSQ(2)=	.59483[.743]*	Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)=	.044929[.832]*F(1, 54)=	.043359[.836]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ECM for variable LnXBR estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is dLnXBR

55 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLnXBR1	-.61982	.16960	-3.6546[.001]
dLnYAR1	.52676	.32609	1.6154[.113]
dLnXBR2	-.65402	.14570	-4.4889[.000]
dLnYAR2	-.14796	.34202	-.43259[.667]
dLnXBR3	-.17496	.16448	-1.0637[.293]
dLnYAR3	-.85937	.32363	-2.6554[.011]
ecm1(-1)	.12030	.024036	5.0050[.000]

List of additional temporary variables created:

dLnXBR = LnXBR-XBRLOG(-1)

dLnXBR1 = LnXBR (-1)-LnXBR(-2)

dLnYAR1 = LnYAR (-1)-LnYAR(-2)

dLnXBR2 = LnXBR (-2)-LnXBR(-3)

dLnYAR2 = LnYAR (-2)-LnYAR(-3)

dLnXBR3 = LnXBR (-3)-LnXBR(-4)

dLnYAR3 = LnYAR (-3)-LnYAR(-4)

ecm1 = 1.0000*XBRLOG -.73178*LnYAR

R-Squared	.61970	R-Bar-Squared	.57216
S.E. of Regression	.084866	F-stat.	F(6, 48) 13.0358[.000]
Mean of Dependent Variable	.025311	S.D. of Dependent Variable	.12974
Residual Sum of Squares	.34570	Equation Log-likelihood	61.3698
Akaike Info. Criterion	54.3698	Schwarz Bayesian Criterion	47.3442
DW-statistic	1.5208	System Log-likelihood	172.0811

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4)=	12.3365[.015]*	F(4, 44)= 3.1807[.022]*
* B:Functional Form *CHSQ(1)=	3.5786[.059]*	F(1, 47)= 3.2709[.077]*
* C:Normality *CHSQ(2)=	.49386[.781]*	Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)=	.061889[.804]*	F(1, 53)= .059706[.808]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ECM for variable LnMBR estimated by OLS based on cointegrating VAR(4)

Dependent variable is dLnMBR

55 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q3

```
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLnMBR1	-.032631	.18531	-.17609[.861]
dLnYBR1	-.53929	.67025	-.80461[.425]
dLnMBR2	.35837	.18134	1.9762[.054]
dLnYBR2	-2.1463	.61468	-3.4917[.001]
dLnMBR3	.019486	.16563	.11765[.907]
dLnYBR3	-1.6241	.60804	-2.6710[.010]
ecm1(-1)	-.048775	.015069	-3.2367[.002]

```
*****
```

List of additional temporary variables created:

```
dLnMBR = LnMBR-LnMBR(-1)
dLnMBR1 = LnMBR(-1)-LnMBR(-2)
dLnYBR1 = LnYBR(-1)-LnYBR(-2)
dLnMBR2 = LnMBR(-2)-LnMBR(-3)
dLnYBR2 = LnYBR(-2)-LnYBR(-3)
dLnMBR3 = LnMBR(-3)-LnMBR(-4)
dLnYBR3 = LnYBR(-3)-LnYBR(-4)
ecm1 = 1.0000*LnMBR -1.1484*LnYBR
```

```
*****
```

R-Squared	.33767	R-Bar-Squared	.25488
S.E. of Regression	.11276	F-stat. F(6, 48)	4.0786[.002]
Mean of Dependent Variable	.026173	S.D. of Dependent Variable	.13062
Residual Sum of Squares	.61026	Equation Log-likelihood	45.7416
Akaike Info. Criterion	38.7416	Schwarz Bayesian Criterion	31.7159
DW-statistic	1.7577	System Log-likelihood	211.3721

```
*****
```

Diagnostic Tests

```
*****
```

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(4)=	17.2480[.002]*	F(4, 44)= 5.0256[.002]*
* B:Functional Form *CHSQ(1)=	.072633[.788]*	F(1, 47)= .062150[.804]*
* C:Normality *CHSQ(2)=	.59029[.744]*	Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)=	7.4414[.006]*	F(1, 53)= 8.2927[.006]*

