

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA-CAEN

SÂMIA NAGIB MALUF

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL
E QUEBRA ESTRUTURAL:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A AMÉRICA LATINA

FORTALEZA - CEARÁ

2007

SÂMIA NAGIB MALUF

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL
E QUEBRA ESTRUTURAL:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A AMÉRICA LATINA

FORTALEZA - CE

2007

SÂMIA NAGIB MALUF

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL
E QUEBRA ESTRUTURAL:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A AMÉRICA LATINA

Tese submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Doutora.

Orientador: Prof. Ph.D. Manoel Bosco de Almeida

FORTALEZA, CE

2007

Maluf, Sâmia Nagib

Liberalização comercial e quebra estrutural: evidências empíricas para a América Latina/Sâmia Nagib Maluf.2007.

166 f.

Orientador: Prof. Ph.D. Manoel Bosco de Almeida

Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Ceará – Curso de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza, 2007.

1. Comércio Internacional 2. Liberalização Comercial 3. Quebra estrutural 4. Raiz Unitária 5. Tendência determinística 6. Medida de abertura

I. Título

CDD - 382

SÂMIA NAGIB MALUF

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL
E QUEBRA ESTRUTURAL:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A AMÉRICA LATINA

SÂMIA NAGIB MALUF

Tese aprovada em 22 /03/ 2007.

Banca Examinadora

PROF. Ph.D. MANOEL BOSCO DE ALMEIDA (ORIENTADOR)

PROF. Ph.D. LUIZ IVAN DE MELO CASTELAR - UFC

PROF. DR. ALMIR BITTENCOURT DA SILVA - UFC

PROF. D.L. FRANCISCO DE ASSIS SOARES

PROF. Ph.D. RICARDO CHAVES LIMA

*O duro não é inventar, mas ser
inventado hora após hora
e nunca ficar pronta a
nossa edição definitiva.
(Carlos Drummond de Andrade)*

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus.

Aos meus pais Nagib e Germin Loureiro (*in memoriam*).

À minha mãe Zarif, meu irmão Edson, à minha família.

A UFC, à Profa. Dra. Naiúla e à Pro-Reitoria de Pós-Graduação.

Aos professores, funcionários, colegas e amigos do CAEN,
em especial a Carmen, Izabel, Regina, Bibi e Kleber.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Manoel Bosco de Almeida.

Ao Prof. Ph.D. Luiz Ivan Castelar, por suas valiosas contribuições.

Ao Prof. Dr. Almir, por suas dicas, orientações e ajuda.

Ao Banco Mundial pelo fornecimento dos dados.

A Timothy Vogelsang, pelo envio do seu artigo e dados.

Aos companheiros do Lions Clube Parquelândia – Fortaleza/CE,
Ao Djalma, pela sua prestimosa e incansável ajuda num início tão difícil.

Ao Ilton Soares, mais que amigo – irmão querido
e ser humano especialíssimo,

que desde sempre nunca mediu esforços para me ajudar,
nem nunca deixou de acreditar em mim e em minhas idéias.

Ao Prof. Vianey por sua cuidadosa revisão estilística e gramatical da minha tese.

Aqueles que, apesar de terem chegado no final dessa jornada,
não foram de menor calibre. Refiro-me, pois, aos meus colegas e amigos,
ao chefe, Prof. Raul, e ao decano, Prof. Agamenon, todos do DTE.

Ao Pablo e à Camila, por brindaram-me com amizade e consideração.

A todos os meus amigos que direta ou indiretamente me ajudaram.

Muito especialmente, ao Ireleno, também professor do DTE,
que de tão cúmplice voltou a ser praticamente doutorando.

Nos derradeiros momentos em que as forças me faltavam, amparou-me,
colocou-me de pé, para que eu pudesse chegar até aqui.

Sei que não existem palavras que consigam expressar toda
a sua generosidade, carinho e consideração para comigo, nem eu a
minha GRATIDÃO.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	A LITERATURA DE COMÉRCIO INTERNACIONAL E AS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DA LIBERALIZAÇÃO DA AMÉRICA LATINA	18
2.1	A estratégia de substituição de importação	18
2.1.1	Os custos da proteção	20
2.1.2	Os resultados da proteção	21
2.2	A liberalização dos países latino-americanos	22
2.2.1	Os ganhos do comércio	22
2.2.2	As reformas do comércio	24
2.3	A liberalização e seus principais resultados	26
2.3.1	Eficiência econômica	27
2.3.2	Mudança estrutural	27
2.3.2.1	<i>Produção</i>	28
2.3.2.2	<i>Exportações</i>	28
2.3.2.3	<i>Importações</i>	31
2.3.2.4	<i>Emprego</i>	33
2.3.3	Demais considerações	35
2.3.4	Conclusões sobre a liberalização	36
3	REVISÃO DE LITERATURA DE QUEBRA ESTRUTURAL, RAIZ UNITÁRIA E MEDIDA DE ABERTURA	40
3.1	Quebra estrutural	40
3.1.1	Testes de mudança estrutural simples, sem modelagem da quebra	46
3.1.2	Testes de mudança estrutural simples, com modelagem da quebra	48
3.1.3	Testes para múltiplas quebras	51
3.1.4	Testes válidos com erros $I(1)$ ou (0)	53
3.2	Teste de Vogelsang	55
3.3	Testes de Raiz Unitária	59
3.3.1	Testes de raízes unitárias, na presença de quebra estrutural	64
3.3.1.1	<i>Teste URB</i>	66
3.4	Decomposição de uma série temporal e a utilização de filtro	67
3.5	Medidas de abertura	69
4	METODOLOGIA	74
4.1	Aplicação da metodologia de Vogelsang	74
4.2	Determinação da estacionaridade	78

4.3	Metodologia adaptada para determinação da estacionaridade dos erros	78
4.4	Medida de abertura	80
5	APRESENTAÇÃO, ANÁLISE DOS DADOS E COMPARAÇÕES	
	INTERNACIONAIS: PRINCIPAIS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA	81
5.1	Coleta dos dados	81
5.2	Resultados e análise dos dados das séries de comércio internacional	83
5.2.1	Resultados e análise dos Testes Dickey-Fuller Aumentados (ADF)	83
5.2.2	Resultados e análise dos Testes de Raiz Unitária, com quebra estrutural – URB	86
5.2.3	Apresentação, análise e comparação internacional do modelo de quebra estrutural	88
5.3	Medida de abertura comercial	107
5.3.1	Resultados e análise dos Testes de Raiz Unitária	107
5.3.1.1	<i>Resultados e análise dos Testes Dickey-Fuller Aumentados (ADF)</i>	107
5.3.1.2	<i>Resultados e análise dos Testes de Raiz Unitária, com quebra estrutural</i>	109
5.3.2	Apresentação, análise e comparação internacional do modelo de quebra estrutural	111
6	MEDIDA DE ABERTURA COMERCIAL E QUEBRA ESTRUTURAL: O CASO BRASIL	117
6.1	Coleta dos dados	117
6.2	Resultados e análise dos testes de Raiz Unitária	118
6.2.1	Resultados e análises dos testes Dickey-Fuller Aumentados (ADF)	118
6.2.2	Resultados e análise do Teste de Raiz Unitária com quebra estrutura – URB	119
6.3	Apresentação e análise do modelo de quebra estrutural	120
6.4	Decomposição de uma série temporal e o filtro de Hodrick-Prescott	123
6.5	Aspectos econômicos relevantes do período	125
6.5.1	A mensuração da proteção antes e depois da liberalização	125
6.5.2	Liberalização comercial: implementação, desdobramentos e evidências empíricas	130
7	CONCLUSÕES E DESENVOLVIMENTOS FUTUROS	136
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	142
	APÊNDICES	151

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 3.1 - Dois Modelos de Quebra Estrutural	44
Gráfico 5.1 - Série das Importações/PIB do Chile, período de 1974 - 2003	84
Gráfico 5.2 - Teste URB da série de Importação/PIB da Bolívia, 1974 - 2003 Data de quebra (critério de Vogelsang): 1990 e Shift: Função Exponencial	87
Gráfico 5.3 - Série das Importações/PIB do Brasil, no período de 1974 – 2003.....	90
Gráfico 5.4 - Série das [(Exportações+Importações)/(PIB)] da Bolívia, no período de 1974 – 2003	115
Gráfico 5.5 - Série das [(Exportações+Importações)/(PIB)] do México, no período De 1974 – 2003	116
Gráfico 6.1 - Evolução da série [(Exportação+Importação)/(PIB)] e Filtro de Hodrick-Prescott País: Brasil Período: 1974 a 2003 (anual), 1984:01 a 2005:4 (trimestral) e 1984:01 a 2005:12 (mensal).....	124

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 - Crescimento do PIB e das exportações na América Latina e no Leste Asiático. Período: 1965-1999 (em %).....	26
Tabela 2.2 - Perfil das exportações – Período: 1980-96 (%do total das exportações)...	29
Tabela 2.3 - Importações latino-americanas por categoria, período de 1980-96	32
Tabela 2.4 - Participação das importações de bens de capital na oferta total, período 1970-96	33
Tabela 2.5 - Tarifas praticadas pelos principais países de destino das exportações agrícolas após a Rodada do Uruguai.	36
Tabela 5.1 - Resultados do Teste ADF, série de Importação/PIB, no período de 1974-2003.....	83
Tabela 5.2 - Resultados do teste ADF – Série: Exportação/PIB – Período: 1974-2003 ..	85
Tabela 5.3 - Resultados do Teste URB – Período: 1974 – 2003 Séries: Exportação/PIB e Importação/PIB. Valor tabelado (5%) =-3,03.....	88
Tabela 5.4 - Resultados do Teste de Vogelsang – <i>Trimming</i> = 15%	89

Tabela 5.5 - Resultados do Teste de Vogelsang – Trimming de 15% Período: 1948 – 1993	92
Tabela 5.6 - Tarifas e para-tarifas médias ponderadas, Barreiras não tarifárias e Índice de comércio	94
Tabela 5.7 - Valor agregado da agricultura (% do PIB) dos principais países da América Latina, no período de 1974 – 2003	95
Tabela 5.8 - Valor agregado da indústria (% do PIB) dos principais países da América Latina, no período de 1974 – 2003	96
Tabela 5.9 - Estrutura de produção da América Latina (%) e Índice de mudança estrutural, 1980-96.....	97
Tabela 5.10- Índice de mudança estrutural, valor agregado das manufaturas, 1970-1996.....	98
Tabela 5.11- Indicadores macroeconômicos da América Latina e Caribe	99
Tabela 5.12- Variação das Reservas Internacionais – Valores em Milhões de USD....	100
Tabela 5.13- Endividamento externo – público e privado dos principais países da América Latina, no período de 1980 – 2003	101
Tabela 5.14- Gastos públicos sobre o PIB, principais países da América Latina, período:1974 a 2002	102
Tabela 5.15- Avaliação dos períodos pré e pós-quebra das séries de Exportação / PIB e Importação/PIB	105
Tabela 5.16- Participação dos produtos primários e bens intensivos em recursos naturais - Porcentagem no total das exportações.....	105
Tabela 5.17- Variação dos valores unitários de exportação e importação e dos termos de troca (%)	106
Tabela 5.18- Resultados do Teste ADF-Série:[(Exportação+Importação)/(PIB)], no período de 1974—2003	108
Tabela 5.19- Resultados do Teste URB	110
Tabela 5.20- Resultados do Teste .de Vogelsang – <i>Trimming</i> = 15%	111
Tabela 5.21- Resultados do Teste de Vogelsang para as séries de Exportação/PIB; Importação / PIB e [(Exportação + Importação)/(PIB)], no período de 1974 a 2003	113
Tabela 5.22- Comparação entre os resultados do Teste de Vogelsang e os de Sachs & Warner (1995) e de Wacziarg & Welch (2003)	114

Tabela 6.1 - Resultados do Teste ADF - Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] Trimestral.....	118
Tabela 6.2 - Resultados do Teste ADF - Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] Mensal	119
Tabela 6.3 - Resultados do Teste URB - Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] Frequência: trimestral - Valor Tabelado 5%: -3,03	119
Tabela 6.4 - Resultados do Teste URB - Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] Frequência: mensal - Valor Tabelado 5%: -3,03.....	120
Tabela 6.5 - Resultados do Teste de Vogelsang – <i>Trimming</i> = 15% Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] – País: Brasil Dados trimestrais, Período: 1984:01 a 2005:04.....	121
Tabela 6.6 - Resultados do Teste de Vogelsang – <i>Trimming</i> = 1% Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] – País: Brasil Dados mensais, Período: 1984:01 a 2005:12.....	122
Tabela 6.7 - Resultados do Teste de Vogelsang – <i>Trimming</i> = 15% Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] – País: Brasil Dados mensais, Período: 1984:01 a 2005:12.....	122
Tabela 6.8 - Tarifas implícitas, tarifa legal anterior e posterior à reforma de 1988 (valores em %).....	128
Tabela 6.9 - Comparação entre as tarifas de proteção efetivas anteriores e posteriores à reforma de 1988 - por categoria de uso.....	128
Tabela 6.10- Evolução das tarifas nominais brasileiras no período de 1988 a 2006	129
Tabela 6.11- Participação do Brasil nas exportações mundiais, período: 1989–2006 em USDbilhões	132
Tabela 6.12- Evolução comércio exterior brasileiro e mundial.....	132

LISTA DE APÊNDICES

- Apêndice 1 Argentina
- Apêndice 2 Bolívia
- Apêndice 3 Brasil
- Apêndice 4 Chile
- Apêndice 5 Colômbia
- Apêndice 6 Equador
- Apêndice 7 México
- Apêndice 8 Paraguai
- Apêndice 9 Peru
- Apêndice 10 Uruguai
- Apêndice 11 Venezuela
- Apêndice 12 Taxa de crescimento do PIB dos principais países da América Latina, a preços constantes de 1990.
- Apêndice 13 Taxa de crescimento da renda disponível a preços constantes de 1990.

RESUMO

Esta tese teve por objetivo central verificar, estatística e analiticamente, o impacto da abertura econômica sobre os respectivos graus de abertura, correlacionando, por outro lado, estes resultados com as políticas econômicas adotadas. Do ponto de vista estatístico, a análise centrou-se na identificação da ocorrência ou não de quebra estrutural nas séries de comércio internacional (Exportação/PIB e Importação/PIB) dos principais países da América Latina, no período de 1974 a 2003. Para tanto, foram utilizadas as metodologias de determinação endógena de quebra de Vogelsang (1997), da estacionaridade das séries/erros, os testes ADF e URB (2002) e o filtro de Hodrick-Prescott, mediante a função de mudança exponencial. Comprovou-se empiricamente, a relevância da metodologia aqui desenvolvida para testar a estacionaridade de uma série com quebra utilizando o teste URB e de Vogelsang, seqüencialmente e em conjunto. O tamanho do *trimming* não influenciou fortemente os resultados, conforme previsto por Vogelsang (1997). Considerando primeiramente as séries de comércio, a maioria delas apresentou quebra estrutural estatisticamente significativa nas suas trajetórias; raiz unitária; tendência quadrática; variação positiva das médias de comércio pós-quebra em relação às pré-quebra; crescimento das exportações, na década de 1990, quatro vezes superior às das três décadas do modelo ISI. A maior incidência das datas de quebras ocorreu entre o limiar da década de 1980 e o início da de 1990. No caso das exportações, em face da consolidação do processo de liberalização, e no das importações, em virtude da redução drástica das barreiras tarifárias e não tarifárias. Dentre os benefícios da liberalização para a região pode-se destacar a estabilização econômica, redução da inflação, melhora do balanço de pagamentos, principalmente nos últimos anos; aumento do índice de mudança estrutural do valor agregado de manufaturas comparativamente ao período de ISI. Em termos das trajetórias da medida de abertura $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/\text{PIB}/(\text{PIB})]$, algumas datas de quebra apresentaram resultados que indicam a possível existência de efeitos de potencialização ou de neutralização de uma série sobre a outra. No caso da medida de abertura do Brasil, o estudo baseou-se nas freqüências anual, trimestral e mensal. O filtro de Hodrick-Prescott foi determinante na avaliação das datas de quebra. Na freqüência anual, a mesma data de quebra foi encontrada pelas metodologias do Teste de Vogelsang (1997), o de Sachs & Warner (1995) e Wacziarg & Welch (2003) e Hodrick-Prescott, ou seja, 1990, que coincide com a primeira fase do processo de liberalização brasileira. Em termos das freqüências trimestral e mensal, a data de quebra encontrada em ambas foi 1998, data em que a taxa anual média de crescimento das importações brasileiras foi quase duas vezes maior do que a do comércio internacional. Atribuiu-se a suavidade da reversão da tendência como razão para a diferença nas datas de quebra quando se muda a freqüência.

Palavras chaves: liberalização comercial, quebra estrutural, raiz unitária, tendência determinística, medida de abertura.

ABSTRACT

The main purpose of this thesis is to verify statistically and analytically the economic openness impacts regarding their openness degree in comply with the economic politics results. In light of the substantial movement towards trade liberalization during 80' decade, statistical analysis aimed to identify structural breaks at international trade series (Export/GDP and Import/GDP) of the Latin America's main countries, from 1974 up to 2003. Considering methodologies, it was used Vogelsang's test (1997) to determine endogenous breaks; ADF and URB (2002) tests were used to classify series/erros in terms of stationarity and the Hodrick-Prescott filter, using the exponential shift function. In this thesis was developed a methodology's adaptation to test erros stationarity in a break structural context, using URB and Vogelsang tests together and sequentially which has showed a good performance. Confirming Vogelsang's prediction (1997), trimming's size does not affect strongly the results. Considering first the trade ratios, most of them exhibited a structural break statistically significant in their paths; unit root; quadratic trend; average postbreak trade exceeded average prebreak trade for the majority of countries; 90' export growth exceeded four times ISI three decades performance. In general, statistically significant break dates took place ending 80' or beginning 90', for exporting it happened due to consolidation of the liberalization process consolidation and regarding imports it was due to the tariffs and non tariffs barriers strongly reduction. Among the liberalization's benefits to the region were economic stabilization; lowered inflation; balance-of-payments improvement, mainly during last years; increased manufacturing value-added structural change index comparing to the ISI period. In terms of openness measure paths $[(\text{export} + \text{import})/(\text{PIB})]$, it was identified some potentialized and/or neutralized effects of one series over the other at openness degree's break dates. At brazilian's openness measure case, the study was based on annual, quarterly and monthly frequencies and using Hodrick-Prescott filter were significantly important in analysing those break dates. Concerning annual frequency same breaking date founded by Vogelsang's (1997); Sachs & Warner's (1995) and Wacziarg & Welch's (2003) and Hodrick-Prescott methodologies, that was 1990, coincidentally refers to the first brazilian liberalization's phase. In terms of quarterly and monthly frequencies breaking date results were both 1998. Reasons for difference in the time breaks frequencies results were based on tendency reversion smoothness. Besides it was possible to identify only through the filter. Besides it, at this date brazilian import growth were almost twice comparing to the world import growth.

Key words: commercial liberalization, structural change, unit root, deterministic trend, openness measure.

1 INTRODUÇÃO

A América Latina, durante as décadas de 1950, 1960 e 1970, adotou amplamente como estratégia de desenvolvimento o regime de substituição de importação (ISI). A fundamentação para adotar desta política baseou-se principalmente nas idéias, de Prebisch¹ (1950), e Singer (1950) de uma suposta deterioração do preço internacional das matérias-primas e *commodities*. Em razão deste fato, aqueles autores propõem a adoção de uma política de apoio e incentivo à industrialização, destacando-se a ênfase na proteção às indústrias nascentes. O argumento econômico da indústria nascente, no geral, propõe a concessão temporária de proteção àquelas indústrias nos países em desenvolvimento (LDC), seja em função da existência de imperfeições no mercado doméstico de capitais ou de economias externas. Por conseguinte, os países fizeram uso tanto de barreiras tarifária (BT) como de barreiras não tarifárias (BTN) para proteger os seus mercados e promover a industrialização das suas economias.

Decorridos muitos anos após a implementação de uma política protecionista, porém, vários estudos realizados nas décadas de 1970 e 1980 constataram o fraco desempenho dos países da América Latina relativamente aos obtidos pelos países do Leste Asiático, por exemplo o rápido e forte crescimento do PIB e das exportações. Estes países, em contraste com os países da América Latina, adotaram estratégia agressiva de participação do comércio internacional. Estes fatos levaram a que os formuladores de políticas revisassem as suas estratégias de crescimento e proteção.

Mais especificamente, os resultados encontrados para os países da América Latina foram no geral: baixo crescimento do PIB, deterioração da renda, redução da poupança, aumento na taxa de desemprego e baixa taxa de utilização da capacidade produtiva (LITTLE, SCITOVSKY & MAURICE SCOTT, 1970 e BALASSA, 1971). Constatou-se, ainda, alto índice de endividamento externo decorrente dos empréstimos externos na década de 1970, em razão da abundância de capital externo e do baixo crescimento das exportações. Com o aumento da taxa

¹ Naquela época, Secretário Geral da Comissão Econômica para a América Latina das Nações Unidas.

de juros do mercado americano e um processo inflacionário galopante, tornou-se imperiosa a mudança de estratégia de desenvolvimento.

A liberalização passou então a ser a alternativa ao modelo ISI como forma de resolver os problemas herdados, ou seja, inflação alta, deficits no balanço de pagamentos, aumento da dívida externa, ineficiência e falta de competitividade internacional. Um dos postulados básicos da liberalização é a de que os agentes econômicos privados são mais eficientes na alocação dos recursos e que a proteção, no geral, conduz á ineficiência e à séria distorção na alocação de recursos. Ao governo, por outro lado, cabem exclusivamente intervenções excepcionais, regulação dos direitos de propriedades e jurisprudência; bem como da manutenção da estabilidade macroeconômica. Em síntese, a liberalização alteraria a forma como as economias operavam, portanto espera-se que ocorra mudança estrutural nos parâmetros dessas economias, ou seja, do processo gerador dos dados (DGP), como, por exemplo, uma mudança estrutural nos parâmetros que definem a relação de uma economia nacional ante a economia internacional.

Para investigar se tais mudanças ocorreram, faz-se necessário o uso de ferramentas econométricas que estejam o mais próximo possível da natureza dessas séries. A análise de séries temporais, por muito tempo, esteve restrita ao propósito de previsão, porém, com o avanço de metodologias de decomposição das séries, surgiu a possibilidade para outras aplicações. Avanços teóricos substanciais, ocorridos nos últimos anos, possibilitaram o desenvolvimento de modelos com maior nível de generalização, permitindo assim aplicações importantes.

Dentre essas generalizações, têm ressaltado a inclusão de regressores e erros estacionários, correlação serial e heteroscedasticidade, modelos com tendências variáveis e com possibilidade de presença de raiz unitária, modelos cointegrados e processos de memória longa, dentre outros.

Os desenvolvimentos recentes na literatura de análise da mudança estrutural guardam desenvolvimentos em paralelo com os da análise dos modelos de raiz unitária, como será visto nesta tese. Uma das razões para isso é que muitas ferramentas são utilizadas em ambos os processos, além de que as duas classes de processos contêm características qualitativas similares. A literatura sistematicamente

investiga a relação entre mudança estrutural e raiz unitária, haja vista que ambos os processos apresentam características qualitativas similares. Por conseguinte, torna-se relevante a distinção desses processos, dado que a maioria dos testes, ao tentar distinguir um processo de raiz unitária de um de tendência estacionária, tende a favorecer o processo de raiz unitária, quando de fato o processo verdadeiro está sujeito a quebra estrutural, mas, por outro lado, com datas de quebra dentro do regime de tendência estacionária. Além disso, a maioria dos testes, que tentam determinar a presença de mudança estrutural, tende a rejeitar a hipótese nula de ausência de quebra, quando o processo apresenta um componente de raiz unitária. Isso cria particulares dificuldades nos trabalhos aplicados, uma vez que ambos são de importância prática nas aplicações econométricas.