```
*****
```

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ANEXO LXI - Estimação de Máxima Verossimilhança: Valor inicial fixado para o termo de erro: Restrição AR (4) para a Argentina

Maximum Likelihood Estimation: Fixed Initial Values of Disturbances
Error TERM : Restricted AR(4) converged after 8 iterations

Dependent variable is DLnXAR

56 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
DLnXAR1	-.29009	.33266	-.87204[.387]
DLnYBR1	1.1491	.52856	2.1740[.035]
DLnXAR2	-.49711	.31341	-1.5861[.119]
DLnYBR2	1.1163	.53683	2.0795[.043]
DLnXAR3	.060270	.072821	.82764[.412]
DLnYBR3	-.42187	.46628	-.90477[.370]
Ecm1(-1)	.21570	.28181	.76543[.448]

R-Squared	.84129	R-Bar-Squared	.81604
S.E. of Regression	.061200	F-stat. F(7, 44)	33.3196[.000]
Mean of Dependent Variable	.025454	S.D. of Dependent Variable	.14068
Residual Sum of Squares	.16480	Equation Log-likelihood	75.8262
Akaike Info. Criterion	67.8262	Schwarz Bayesian Criterion	59.7248
DW-statistic	1.9554		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .90722*U(-4)+E

(18.5810)[.000]

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

ANEXO LXII - Estimação de Máxima Verossimilhança: Valor inicial fixado para o termo de erro: Restrição AR (4) para o Brasil

Maximum Likelihood Estimation:Fixed Initial Values of Disturbances

Error TERM : Restricted AR(4) converged after 7 iterations

Dependent variable is DLnXBR

56 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
DLnXBR1	-.089186	.15606	-.57150[.570]
DLnYEU1	2.2690	2.1381	1.0612[.294]
DLnXBR2	-.13135	.15883	-.82696[.412]
DLnYEU2	2.5955	2.2154	1.1716[.247]
DLnXBR3	.055656	.15241	.36518[.717]
DLnYEU3	3.4117	2.2606	1.5092[.138]
Ecm1(-1)	-.15337	.098190	-1.5620[.125]

R-Squared	.64640	R-Bar-Squared	.59014
S.E. of Regression	.084707	F-stat. F(7, 44)	11.4906[.000]
Mean of Dependent Variable	.023441	S.D. of Dependent Variable	.12932
Residual Sum of Squares	.31571	Equation Log-likelihood	58.9234
Akaike Info. Criterion	50.9234	Schwarz Bayesian Criterion	42.8220
DW-statistic	1.9560		

Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .82337*U(-4)+E

(8.4708)[.000]

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

Maximum Likelihood Estimation:Fixed Initial Values of Disturbances

Error TERM : Restricted AR(4) converged after 13 iterations

Dependent variable is DLnXBR

54 observations used for estimation from 1993Q2 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
DLnXBR1	-.12244	.18855	-.64935[.519]
DLnYAR1	1.0712	.49449	2.1662[.035]
DLnXBR2	-.071706	.17333	-.41370[.681]
DLnYAR2	-.61576	.53064	-1.1604[.252]
DLnXBR3	.036333	.16516	.21999[.827]
DLnYAR3	-.37586	.48858	-.76929[.446]
ECM1(-1)	-.11199	.12470	-.89802[.374]

R-Squared	.62310	R-Bar-Squared	.56028
-----------	--------	---------------	--------

S.E. of Regression .088094 F-stat. F(7, 42) 9.9192[.000]
 Mean of Dependent Variable .027144 S.D. of Dependent Variable .13024
 Residual Sum of Squares .32595 Equation Log-likelihood 54.8792
 Akaike Info. Criterion 46.8792 Schwarz Bayesian Criterion 38.9232
 DW-statistic 1.6592

Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .84489*U(-4)+E
 (7.6072)[.000]

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

.....

Maximum Likelihood Estimation:Fixed Initial Values of Disturbances

Error TERM : Restricted AR(4) converged after 7 iterations

Dependent variable is DLnMBR

55 observations used for estimation from 1993Q1 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
DLnMBR1	-.23659	.17787	-1.3301[.190]
DLnYBR1	4.9646	.79719	6.2277[.000]
DLnMBR2	.023610	.18484	.12773[.899]
DLnYBR2	.65285	1.1266	.57949[.565]
DLnMBR3	.025968	.11934	.21759[.829]
DLnYBR3	.041997	1.0954	.038339[.970]
Ecm1(-1)	-.14030	.091986	-1.5252[.134]

R-Squared .58277 R-Bar-Squared .51485
 S.E. of Regression .090256 F-stat. F(7, 43) 8.5800[.000]
 Mean of Dependent Variable .026173 S.D. of Dependent Variable .13062
 Residual Sum of Squares .35028 Equation Log-likelihood 54.6455
 Akaike Info. Criterion 46.6455 Schwarz Bayesian Criterion 38.6161
 DW-statistic 1.9515

Parameters of the Autoregressive Error Specification

U= .84739*U(-4)+E
 (13.9070)[.000]

T-ratio(s) based on asymptotic standard errors in brackets

.....

ANEXO LXIII – Teste de Raiz Unitária baseado no teste Phillip-Perron.

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DXBRLOG

59 observations used for estimation from 1992Q2 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.12819	.099479	1.2886[.203]
XBRLOGDEF	-.027771	.029275	-.94862[.347]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DDXBRLOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.027699	.0099480	2.7844[.007]
DXBRLOGDF	-1.0895	.045315	-24.0424[.000]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DMBRLOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.38503	.17301	2.2255[.030]
MBRLOGDEF	-.091248	.045887	-1.09886[.052]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DDMBRLOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.031787	.016369	1.9419[.057]
DMBRLOGDF	-1.1141	.084977	-13.1109[.000]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DDXARLOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.028502	.0099433	2.8664[.006]
DXARLOGDF	-1.2117	.029985	-40.4110[.000]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DMARLOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.27973	.10782	2.5944[.012]
MARLOGDEF	-.065280	.024895	-.26222[.011]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DDMARLOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.0096744	.015319	.63153[.530]
DMARLOGDF	-.69711	.081068	-8.5991[.000]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DYEULOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.037224	.015538	2.3958[.020]
YEULOGDEF	-.0067256	.0035188	-1.0911[.061]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 12

Dependent variable is DDYEULOG

58 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.037224	.015538	2.3958[.020]
DYEULOGDF	-1.0067	.0035188	-286.0955[.000]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 20

Dependent variable is DYEULOG

57 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.036211	.016202	2.2350[.029]
YEULOGDEF	-.0064904	.0036817	-1.7629[.083]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 20

Dependent variable is DDYEULOG

57 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.036211	.016202	2.2350[.029]
DYEULOGDF	-1.0065	.0036817	-273.3761[.000]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 20

Dependent variable is DYARLOG

57 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.79952	.32437	2.4648[.017]
YARLOGDEF	-.18315	.075703	-2.4193[.019]

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 20

Dependent variable is DDYARLOG

57 observations used for estimation from 1992Q3 to 2006Q3

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.79952	.32437	2.4648[.017]
DYARLOGDF	-1.1831	.075703	-15.6287[.000]