Assim sendo, do ponto de vista econométrico, tornam-se patentes a motivação e a justificativa para o estudo de séries, por meio de investigações empíricas, que possam originar evidências que contribuam para dar continuidade à discussão atual da identificação dos processos, bem como para sinalizar novas direções de estudos, tal como esta tese se propõe realizar.

Do ponto de vista econômico, como a liberalização é considerada uma das fontes de mudança estrutural – e dado que, na década de 1980, a América Latina passou a adotar outro regime, o de abertura comercial – torna-se relevante eleger a liberalização, como referência temporal e estrutural, para investigar a alteração dos parâmetros das economias.

Em face do exposto, esta tese tem por objetivo verificar estatística e analiticamente o efetivo impacto da abertura econômica nos respectivos graus de abertura, correlacionando, por outro lado, estes resultados às políticas econômicas adotadas. Como consequência, a hipótese central a ser investigada é a de que a política de liberalização das economias latino-americanas, a partir da década de 1980, impactou de forma positiva essas economias, tanto no que se refere ao crescimento do PIB, como da maior participação desses países, tomados individualmente, no comércio internacional de bens, resultando, portanto, num maior grau de abertura econômica daqueles países. Do ponto de vista estatístico, a análise se centrará na identificação da ocorrência ou não de quebra estrutural, estatisticamente significativa, dos referidos países. Para tanto, serão utilizadas as

metodologias de determinação endógena de quebras de Vogelsang (1997), da estacionaridade das séries/erros por meio dos testes ADF e URB (teste de raiz unitária com quebra), e para capturar a reversão de tendência, o filtro de Hodrick-Prescott. Objetiva-se, também, comprovar empiricamente a relevância da metodologia aqui desenvolvida para testar a estacionaridade de uma série com quebra, utilizando o teste de raiz URB, desenvolvido por Saikkonen & Lutkepohl (2002) e de Vogelsang (1997), seqüencialmente e em conjunto. Outro propósito é o de apresentar evidências empíricas que ilustrem os efeitos da interação dos processos que apresentam raiz unitária, tendência e quebra estrutural, bem como apontar as dificuldades de se estabelecerem diferenças entre esses processos e as limitações de alguns testes. Do ponto de vista analítico, o objetivo é investigar qual a relação entre as políticas econômicas de liberalização adotadas e os resultados empíricos obtidos.

Para tanto, o presente estudo utilizará as séries de comércio internacional (Exportação/PIB e Importação/PIB), bem como a usual medida de abertura comercial $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ dos principais países da América Latina, para investigar a natureza dessas séries e para testar a quebra estrutural.

A presente tese está organizada em sete capítulos. O primeiro apresenta a introdução. O Capítulo dois refere-se à literatura de comércio internacional e às evidências empíricas da liberalização da América Latina. O Capítulo três apresenta a revisão de literatura de quebra estrutural, raiz unitária e medida de abertura. O Capítulo quatro diz respeito à metodologia. O Capítulo cinco refere-se à apresentação e análise dos dados dos resultados encontrados para os principais países da América Latina, assim como deles realiza comparações internacionais. O Capítulo seis analisa a medida de abertura comercial e quebra estrutural do Brasil. O Capítulo sete finaliza com as conclusões finais e sugere desenvolvimentos futuros.

2 A LITERATURA DE COMÉRCIO INTERNACIONAL E AS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DA LIBERALIZAÇÃO DA AMÉRICA LATINA

Este capítulo tem por objetivo confrontar a fundamentação teórica dos ganhos do comércio e da proteção com as suas respectivas evidências empíricas encontradas na literatura.

A motivação para a apresentação dessas fundamentações teóricas baseia-se no fato de que, mesmo diante do importante papel desempenhado pelo comércio no crescimento das economias desenvolvidas no período do pós-guerra, as economias em desenvolvimento adotaram uma política de proteção, supostamente temporária sob a argumentação de que seria uma condição necessária para o desenvolvimento econômico das economias em desenvolvimento, especificamente, neste caso, para os países da América Latina (PREBISCH, 1950; SINGER, 1950, CHENERY & STROUT, 1966, dentre outros).

Este capítulo está dividido em duas seções, a primeira das quais trata da estratégia de substituição de importação, apresentando o arcabouço, custos e resultados da proteção. A segunda refere-se à liberalização dos países latino-americanos em que primeiramente são apresentados os argumentos que fundamentam os ganhos do comércio, e, posteriormente são apresentadas as evidências empíricas das reformas mediante dos seus resultados em termos de eficiência econômica, mudança estrutural e demais considerações e, por fim, as conclusões sobre as reformas são apresentadas.

2.1 A estratégia de substituição de importação

A estratégia ISI utilizada pela América Latina, durante as décadas de 1950, 1960 e 1970, tinha como argumento² econômico a proteção à indústria nascente. Este é considerado um argumento clássico para a concessão temporária de proteção, tendo por principais justificativas tanto as imperfeições no mercado doméstico de capitais, quanto a existência de economias externas. A literatura

² O argumento econômico recomenda a tarifa como um de se obter um aumento da renda real em relação àquela que prevaleceria sob livre comércio (JOHNSON, 1964).

recomenda como solução a adoção de uma política *first best*³. Esta consistiria, ou teria como principais soluções, a melhoria do mercado de capitais, concessão de empréstimos a juros subsidiados ou a implementação de uma tarifa ótima (ou de melhoria dos termos de troca). As economias pequenas⁴ dificilmente conseguirão adotar tal política, seja em razão da impossibilidade de alterar seus termos de troca (e se o fazem é temporariamente) ou da concessão de subsídios em face do seu restrito acesso ao mercado financeiro internacional.

Em decorrência, restam-lhes a adoção de política de *second best*, como, por exemplo, a implementação de tarifas (BT) para proteger as indústrias substitutivas de importação. Neste caso, a questão teórica e prática imediata é o desenho de uma estrutura tarifária ótima, que será aquele que produza os efeitos desejados sobre a estrutura produtiva ao menor custo possível. Estas estão amplamente discutidas na literatura (CORDEN, 1974). A solução mais simples é a utilização de uma tarifa nominal uniforme, a qual, no entanto, não se aplica em três casos específicos. Primeiro, em economias que apresentem pequenas distorções; a segunda a de usar uma taxa de proteção efetiva uniforme e a terceira solução⁵ para a obtenção de uma estrutura tarifária ótima seria estabelecer uma tarifa equivalente ao diferencial entre o custo doméstico médio de produção e o preço internacional, para cada produto. A idéia subjacente a esta opção é a da minimização dos efeitos da proteção sobre o consumidor e evitar lucros de monopólio. Corden (1974) aponta duas desvantagens que dificultam a aplicação deste último tipo de solução. A primeira é a necessidade de obter dados do produto, que poderão ser falseados, o que em tese possibilita ao produtor obter lucros de monopólio. A segunda considera que, no caso de uma curva de oferta positivamente inclinada, se a tarifa *made to measure* for interpretada como a que assegura a inexistência de redundância tarifária, o resultado será impedir lucros extraordinários para os produtores marginais, mas não para os intramarginais.

A proteção também, no entanto, pode ser assegurada pelas BNT, que correspondem a qualquer medida de política econômica de cunho não-tarifário que

³ Considera-se como política ótima de *first best* a intervenção direta na fonte de distorção.

⁴ De um modo geral os LDC.

⁵ A idéia subjacente a esta opção é minimizar os efeitos da proteção sobre o consumidor e evitar lucros de monopólio. Esta solução é uma aplicação do princípio *made to measure*, denominação empregada por Corden (1974).

possa contribuir para alterar os efeitos dos preços, da renda e da quantidade produzida sob livre comércio, ou seja, que dificulte as importações; por conseguinte, as BNT alteram a elasticidade da curva de demanda por importações.

O resultado esperado mais preeminente da proteção era a industrialização dos LDC, dado o prognóstico de declínio dos termos de comércio dos produtos primários (carro-chefe das exportações dos LDC) e de ser uma forma de impedir o aumento do *gap* entre os países pobres e ricos. A proteção, contudo, era considerada uma política de caráter temporário, caso contrário, os custos da proteção poderiam chegar a suplantar os benefícios da proteção.

2.1.1 Os custos da proteção

Os custos da proteção podem ser classificados em diretos e indiretos. Os diretos são aqueles gerados pelas distorções dos fluxos de recursos, em face do desalinhamento dos preços domésticos em relação aos internacionais. Em uma análise de equilíbrio parcial, a imposição de uma tarifa ocasiona uma perda de consumo e de produção. O Banco Mundial (1987), ao estimar esses custos encontrou, que eles podem atingir cerca de 1% do PIB. Para Condon & de Melo (1986), se fossem considerados os efeitos das restrições ao comércio sobre a estrutura de mercado, esses custos seriam maiores, pois a proteção encoraja as firmas a entrarem em mercados protegidos e, de um modo geral, elas operam em escalas pequenas e ineficientes. Como a proteção leva a um isolamento da competição internacional, isso facilita e tende a levar a um comportamento oligopolista no mercado interno. Caves (1980) e Jacquemin (1982) concluíram que uma abertura maior restringe o poder de monopólio. Bergsman (1974) estimou as perdas dos aluguéis de monopólio e as ineficiências associadas com o comportamento não competitivo no Brasil e no Paquistão como sendo da ordem de 5 a 7% do PIB.

Os custos indiretos do protecionismo incluem não somente a perda de recursos na geração de renda e consumo, mas também as perdas decorrentes de

atividades improdutivas (DUP)⁶, como, por exemplo, a de *rent-seeking*⁷ associadas com a proteção, controle da taxa de câmbio e BNT⁸. Segundo Prichett (2000), em muitos dos países em desenvolvimento, essas atividades desviam os investimentos em capital humano, reduzindo-os, em certos casos, a zero ou a níveis negativos, ou seja, levam a desinvestimentos. Em termos de evidências empíricas dos custos indiretos, pode-se salientar pela estimação dos *rent-seeking* encontrou-se que estes representaram grandes proporções do PIB em países como a Índia e a Turquia (GRAIS, DE MELO, & URATA, 1986; KRUEGER, 1974; MOHAMMAD & WALLEY, 1984; BANCO MUNDIAL⁹, 1987).

Em termos de distribuição de renda, Bourgignon & Morrisson (1989) utilizando amostra de 37 países em desenvolvimento, concluíram que a proteção estava associada a um aumento na desigualdade de renda em razão da queda de 4 para 5 pontos percentuais na participação da renda da população dos 60% mais pobres e a uma redução de 20% na renda média do pobre. Este resultado é consistente com as previsões do Teorema de Stolper-Samuelson, de que o livre comércio beneficia o fator de produção relativamente abundante, o qual nos LDC é o trabalho.

Adicionalmente, tanto os custos diretos quanto os indiretos apresentaram implicações sobre a produtividade total da economia.

2.1.2 Os resultados da proteção

No que se refere à industrialização dos LDC, pode-se considerar que os objetivos foram alcançados, pois conforme Martin (2003), em 1965, cinquenta por cento das exportações dos LDC era de produtos agrícolas e as manufaturas representam aproximadamente quinze por cento. Desde então, a participação das manufaturas aumenta continuamente, com exceção do declínio transitório ocorrido

⁶ Inclui todas as atividades que geram renda ou lucro, mas não produzem bens nem serviços, direta ou indiretamente.

⁷ Denominados de custos de busca de renda, que envolvem atividades tipo as de *lobby*, que têm por objetivo captar prêmios de escassez associados à existência de cotas e licenças.

⁸ A proteção não tarifária acarreta uma série de custos, tais como: incerteza, perda de informação, barreiras à entrada, altos custos de transação, perda fiscal, “rent-seeking” e estímulo à contravenção.

⁹ Os custos de “rent-seeking” na Índia, em 1964, foram estimados em 7.3% do PNB e na Turquia, em 1968, em 15% do PNB.

em 1997, resultado da crise dos países asiáticos. O autor ressalta também o aumento substancial da importância do comércio em serviços. No início da década de 1980, os serviços comerciais representavam 17% das exportações dos países de maior renda e, desde então, aumentou para 20%. Nos LDC, o comércio dos serviços começou com uma menor percentual, 9%; mas cresceu rapidamente para 17%. Mesmo a participação da Saharan África cresceu de 10 para 15%.

Katz (1987), ao analisar o comportamento das firmas latino-americanas, no contexto do regime de substituição de importação, viu que a falta da competição externa teria levado as empresas a não priorizarem a redução dos seus custos, apesar do reconhecimento de que ocorrem avanços significativos em termos de capacitação tecnológica.

2.2 A liberalização dos países latino-americanos

2.2.1 Os ganhos do comércio

A defesa do livre comércio iniciou-se com Adam Smith (1776), contrapondo-se ao argumento mercantilista de estímulo às exportações e restrição das importações, como forma de crescimento econômico motivado pelo comércio. Smith fundamentou a sua defesa na vantagem absoluta¹⁰ com base na produtividade do trabalho, que posteriormente se tornou um caso particular da Lei¹¹ das vantagens comparativas, desenvolvida por David Ricardo (1817), a qual permanece, até hoje, como a mais sólida defesa da política de abertura comercial, dentro da teoria¹² da política comercial.

Os argumentos em defesa do livre comércio podem ser divididos em estáticos e dinâmicos. Os estáticos estão associados à teoria¹³ pura de comércio internacional e apresentam como determinantes das vantagens comparativas a

¹⁰ Cada nação poderia especializar-se na produção de mercadorias nas quais tinha vantagem absoluta (produção com maior eficiência do que as demais nações) e importar aquelas que apresentassem desvantagem absoluta (ou produzir menos eficientemente).

¹¹ Segundo Salvatore (1940), essa é uma das leis de economia mais famosa e ainda não contestada. Um país tem vantagens comparativas na produção de um bem se o custo de oportunidade da produção do bem em termos de outros bens é mais baixo do que em outros países, considerando os preços relativos dos bens em uma análise de equilíbrio geral. A princípio a fundamentação dessa lei foi realizada através da teoria do valor-trabalho e posteriormente explicada em termos de custo de oportunidade (HABERLER, 1936, *apud* BAUMANN R., CANUTO O. & GONÇALVES R., 2004).

¹² Estuda as razões e os resultados os obstáculos ao livre intercâmbio comercial.

¹³ Examina as bases para o comércio, ou seja, os fatores reais e os benefícios que deles decorrem.

tecnologia (modelo de Ricardo), a dotação de fatores (modelo Heckscher-Ohlin) e o modelo geral de comércio, utilizado para derivar os vários efeitos do comércio sobre as variáveis macroeconômicas. O modelo de Ricardo considera que a especialização da produção é condicionada à vantagem comparativa baseada na produtividade ante os preços relativos dos bens e que o comércio beneficia a economia primeiro pelo fato de poder ser considerado como um método indireto de produção. Segundo, por aumentar as possibilidades de consumo (considerando que os consumidores valorizem este consumo adicional). No modelo de Heckscher-Ohlin, as vantagens do comércio consistem em permitir que os países exportem bens cuja produção faça uso relativamente intenso de recursos que são abundantes e importem aqueles que são escassos localmente. Esses argumentos¹⁴ são considerados como do tipo *once-and-for-all* (estáticos), por concentrarem-se no período de transição da economia autárquica para uma economia aberta, porquanto considerados pouco relevantes para explicar a correlação positiva entre comércio e crescimento, no longo prazo.

Os argumentos dinâmicos integram a nova teoria de comércio à nova teoria de crescimento econômico¹⁵, tratando da evolução dinâmica das vantagens comparativas e explorando as relações de longo prazo entre política de comércio e crescimento.

A nova teoria de comércio considera o progresso técnico como endógeno e que ele reflete não só o avanço natural da ciência, mas também o processo de concorrência entre as firmas. A partir dessa “endogeneização”, os argumentos são construídos para relacionar comércio, política e crescimento.

Uma das grandes implicações desta análise é que condiciona o crescimento mais rápido de uma economia ao tamanho do seu estoque de capital humano, logo, economias com grandes estoques de capital humano devem crescer mais rapidamente. Isto sugere que, sob livre comércio entre os países, a velocidade

¹⁴ No modelo estático a decisão que se toma hoje não repercute na solução do problema em “t+1”. A escolha em um determinado período não influencia o problema de maximização (ou minimização) em qualquer outro período.

¹⁵ A nova teoria de crescimento baseia-se nos modelos de crescimento endógeno, tais como em Romer (1986), Lucas (1988) e Romer (1990). Esses modelos apresentam como arcabouço teórico central o fato de que o progresso tecnológico é gerado endogenamente, enquanto a teoria de crescimento tradicional considerava o progresso tecnológico como exógeno.

da taxa de crescimento tende a aumentar. Desta forma, os baixos níveis de capital humano podem ajudar a explicar o fraco desempenho de crescimento observado, em economias fechadas e em desenvolvimento. Explica também por que uma economia, menos desenvolvida, porém com uma grande população, pode se beneficiar da integração econômica com o resto do mundo.

Young (1991)¹⁶ avaliou o *Learning by doing* (LBD) e os efeitos dinâmicos do comércio internacional, utilizando um modelo de crescimento endógeno com LBD para examinar a interação entre os LDC e os DC¹⁷. O autor partiu da hipótese de um nível inicial de conhecimento mais alto, no caso dos DC. A conclusão foi a de que, sob livre comércio, os países em desenvolvimento experimentarão taxas de progresso tecnológico e crescimento do PIB menores ou iguais às apresentadas por uma economia autárquica. Os resultados encontrados por Young (1991) sugerem ainda que os países desenvolvidos experimentarão taxas de progresso tecnológico e de crescimento maiores ou iguais às encontradas sob uma economia autárquica. E, como ambos os países obtêm os ganhos usuais do comércio, o livre comércio aumenta o bem-estar dos consumidores dos países em desenvolvimento.

2.2.2 As reformas de comércio

Os críticos do modelo ISI, apesar de minoria, nas décadas de 1950 e 1960, consideravam-no contrários aos princípios básicos da economia de livre mercado. À medida em que os problemas com o modelo foram surgindo, principalmente na América Latina, o debate acirrou-se. A Escola monetarista latino-americana considerou que o agravamento do processo inflacionário decorra dos vultuosos gastos despendidos pelo governo para dar suporte e manter aquele tipo de modelo de crescimento. O cenário, ou resultado da proteção, compreendia um processo inflacionário que reduzia a taxa de juros real e desencorajava a poupança privada e, como conseqüência, reduzia o crescimento econômico. Compreendia ainda uma taxa de câmbio sobrevalorizada, a qual incentivava o uso dos recursos de maneira ineficiente. Neste ambiente de proteção e subsídios às empresas, somente

¹⁶ Para detalhes, vide YOUNG, A. *Learning by doing and the dynamic effects of international trade*. USA: *The Quarterly Journal of Economics*, May, 1991.

¹⁷ Países desenvolvidos.

poderiam sobreviver por meio de *rent-seeking* e com isso estavam impossibilitadas de competir no mercado internacional.

A proposta realizada pela Escola para resolver esses problemas era de desvalorização, redução da oferta de moeda e redução do déficit público (FOXLEY, 1983); ou seja, a ênfase dessa abordagem concentrava-se na estabilização das economias. Com a aceleração da inflação e redução do crescimento, na maioria dos países, após o choque de petróleo de 1973, as críticas ao modelo ISI ganharam força como conseqüência. O objetivo passa, então, a ser não somente de estabilização, mas também de transformação da estrutura produtiva mediante a liberalização completa e redução ou eliminação da interferência do governo (modelo denominado neoliberal).

Como resultado desse debate na década de 1980 os economistas voltados para a área de desenvolvimento dos LDC passaram a recomendar insistentemente a adoção de estratégias de desenvolvimento baseadas em reformas orientadas para o mercado, tendo como componente fundamental reduções às BT e BTN, ou seja, a promoção da abertura comercial.

A princípio, alguns fatos respaldaram a insistência da abertura. Em primeiro lugar a necessidade de solucionar os problemas da inflação, deficits em balanço de pagamentos, aumento da dívida externa, ineficiência, falta de competitividade no mercado internacional. Em segundo lugar, o confronto entre o rápido crescimento dos países do Leste Asiático, por duas décadas consecutivas, em contrapartida ao fraco desempenho apresentado pelos países da América Latina, conforme pode ser observado na tabela 2.1. Isto reforça o argumento de Bhagwati (1988) de que as economias que mudaram rapidamente para uma estratégia de promoção das exportações¹⁸ obtiveram melhoria substancial no desempenho das suas exportações, destacando-se particularmente o caso das quatro economias do Leste Asiático, que apresentaram aumento, tanto da participação do comércio no PIB, quanto da renda *per capita*.

¹⁸ Refere-se aos incentivos ao comércio (políticas de comércio direto ou doméstico ou políticas financeiras, de taxa de câmbio que afetam o comércio).

Tabela 2.1 - Crescimento do PIB e das exportações na América Latina e no Leste Asiático.
Período: 1965-1999 – (em %)

	Taxa anual de crescimento do PIB real		Taxa anual de crescimento das manufaturas		Taxa anual de crescimento das exportações	
	1965-80	1980-89	1965-80	1980-89	1965-80	1980-89
A. Países selecionados na América Latina:						
• Argentina	3.5	-0.3	2.7	-0.6	4.7	0.6
• Brasil	8.8	3.0	9.8	2.2	9.3	5.6
• Chile	1.9	2.7	0.6	2.9	7.9	4.9
• Colômbia	5.8	3.5	6.4	3.1	1.4	9.8
• México	6.5	0.7	7.4	0.7	7.6	3.7
• Venezuela	3.9	0.4	3.8	0.4	1.6	0.4
• América Latina & Caribe (média)	3.7	1.0	5.8	4.9	-9.5	11.3
	6.0	1.6	7.0	1.5	-1.0	3.6
B. Países selecionados do Leste Asiático:						
• Hong Kong	8.6	7.1	N.a.	N.a.	9.5	6.2
• Indonésia	8.0	5.3	12.7	12.7	9.6	2.4
• Coréia	9.6	9.7	18.7	13.1	27.2	13.8
• Malásia	7.3	4.9	-	8.0	4.4	9.8
• Cingapura	10.1	6.1	13.2	5.9	4.7	8.1
• Tailândia	7.2	7.0	11.2	8.1	8.5	12.8
• Média do Leste Asiático	7.2	7.9	10.6	12.6	10.0	10.0

Fonte: Banco Mundial (1989, 1990) *apud* Edwards, S. *Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries*. USA: *Journal of Economics Literature*, Vol. XXXI (September, 1993), pp. 1360.

Existe um consenso na literatura de que a estabilidade macroeconômica, por meio de baixos deficits fiscais, inflação baixa e taxa de câmbio estável desempenharam papel importante no sucesso das economias do Leste asiático, e constitui requisito importante para a mudança da política comercial, MARTIN (1991), KRUEGER (1978), BHAGWATI (1978), MICHAELY (1991).

A lógica das reformas compreendia o restabelecimento da eficiência econômica e com isso do crescimento de longo prazo mediante alocação dos recursos pelos agentes econômicos individuais, sem a interferência dos governos. A eles seria imputada tão-somente a responsabilidade de estabelecerem as regras do jogo em relação aos direitos de propriedade, jurisprudência e manutenção da estabilidade econômica.

2.3 A liberalização e os seus principais resultados

A avaliação dos resultados da liberalização será subdividida em três grandes blocos. O primeiro tratará da eficiência econômica; o segundo da mudança estrutural, do ponto de vista da produção, exportações, importações e emprego, e a última apresentará outras considerações.

2.3.1 Eficiência econômica

No que se refere ao restabelecimento da eficiência econômica, um dos objetivos centrais da lógica das reformas, alguns resultados relevantes encontrados corroboram a premissa mencionada anteriormente. Marshall (1992) e Tybot & Westbrook (1995), ao estudarem o impacto da liberalização comercial na eficiência do setor manufatureiro chileno e mexicano, respectivamente, encontraram ganhos significativos derivados, no primeiro caso, de economias de escala e de maior esforço tecnológico e, no segundo, do esforço tecnológico e da redução dos preços dos produtos intermediários.

Em relação à previsão teórica de que a redução da proteção deveria aumentar o PIB, Chenery, Robinson & Syrquin (1986) encontraram evidências de uma ligação entre *outward orientation* com ganhos de produtividade. O crescimento da produtividade é significativamente maior nos períodos de políticas de comércio liberal, conforme evidências empíricas encontradas em estudos de países diversos, dentre eles, vale ressaltar o da Coreia (estudo realizado por Kim, 1987); Turquia (KRUEGER & TUNCER, 1982) e Iugoslávia (NISHIMIZU & PAGE, 1982 e HAVRYLYSHYN, 1999).

Pack (1988), avaliando a produtividade total dos fatores (PTF) em indústrias de países que adotaram o regime de substituição de importação, concluiu que a maioria revela grandes variações inter-indústria e inter-firma, em claro contraste com os países desenvolvidos. Os estudos referentes à quantificação do impacto da abertura comercial ou do regime de comércio sobre a produtividade ao nível da firma ou da indústria não dão suporte a nenhuma generalização fácil, embora tendam a apontar impactos positivos no que diz respeito à abertura ou aos regimes abertos.

2.3.2 Mudança estrutural

Além do resultado esperado de melhoria da eficiência, outro resultado também passou a ser esperado, ou seja, uma mudança significativa na estrutura das economias no que se refere a produção, exportações, importações e emprego.

2.3.2.1 *Produção*

Segundo Peres & Stallings (2000), a interação das privatizações e novas estruturas regulatórias e rápidas mudanças tecnológicas levaram a um forte dinamismo em setores como telecomunicações, mineração, geração e distribuição de força elétrica. Esse dinamismo ocorreu no geral em todos os países, apesar da estrutura de mercados diferir entre eles. Como resultado, foram observadas a realização de novos investimentos e a adoção de novas tecnologias, via de regra introduzidas pelas corporações multinacionais (MNCs), provocando a difusão tecnológica na região.

2.3.2.2 *Exportações*

Segundo Lopez (1989), os efeitos positivos das exportações sobre o produto são provavelmente mais imediatos mediante a combinação entre uma desvalorização real e uma melhoria das políticas das exportações do que entre uma desvalorização real e a liberalização das importações.

Já Peres & Reinhardt (2000) detectaram o fato de que o comércio intra-regional cresceu fortemente na América Latina, tanto em termos absolutos quanto em termos relativos, em face dos acordos de comércio bilateral e subregional. Conforme dados da ECLAC, 1998, *Table 292, apud Peres & Reinhardt (2000)*, as exportações entre os onze países aumentaram de 12.9% das importações regionais em 1990 (12.8% em 1980) para 17.9%, em 1996. Segundo os autores, as mudanças estruturais das exportações como um todo, na América do Sul, considerando o período de 1980-96 foi moderada (0.22), assim como as observadas para a produção. A maior mudança na estrutura das exportações (0.27) ocorreu no período de crise (1980-85), quando a taxa de câmbio estava fortemente depreciada na região, reduzindo-se (0.19), no período de estabilização (1985-90) e acentuando-se ainda mais (0.11), após as reformas (1990-97), quando a taxa de câmbio se encontrava apreciada, na maioria dos países. Na tabela 2.2, que apresenta o perfil das exportações dos onze países, pode-se observar que, em muitos casos, o padrão de mudança do período pós-reforma, na verdade, é uma continuação da tendência que começou antes das reformas da década de 1980

Tabela 2.2 – Perfil das exportações – Período: 1980-96 (% do total das exportações)

País/Ano	Agricultura				Alimentos				Metal-Mecânico				Intermediários				Mineração				Consumo			
	80	85	90	96	80	85	90	96	80	85	90	96	80	85	90	96	80	85	90	96	80	85	90	96
Argentina	36.3	43.3	27.3	25.6	33.6	24.9	31.6	29.1	7.6	6.6	6.7	11.8	12.4	18.2	25.0	15.7	0.4	1.1	1.5	10.4	9.7	6.0	7.9	7.5
Bolívia	3.3	2.7	13.1	14.1	5.7	1.4	8.6	17.8	1.6	0.4	0.2	7.3	52.2	21.8	21.2	21.1	36.7	73.6	53.4	34.1	0.5	0.1	3.4	5.5
Brasil	7.0	18.4	11.1	10.1	39.8	19.4	17.7	20.8	19.1	17.4	20.6	22.0	17.4	28.6	32.6	31.6	9.0	7.5	9.0	6.5	7.7	8.7	9.1	8.9
Chile	8.1	15.1	17.2	17.0	9.7	11.5	9.8	13.4	2.7	1.0	1.5	3.3	67.8	56.0	58.7	47.9	11.1	16.0	10.9	15.6	0.6	0.4	1.9	2.8
Colômbia	69.0	61.9	32.7	25.4	8.1	3.9	4.5	5.2	3.5	1.9	2.0	7.6	8.5	21.2	14.6	20.4	0.3	3.5	30.9	29.7	10.6	7.6	15.3	11.7
Equador	18.9	25.9	39.6	43.0	14.0	6.7	5.5	9.7	1.2	0.1	0.5	2.3	9.4	4.3	7.2	12.4	55.8	62.9	46.5	31.1	0.7	0.2	0.7	1.6
México	8.5	6.2	6.1	4.4	4.3	1.3	2.0	2.4	6.2 ^b	11.7 ^b	19.9 ^b	29.3 ^b	9.7	13.5	13.1	13.4	58.4	49.0	24.3	11.9	13.0 ^c	18.3 ^c	34.6 ^c	38.7 ^c
Paraguai	52.2	83.9	68.1	53.9	19.7	7.8	18.7	22.0	0.0	0.0	0.2	0.9	26.0	6.4	7.3	14.3	0.0	0.0	0.0	0.1	2.0	1.9	5.7	8.8
Peru	8.3	6.0	7.3	9.1	9.4	48.2	15.7	20.7	2.2	0.9	2.1	0.9	34.6	24.6	41.5	41.1	35.7	15.3	20.2	18.2	9.9	5.1	13.2	9.9
Uruguai	13.5	19.7	14.7	13.3	36.6	31.9	31.9	37.0	4.8	2.2	2.3	5.0	9.7	7.5	12.8	13.0	0.7	0.1	0.2	0.2	34.6	38.6	38.1	31.5
Venezuela	0.2	2.8	1.2	0.9	0.2	0.5	1.2	1.5	0.3	1.0	2.4	2.6	32.9	49.1	42.5	38.5	66.4	46.5	51.3	56.1	0.0	0.1	1.4	0.5
América Sul ^a	11.7	13.6	14.8	14.4	5.4	10.5	6.7	9.3	1.4	1.0	1.9	3.6	33.0	36.0	36.4	34.2	45.2	32.9	33.9	33.3	3.3	2.6	6.2	5.3

Fonte: Calculado através do ECLAC (1998), apud Peres & Reinhardt. Latin America's new economic model: micro responses and economic restructuring. Grã Bretanha: Elsevier, 2000, vol. 28, no. 9, p. 1551.

^a Inclui Bolívia, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Exclui Argentina e Brasil.

^b Consumo de nonmaquila e produtos metal-mecânicos.

^c Maquila

O caso do México, entretanto, é uma exceção, dado que ocorreu claramente uma mudança significativa na composição das suas exportações, que aconteceram de forma cumulativa durante todo o período. Alguns autores consideram que os determinantes desses resultados foram os investimentos externos diretos (FDI), principalmente americanos, e o enfraquecimento do setor agrícola.

Peres & Reinhardt (2000) encontraram dois padrões distintos de desenvolvimento na América Latina. O primeiro, dos países localizados ao norte do Panamá, e o segundo ao sul desse país. O padrão de exportação do norte está baseado na vantagem comparativa decorrente de mão-de-obra com baixa qualificação e barata; mas também e talvez de forma mais significativa, da proximidade geográfica com os Estados Unidos. Esses fatores que foram determinantes no estabelecimento de relações comerciais especiais com os Estados Unidos (NAFTA). Conseqüentemente, a mudança estrutural em resposta a esses fatores, no contexto da abertura, é extensiva.

Em relação aos países situados no sul, as respostas à abertura comercial são fundamentalmente determinadas pelas dotações de recursos naturais de cada um dos países, pelas diferenças nas condições iniciais do processo de liberalização, tal como nível de industrialização e impacto dos acordos de livre comércio subregionais (Mercosul e Comunidade Andina).

Com relação ao Brasil, atribui-se a pequena mudança no perfil das exportações, durante o período de 1990 a 1996, à severa instabilidade macroeconômica do País, nos anos iniciais.

Nos casos do Chile, Argentina e Venezuela, mostrou-se que o crescimento das exportações baseadas em recursos naturais começou na década de 1970 e foi conseqüência, não somente das dotações de recursos naturais, como também de políticas ISI para promover a diversificação da capacidade industrial.

Em síntese, a mudança estrutural do padrão de exportações das regiões do norte e sul não pode ser atribuída totalmente ao impacto da liberalização, pois fatores preexistentes e externos também foram determinantes (LONDERO & TIETEL, 1998).

Considerando especificamente o setor exportador primário, Martin (2003) ressaltou que as reformas nele introduzidas foram modestas e demandavam de forma complementar políticas para redução do viés contra as exportações primárias, dado que o comércio destes produtos é freqüentemente desencorajado por taxas de câmbio sobrevalorizadas, tarifas e controle dos preços.

Thomas & Nash (1991) ilustraram o caso da Argentina como exemplo para este tipo de situação, pois os produtos agrícolas e a agricultura representam cerca de 75% das suas exportações, as quais foram reduzidas para a metade do seu nível potencial, como resultado das políticas anti-exportadoras.

O Chile, nas décadas de 50 e 60, obteve bons resultados de sua política, visando a um melhor desempenho das exportações primárias. As reformas do Chile foram baseadas, em grande parte, em investimentos externos privados e na revitalização do setor de mineração mediante políticas *export-oriented*. A Bolívia também abriu o setor de mineração para investimentos externos; a Argentina e o Uruguai reduziram as taxas das exportações, apesar de a Argentina ter que reverter esta redução por problemas de receitas; a Colômbia e o México implementaram uma redução de controles regulatórios das exportações para ajudar os produtos primários.

Quanto às evidências dos efeitos dinâmicos da liberalização sobre a economia dos países em desenvolvimento, Krueger (1978) encontrou duas conclusões importantes, com base nos seus estudos. A primeira refere-se às contribuições relativas do crescimento das exportações, em que a mudança na taxa de câmbio real parece ser substancialmente mais importante do que os movimentos de liberalização. A taxa de câmbio real e efetiva valorizada impacta positivamente as exportações não tradicionais e não altera as tradicionais. Em segundo lugar, a mudança para um regime mais liberalizado apresentou efeito positivo sobre o crescimento das exportações, porém, não foi encontrado nenhum efeito direto da liberalização sobre o crescimento.

2.3.2.3 Importações

No plano agregado, as importações cresceram rapidamente, na região, após a década de 1980, mas com taxas de crescimento variando por categorias,

conforme pode ser observado na tabela 2.3. Observa-se que, no período de crise (1980-85), as importações caíram em todas as categorias, sendo que os bens intermediários representam a categoria que caiu menos e a de bens de consumo a que caiu mais; entretanto, após 1985, as referidas categorias voltaram a crescer.

Tabela 2.3 – Importações latino-americanas por categoria, período de 1980-96

Valor das Importações, USD milhões (% do total)	1980	1985	1990	1996
Bens Intermediários	60,318.9 (64.3%)	41,582.7 (69.8%)	55,752.5 (61.1%)	133,613.8 (56.9%)
Bens de consumo	11,409.2 (12.2%)	5,720.7 (9.6%)	13,893.7 (15.2%)	41,607.1 (17.7%)
Bens de capital	22,152.1 (23.6)	12,286.3 (20.6)	21,560.8 (23.6)	59,703.1 (25.4)
/taxa de crescimento (média anual)		1980-85	1985-90	1990-96
Bens Intermediários	-	-0.07	0.06	0.16
Bens de consumo	-	-0.13	0.19	0.20
Bens de capital	-	-0.11	0.12	0.19
Índice de Mudança Estrutural (SCI)		0.06	0.09	0.04

Fonte: Calculado dos dados da ECLAC (1998), *apud Peres & Reinhardt. Latin America's new economic model: micro responses and economic restructuring*. Grã Bretanha: Elsevier, 2000, vol. 28, no. 9, p. 1553.

O aumento das importações de bens de consumo, como verificado na tabela 2.3, poderia ser explicado pela propensão marginal a consumir e pela retirada do mercado, de empresas nacionais. O novo padrão de competição decorrente da abertura evidenciou a ineficiência e a falta de competitividade das empresas que se desenvolveram sob estratégia ISI. Críticos da abertura, no entanto, argumentam que a retirada dessas firmas poderia ter decorrido não tão-somente da abertura comercial, mas talvez da velocidade e seqüenciamento das reformas, bem como da falta de mecanismos para ajudar as empresas a se ajustarem ao novo ambiente competitivo.

Em relação ao crescimento da participação das importações de bens de capital, entretanto, não existe previsão clara na teoria que dê respaldo a esse resultado. Desse modo o esperado seria a redução na participação das importações de bens de capital na pauta de importações. Isto porque, ao se eliminar os subsídios e as distorções no uso de recursos deles decorrentes implicaria menor intensidade

no uso de capital pelas empresas. Logo, uma redução nas importações de bens de capital, como observado, não ocorreu.

A razão para este resultado é que fatores importantes para a análise dos resultados não são considerados. Primeiro, é pequena a margem operacional e econômica que possibilita uma mudança, no curto prazo, na estrutura do capital investido. Segundo, o grau de proteção não era uniforme para todas as empresas e setores. Quarto, com a abertura e a redução das barreiras, mais empresas entraram no mercado. Por último, a liberalização introduz novas forças competitivas, forçando, portanto, a modernização das firmas existentes. Em síntese, o aumento da participação relativa dos bens de capital na pauta das importações é consistente com os resultados esperados em face de maior abertura da economia.

A tabela 2.4 apresenta a participação das importações de bens de capital sobre as importações totais.

Tabela 2.4 – Participação das importações de bens de capital na oferta total, período 1970/96

País	1970	1980	1990	1994	1996
Argentina	38.7	22.3	18.3	51.9	49.9
Bolívia	92.4	84.6	n.a.	n.a.	n.a.
Brasil	20.2	13.4	12.5	18.7	n.a.
Chile	66.1	76.5	82.7	80.5	84.5
Colômbia	57.0	56.1	60.3	63.2	62.9
Equador	77.4	80.2	73.6	n.a.	n.a.
México	37.8	39.9	49.2	67.0	n.a.
Paraguai	93.8	91.4	98.0	98.3	n.a.
Peru	66.8	56.6	53.6	77.9	79.7
Uruguai	n.a.	65.9	68.1	76.7	76.9
Venezuela	78.0	80.3	72.6	n.a.	n.a.

Fonte: Calculado pela base de dados da ECLAC PADI, *apud Peres & Reinhardt. Latin America's new economic model: micro responses and economic restructuring*. Grã Bretanha: Elsevier, 2000, vol. 28, no. 9, p. 1554.

2.3.2.4 Emprego

Michaely *et al.* (1991) realizaram estudo mais detalhado do mercado de trabalho, dentro também de um Projeto do Banco Mundial. Para cada país¹⁹, foi utilizada uma metodologia, considerada mais adequada, para tentar avaliar a extensão na qual as reformas de comércio, em um período específico, tinham

¹⁹ Chile, Espanha e Yugoslávia.

afetado o emprego e, em alguns casos, o salário. Os objetivos eram investigar os efeitos bruto e líquido, mediante o cômputo das variações antes e depois da liberalização, para acessar os efeitos das reformas de comércio sobre o emprego. O efeito bruto estava associado ao desemprego, como consequência da contração de algumas indústrias, após a liberalização. O efeito líquido seria o total da mudança no desemprego agregado da economia. No Chile e na Yugoslávia, o efeito líquido da liberalização foi positivo, ou seja, a taxa de desemprego nestas economias declinou após o programa de liberalização. Na Espanha, como foram realizadas algumas tentativas de liberalização com resultados diferentes, dependendo do período estudado, na primeira e na segunda (1960-66 e 1970-74), o desemprego agregado aumentou após as reformas. Na terceira tentativa (1977-80), houve um declínio da taxa de desemprego agregado, após a reforma. Em estudos de outros países, com as suas respectivas tentativas, tais como Argentina (1967-70 e 1976-80); Israel (1952-55 e 1962-68); Indonésia (1966-72); Coréia (1978-79); Filipinas (1960-65) e Turquia (1980-84) o desemprego aumentou após as reformas. Os autores consideraram que, na maioria dos casos, o desemprego era pequeno e poderia ser atribuído a fatores diferentes daqueles da reforma, em si. A conclusão geral foi de que grandes tentativas de liberalização não incorreram em custos de transição significativos, na forma de desemprego.

Edwards (1993) ressaltou que, apesar da relevância do estudo de Michaely *et al* (1991), as análises não foram bem focadas, pois não analisam o papel das distorções do mercado de trabalho, em função do salário mínimo ou de práticas de indexação.

2.3.3 Demais considerações

Do ponto de vista dinâmico, outros autores tentaram encontrar resultados diferentes, ligando abertura a crescimento, como, por exemplo, Balassa (1982)²⁰. Outros estudos, conforme ressaltado por Moreira & Correia (1996), encontraram uma correlação positiva entre regimes de comércio abertos, PTF e crescimento (MICHAELY, 1977; NISHIMIZU & ROBINSON, 1986; NISHIMIZU & PAGE, 1991; LEVINE & RENELT, 1992). Os autores, porém, recomendam cautela na utilização dos seus resultados, em razão de uma série de deficiências²¹ que os estudos apresentaram. Michaely *et al.* (1991) concluíram que os países liberalizados de forma intensa e sustentada obtiveram resultado melhor do que os países que falharam em suas tentativas, enquanto Peres & Stallings (2000) concluíram que os países que apresentaram melhor desempenho econômico não foram somente aqueles que foram agressivos nas suas reformas, mas que a fizeram por iniciativa própria.

Dado que a América Latina apresenta uma história econômica de consecutivos estrangulamentos externos e um processo de industrialização por substituição de importações espera-se que a restrição externa ou do balanço de pagamentos pode desempenhar um papel inibidor para estas economias. Logo, no caso específico do Brasil, Jayme, F. G & Souza, J. R. C. (2002) investigaram o possível papel das restrições, tanto de ordem externa, quanto de poupança e fiscal, como indícios ou respostas para o baixo desempenho econômico do País. Os resultados encontrados apontaram que o desempenho do balanço de pagamentos foi um dos principais determinantes do crescimento econômico brasileiro, ou seja, o hiato das divisas é uma das principais restrições ao crescimento econômico do Brasil.

Vale observar, entretanto, que todos os trabalhos, mencionados anteriormente, foram seriamente afetados pela dificuldade em medir a orientação para o comércio. Ademais, existe também certo grau de arbitrariedade na classificação dos países como fortemente liberalizados e fracamente liberalizados

²⁰ Para detalhes vide, Balassa, Bela. *Development strategies in semi-industrial economies*. NY and London: Oxford U. Press, 1982.

²¹ Os autores consideram duas deficiências importantes. A primeira é a de que os resultados, em sua maioria, são pouco robustos e não resistem à introdução de outras variáveis explicativas. A segunda é de que a política comercial e o grau de abertura ou o desempenho dos fluxos de comércio podem ser função do próprio crescimento da produtividade do PIB. Veja Moreira & Correia (1996) para maiores esclarecimentos.

em vários estudos realizados, tais como os de Krueger (1978); World Bank (1987); Sachs & Warner (1995), dentre outros.

2.3.4 Conclusões sobre a liberalização

Alguns autores consideram que a América Latina protegeu seus mercados por um tempo demasiadamente longo, sendo esta uma das justificativas para o seu fraco desempenho após a liberalização.

Objetivando investigar as razões que levaram os LDC a não apresentarem um desempenho satisfatório, o que contraria aquele previsto na teoria, a adoção de medidas protecionistas pelos países desenvolvidos foi considerada como uma dessas supostas razões. A tabela 2.5 corrobora essa suposição, pois fica patente o aumento substancial das tarifas. Há de se salientar que alguns produtos apresentaram tarifas consideradas abusivas.

Tabela 2.5 - Tarifas praticadas pelos principais países de destino das exportações agrícolas após a Rodada do Uruguai.

Destino das Exportações	Posições tarifárias - alíquotas superiores a 12% (Porcentagem)	Número de posições tarifárias com tarifas superiores a 100%	Produtos com tarifas abusivas
União Européia	45	33	> 200%: carnes, suco de uva
Japão	40	146	> 300%: manteiga, trigo, amendoim, arroz
Estados Unidos	19	26	> 100%: amendoim, tabaco, derivados do tabaco
Canadá	11	68	> 200%: leite em pó, manteiga, queijo

Fonte: Elaborado com base na Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento/Organização Mundial do Comércio (UNCTAD/OMC), *The post-Uruguay Round Tariff Environment for Developing Country Exports: Tariff peaks and tariff escalation* (TD/B/COM.1/14/Ver.1), Genebra, 28 de janeiro de 2.000; apud CEPAL (2002).

As restrições do balanço de pagamentos equivalem às restrições orçamentárias da teoria microeconômica. Neste caso, a importação está limitada ou restrita à quantidade que o país exporta. Rodrik, 1988; Sachs, 1987 e Taylor, 1988 consideraram que a liberalização do comércio pode agravar o balanço de pagamentos e os problemas fiscais, nos países em desenvolvimento, conforme relatado e comprovado em trabalhos mencionados anteriormente.

Em relação à taxa de câmbio os principais resultados são os de que uma taxa sobrevalorizada onera indiretamente os exportáveis e importáveis

levemente protegidos e favorece os *nontradables* e importáveis, protegidos pela vinculação às restrições não tarifárias, (EDWARDS, 1989b). As flutuações na taxa de câmbio real provocam efeito adverso sobre as exportações, uma vez que criam considerável incerteza, (CABELLERO & CORBO, 1989). Uma característica comum e central dos estudos de Bhagwati-Krueger (1978) e Michaely et al. (1991) é a importância da desvalorização na política de liberalização, pois a desvalorização real reduziria os aluguéis das alocações de licenças de importação, na presença de restrições quantitativas. Os efeitos positivos das exportações sobre o produto são provavelmente mais imediatos mediante a combinação entre uma desvalorização real e uma melhoria das políticas das exportações do que entre uma desvalorização real e a liberalização das importações (LOPEZ, 1989).

Alguns autores questionam o grau de importância que foi creditado à liberalização. Segundo Martin (2003) a expansão do comércio internacional dos LDC, nas décadas de 1950 e 1960, resultou muito mais da redução da proteção dos DC, onde primeiramente eles eliminaram as cotas e posteriormente reduziram as tarifas, do que de políticas adotadas pelos LDC.

Para Sachs (1987), a liberalização do comércio representou papel importante nas economias orientadas para o mercado, porém ele questiona se a liberalização é um componente necessário para o sucesso dessas estratégias. O argumento central dele era de que o sucesso dos países asiáticos, em grande parte, decorreu do papel ativo do governo na promoção das exportações em um ambiente no qual as importações não tinham sido completamente liberalizadas, porém dentro de um equilíbrio macroeconômico e, especialmente, de equilíbrio fiscal.

Segundo Pack (1988) as taxas de crescimento mais altas encontradas nas economias *export-oriented* não constituiu um reflexo do aumento do fator produtividade em razão da falta de elementos conclusivos que liguem o crescimento da produtividade com o regime de comércio. Para ele, o crescimento está conectado com a habilidade das economias *export-oriented* em absorver a transferência dos fatores (tais como trabalho) de setores de baixa produtividade para setores de alta produtividade, sem reduzir os termos do comércio nos setores altamente produtivos.

Lopez (1989) atribuiu os efeitos positivos das exportações sobre o produto mais à combinação entre desvalorização real do câmbio e melhoria das políticas das exportações do que entre a desvalorização real e a liberalização das importações.

Bhagwati *apud* Jayme (2002) considerou que o bem-estar de uma nação poderá ser reduzido como resultado do crescimento econômico por meio do progresso técnico. O efeito da redução do bem-estar poderia ser função da deterioração dos termos de troca, que produz um efeito sobre o consumo; ou seja, na presença de distorções, a abertura comercial pode ter efeitos empobrecedores e redutores do bem-estar.

Analisando os resultados obtidos decorrentes das reformas dos LDC, Thomas & Nash (1991) salientaram que a motivação para a reforma da política de comércio para as economias que mantiveram restrições protecionistas ancorou-se na falta de acesso ao progresso tecnológico externo, causado pelo seu isolamento, resultando em uma perda de competitividade das economias e restringindo as oportunidades de exportação. Este isolamento fez com que as economias ficassem, de certa forma, divorciadas da economia internacional, encontrando grandes dificuldades de ajustes, em face dos aumentos do preço do petróleo e de choques externos. A grande dificuldade de resposta destas economias isoladas é em relação à mudança nos termos de comércio. Quando os termos de comércio são adversos em virtude da restrição e da inflexibilidade do regime de proteção, as economias são incapazes de aumentar as suas exportações rapidamente e têm um escopo pequeno para substituição de importação eficiente, resultando em grandes deficits e desequilíbrios macroeconômicos. Além disso, estudos do Banco Mundial mostraram que as indústrias que receberam altas proteções durante relativamente longos períodos eram ineficientes, enquanto indústrias eficientes, notadamente exportadoras, receberam relativamente pouca proteção.

Segundo os autores, os LDC não deram a atenção necessária às reformas institucionais e de infra-estrutura para a promoção das exportações. As fracas e inflexíveis políticas públicas (legislação trabalhista, regulamentação de entrada e saída dos mercados, controle sobre os investimentos externos, dentre outros) levaram a que o ajuste na mudança da estrutura de incentivos não apresentasse velocidade de ajuste desejada, o que afetou a mobilidade dos fatores

de produção, comprometendo os resultados esperados. Um aspecto de importância fundamental e pouco focado nos trabalhos foi o aumento da proteção nos mercados internacionais, depreciando os preços internacionais e bloqueando o acesso aos mercados, principalmente dos produtos agrícolas, aliado à falta de credibilidade de vários governos, que é um dos requisitos necessários para a implementação de uma reforma de fundamental importância. As principais conclusões do estudo mostraram que os resultados (ganhos) esperados das reformas de comércio dependem, fundamentalmente, da estabilidade macroeconômica do país, e da avaliação da repercussão das reformas sobre o déficit fiscal.

Rodrik (1999) apontou três razões principais para o fraco desempenho da América Latina ante as reformas promovidas.

A primeira refere-se ao emprego, que se tornou, no geral, menos seguro, reduzindo o bem-estar do País, acompanhado da redução da renda real e do aumento do desemprego, que também diminuem o bem-estar.

A segunda refere-se à alta volatilidade do capital. As políticas macroeconômicas passam a depender dos investidores de curto prazo, além do fato de que os instrumentos, tais como política fiscal e de taxa de câmbio, se tornaram dominados pela necessidade de administrar os fluxos de capitais e não podem mais ser o alvo da estabilidade doméstica. A maior mobilidade do capital implicou uma mudança da idiosincrasia do risco no país, de mobilidade de capital para imobilidade do trabalho.

A terceira está relacionada com as instituições políticas e sociais, que não têm respondido adequadamente em relação à segurança econômica. As evidências *cross-national* sugerem que sociedades com maior abertura política e participação são melhores para ajustarem-se aos choques externos, apresentam uma volatilidade econômica mais baixa e geram uma inflação menor (RODRIK, 1998). Conseqüentemente, a institucionalização da democracia deveria produzir, eventualmente, resultados econômicos mais estáveis e reduzir a insegurança na região. As instituições participativas na América Latina apresentam grande número de fraquezas, apesar da transição da região para a democracia.

3 REVISÃO DE LITERATURA DE QUEBRA ESTRUTURAL, RAIZ UNITÁRIA E MEDIDA DE ABERTURA

3.1 Quebra Estrutural

Conceitualmente, a mudança estrutural refere-se a uma alteração permanente na forma como as variáveis econômicas operam. Dentre os possíveis elementos causadores de uma quebra estrutural, pode-se destacar os avanços tecnológicos, as mudanças no comportamento do consumidor, o surgimento de competidores, a liberalização da economia, além de outras tantas mudanças políticas ou institucionais. Do ponto de vista econométrico, a quebra estrutural refere-se a uma alteração do DGP, podendo ocorrer de formas diversas: mudança na forma funcional (ex: linear *versus* não linear); mudança de intercepto; mudança de inclinação; alteração do conjunto de variáveis explicativas relevantes, isto é, algumas novas variáveis podem se tornar relevantes para a explicação após certo período e outras podem perder importância. A extensão no tempo de resposta das variáveis econômicas em relação à mudança nas políticas ou do evento investigado, ou seja, a data da quebra, pode ser conhecida, desconhecida ou antecipada.

A lógica do teste de quebra estrutural é a de que o comportamento dos dados é estável até determinado ponto conhecido ou não e, a partir da mudança discreta, o processo segue uma nova estrutura de trajetória estável. Existem, contudo, processos nos quais as mudanças para novos regimes podem ser mais graduais e menos óbvias.

A presente seção segue de perto o desenvolvimento realizado por Perron (2005) e subdivide-se em dois tipos de testes de mudança estrutural simples, o primeiro sem modelagem de quebra e o segundo com modelagem.

Seja $\{y_t\}$ uma série temporal univariada, que se distribui sob a hipótese nula de maneira independente e identicamente com média μ , variância $\sigma^2 < \infty$ e sob a hipótese alternativa está sujeita a uma quebra simples em um período T_b desconhecido,

$$\gamma_t = \mu_1 + \mu_2 \mathbf{1}(t > T_b) + e_t \quad (3.1)$$

onde $\mathbf{1}(\cdot)$ é a função indicadora

$$e_t \sim iid^{22} N(0, \sigma_e^2).$$

Assumindo erros normalmente distribuídos, Quandt (1958,1960) propôs um teste baseado no princípio da razão de verossimilhança atualmente conhecido como teste Sup F. A distribuição limite de sua estatística de teste, porém, não foi deduzida, mas sabia-se que esta era bastante diferente de uma qui-quadrado. Para a condução do teste em amostras finitas, foi elaborada uma tabela a partir de simulações.

Gardner (1969) adotou um procedimento baseado em somas parciais de observações desviadas da média para analisar quebras estruturais. O teste proposto é de natureza bayesiana, atribuindo sob a hipótese alternativa pesos p_t como sendo a probabilidade *a priori* de que ocorra uma mudança na data $t \in \{1,2,\dots,T\}$. Assumindo erros normais e σ_e^2 (variância) desconhecida, a estatística de teste proposta foi

$$Q = \hat{\sigma}_e^2 T^{-1} \sum_{t=1}^T p_t \left[\sum_{j=t+1}^T (y_j - \bar{y}) \right]^2 \quad (3.2)$$

onde $\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\sum_{j=t+1}^T (y_j - \bar{y})^2}{T}$ e $\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T}$.

Assumindo pesos iguais para todas as observações, i.e. $p_t = 1/T$, o teste pode ser reescrito como

$$Q = \hat{\sigma}_e^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \left[\sum_{j=t+1}^T (y_j - \bar{y}) \right]^2 \quad (3.3)$$

A distribuição-limite da estatística de teste Q proposta por Gardner (1969) só foi deduzida por MacNeill (1974), que mostrou que

$$Q \Rightarrow \int_0^1 B_0(r)^2 dr \quad (3.4)$$

onde $B_0(r) = W(r) - rW(1)$ é uma ponte browniana.

²² Independente e identicamente distribuídos.

MacNeill (1978) propôs uma extensão do procedimento para testar uma mudança em uma função tendência polinomial da forma

$$y_t = \sum_{i=0}^p \beta_{i,t} t^i + e_t \quad (3.5)$$

onde $\beta_{i,t} = \beta_i + \delta_i I(t > T_b)$.

No caso de ausência de mudança, $\delta_i = 0$ para todo i e a estatística de teste proposta foi

$$Q_p = \hat{\sigma}_e^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \left[\sum_{j=t+1}^T \hat{e}_j \right]^2 \quad (3.6)$$

com $\hat{e}_t =$ resíduos da regressão de y_t em $\{1, t, \dots, t^p\}$,

$$\hat{\sigma}_e^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2.$$

A distribuição-limite foi derivada por MacNeill(1978), ao observar que Q_p converge fracamente para

$$\int_0^1 B_p(r)^2 dr \quad (3.7)$$

onde $B_p(r)$ é uma ponte browniana generalizada (i.e. possibilita a inclusão de tendência). Perron (1991) ampliou o teste, de modo a permitir dependência nos erros e_t , mostrando que, sob condições gerais, a estatística

$$Q_p^* = \hat{h}_e(0)^{-1} T^{-2} \sum_{t=1}^T \left[\sum_{j=t+1}^T \hat{e}_j \right]^2 \quad (3.8)$$

Tem a mesma distribuição-limite de Q_p , onde $\hat{h}_e(0)$ é um estimador consistente da função de densidade espectral de e_t na frequência zero. A estatística Q_p^* é o conhecido teste KPSS para a hipótese nula de estacionaridade contra a alternativa de raiz unitária [ver KWIATKOWSKI *et al* (1992)].

Q_p^* é o correspondente em grandes amostras e permitindo correlação do teste Q_p para a hipótese nula de que $\sigma_u^2 = 0$ no modelo

$$y_t = \sum_{i=0}^p \beta_{i,t} t^i + r_t + e_t \quad (3.9)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t$$

onde $u_t \sim iidN(0, \sigma_u^2)$ e $e_t \sim iidN(0, \sigma_e^2)$.

Perron (1989,1990) observa que o fato de a mesma estatística poder ser aplicada em testes de estacionaridade, tanto contra raiz unitária quanto quebra estrutural, significa que as duas coisas devem estar ligadas de alguma forma. A evidência em favor de raízes unitárias pode ser uma manifestação de mudança estrutural e vice-versa. Perron (2005) alerta para o fato de que este problema introduz severas complicações quando se está lidando com mudanças estruturais e raízes unitárias.

Conforme exemplo apresentado em Enders (2004), considerem-se os seguintes DGP's:

$$\text{DGP 1: } y_t = 0.5y_{t-1} + \varepsilon_t + D_L \quad ; \quad \varepsilon \sim iidN(0,1)$$

com $T = 100$ observações e D_L representando uma variável *dummy* de nível, definida como $D_L = 0$ para $t = 1, 2, \dots, 50$ e $D_L = 3$ para $t = 51, 52, \dots, 100$.

$$\text{DGP 2: } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t + D_P \quad ; \quad \varepsilon \sim iidN(0,1)$$

com $T = 100$ observações e D_P representando uma variável *dummy* de impulso, definida como $D_P = 0$ para $t \neq 51$ e $D_P = 4$ para $t = 51$. Enders (2004) chama atenção para o fato de que, na presença de quebra estrutural, o teste Dickey-Fuller²³ em suas várias versões é viesado na direção da não-rejeição da hipótese de presença de raiz unitária.

²³ O teste Dickey-Fuller é descrito com algum detalhe na seção 3.3.

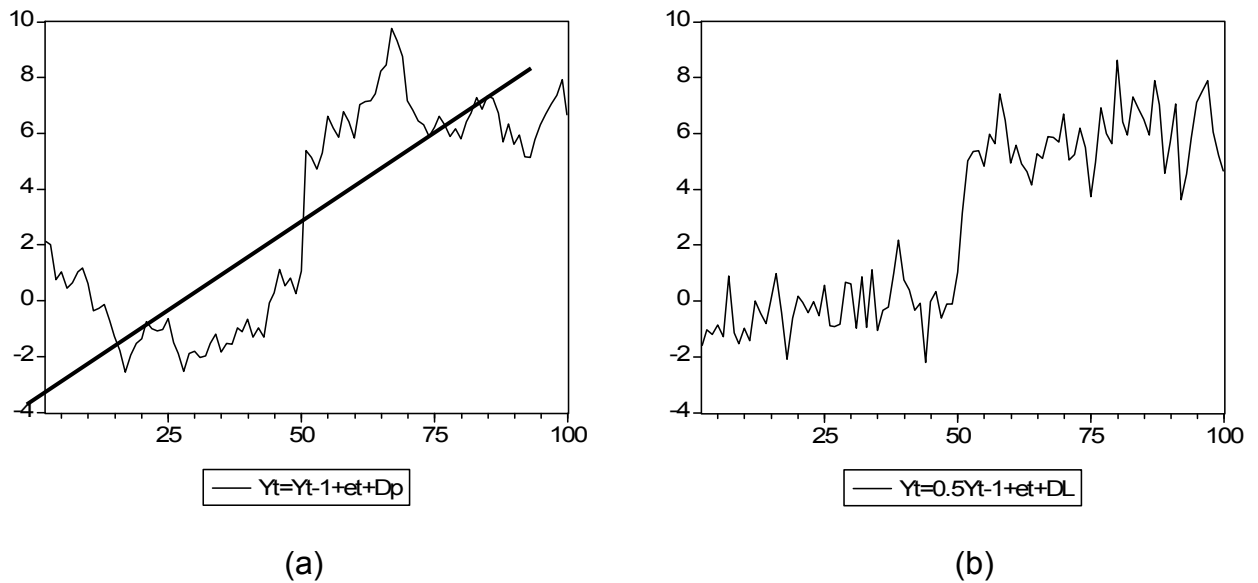


Gráfico 3.1 - Dois Modelos de Quebra Estrutural

Fonte: Enders, W. *Applied Econometric Time Series*. USA: Wiley, 2nd. Ed., 2004, p. 200.

Considerem-se a regressão linear múltipla

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (3.10)$$

para $j=1, \dots, m+1$, onde

y_t = variável dependente observada no tempo t ;

x_t = vetor ($p \times 1$) de regressores observados no tempo t ;

z_t = vetor ($q \times 1$) de regressores observados no tempo t ;

β = vetor ($p \times 1$) de parâmetros associados a x ;

δ_j = vetor ($q \times 1$) de parâmetros associados a z , com $j \in \{1, 2, \dots, m+1\}$;

u_t = termo de perturbação no tempo t ;

(T_1, \dots, T_m) = índices (ou pontos de quebra) são tratados explicitamente como desconhecidos. Por convenção, $T_0=0$ e $T_{m+1}=T$.

A regressão anterior trata de um modelo de mudança estrutural parcial, uma vez que o vetor β não está sujeito a alterações. Para $p=0$, temos um modelo puro de mudança estrutural, no qual todos os coeficientes estão sujeitos a mudança.

É necessário impor algumas condições sobre os regressores, os erros, o conjunto de partições admissíveis e as datas de quebra para que se possa obter alguns resultados teóricos associados a consistência e distribuição-limite.

A seguir, avaliaremos algumas hipóteses que restringem a potencial aplicabilidade dos resultados.

(i) Hipóteses sobre os regressores: Seja $w_t = (x_t', z_t')$, para $i=0, \dots, m$,

$$\frac{1}{L_i} \sum_{t=T_i^0+1}^{T_i^0+L_i} w_t w_t' \xrightarrow{p} Q_i(v) \quad (3.11)$$

onde $Q_i(v)$ é uma matriz não aleatória uniformemente positiva definida²⁴ em $v \in [0, 1]$.

Embora essa hipótese permita que a distribuição dos regressores varie entre os regimes, ela impõe que os processos devem ser fracamente estacionários, além de impor também a convergência em probabilidade para uma matriz fixa, o que exclui a possibilidade de processos integrados como regressores.

(ii) Hipóteses sobre os erros: as condições impostas para a seqüência $\{w_t' u_t\}$ ensejam restrições sobre o vetor $w_t' u_t$, permitindo, porém, heterogeneidade dos erros (inclusive heteroscedasticidade condicional) e ampla classe de potencial correlação. É excluída, contudo, a possibilidade de erros com raízes unitárias. Neste caso, os regressores forem estacionários, teremos estimadores inconsistentes da data de quebra (NUNES *et al*, 1995).

(iii) Hipótese sobre o problema de minimização: Seja $S_T(T_1, \dots, T_m)$ a soma dos quadrados dos resíduos resultante da resolução de

$$Q_p^* = \hat{h}_e(0)^{-1} T^{-2} \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_i]^2 \quad (3.12)$$

para cada m-partição (T_1, \dots, T_m) , com $\hat{\beta}(\{T_j\})$ e $\hat{\delta}(\{T_j\})$ denotando as estimativas baseadas na m-partição dada, denotada T_j .

O problema de minimização definido por

²⁴ White (2001, p.22, *apud* Perón, 2005) define: Uma seqüência de matrizes $k \times k$ $\{A_n\}$ é uniformemente não singular se para algum $\delta > 0$ e para todo n suficientemente grande, $|\det(A_n)| > \delta$. Se $\{A_n\}$ é uma seqüência de matrizes positivas semidefinidas, então $\{A_n\}$ é uniformemente positiva definida se $\{A_n\}$ for uniformemente não singular.

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{(T_1, \dots, T_m)} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (3.13)$$

é tomado sobre todas as possíveis partições tal que $\varepsilon T \leq T_i - T_{i-1}$ para algum $\varepsilon > 0$.

(iv) Hipótese sobre as datas de quebra: $T_i^0 = [T\lambda_i^0]$, onde $0 < \lambda_1^0 < \dots < \lambda_m^0 < 1$, e onde o sobre escrito 0 representa o verdadeiro valor do parâmetro. Assim, temos que as datas de quebra são assintoticamente distintas. A análise assintótica pode ser pensada como se fosse possível conseguir sempre mais dados no futuro. Com essa condição, o aumento de T implicaria que todos os segmentos aumentariam de tamanho, pois dado λ_i^0 , o aumento de T implica o aumento de T_i^0 . Evidentemente no limite, teríamos apenas um segmento, o que tornaria a abordagem inútil. A análise assintótica, no entanto, tem por finalidade apenas fornecer informações úteis sobre a estrutura, o que pode ajudar no melhor entendimento das distribuições em amostras finitas, permitindo boas aproximações.

3.1.1 Testes de mudança estrutural simples, sem modelagem da quebra

Historicamente, os testes de mudança estrutural foram primeiramente elaborados com base em procedimentos que não estimavam um ponto de quebra explicitamente. A principal razão era a que a teoria de distribuição não havia sido desenvolvida para a estimação de datas de quebra.

Nos casos em que o modelo sob a hipótese nula é homoscedástico²⁵, é comum testar a estabilidade do modelo por meio de testes F de mudança de subconjunto de coeficientes, diferentes parâmetros nos vetores de coeficientes (ex.: modelo restrito versus modelo livre) e observações insuficientes²⁶. Os procedimentos para a realização do referido teste exigem, primeiramente, que a amostra seja dividida em duas subamostras, uma anterior e a outra posterior à data de quebra investigada. Segue daí a necessidade de conhecer *a priori* o ponto de quebra da série. Adicionalmente, os erros das duas sub amostras devem seguir distribuição normal com média zero e a variância (σ^2) constante, além de serem independentes, sob a hipótese nula de estabilidade estrutural. Dentro desta classe

²⁵ Variância constante.

²⁶ Para detalhes, veja Fischer (1970).

de testes de estabilidade estrutural, o teste clássico presente na maioria dos *softwares* econométricos é o Teste de Chow (1960).

O Teste de Chow, entretanto, se baseia em hipóteses consideradas restritivas, por não contemplar suposições ordinariamente encontradas nos dados das séries temporais, ou seja, tendência, estacionaridade/raiz unitária e correlação serial, além do fato de o teste não explicitar o coeficiente estrutural associado à mudança. Ademais, a investigação está condicionada a uma determinação *a priori* da data da quebra, ou seja, a extensão no tempo de resposta da mudança decorrente de política, de comportamento do consumidor, dentre outras; ou seja, a data de quebra é estabelecida pelo investigador, o que por si só já se caracteriza como uma grande restrição, haja vista que cada economia tem um processo próprio de efetivação ou não das mudanças.

Outra restrição significativa diz respeito ao número de observações. Exige-se um número suficiente de observações de tal sorte que a subdivisão da amostra não comprometa a estimação, ou seja, o número de observações deve ser compatível com os graus de liberdade. Isso decorre do fato de que, para computar a estatística de teste, é preciso calcular uma regressão para cada subamostra, logo o número de observações em cada uma delas deve ser no mínimo igual ao número de coeficientes a serem estimados.

Apesar de haver uma versão do teste contemplando a hipótese de heteroscedasticidade²⁷, quando a hipótese de homoscedasticidade é violada, Schmidt & Sickles (1977), Ohtani & Toyoda (1985) e Toyoda & Ohtani (1986) mostram que a estatística F já não é mais adequada para os referidos testes, dado que ocorre uma distorção no tamanho do teste. Para obter os valores tabelados adequados nesses casos, precisa-se recorrer a experimentos de Monte Carlo, que devem ser conduzidos levando em consideração as particularidades de cada problema, tais como natureza dos dados, extensão da diferença das variâncias, entre outras.

Diante do exposto, surgiu para a literatura econométrica um grande desafio, que foi o de relaxar as hipóteses do Teste de Chow, consideradas muito

²⁷ Ver Jayatissa (1977).

restritivas, sem, contudo, originar resultados que apresentem propriedades indesejáveis em amostras finitas. Neste contexto, três testes de estabilidade podem ser mencionados. O Teste de Hansen (1992), em que a estatística inclui tanto a regressão quanto a variância; o Teste dos resíduos recursivos, proposto por Brown, Durbin & Evans (1975), em que a estabilidade está definida dentro de um intervalo, ou seja, entre +2 e -2 e o Teste CUSUM²⁸, que é baseado na soma acumulada dos resíduos e que a estabilidade também está restrita ao intervalo $[K \pm a(T - K)^{1/2}]$ e $[K \pm 3a(T - K)^{1/2}]$, onde K indica o número de coeficientes estimados, T refere-se ao total de observações amostrais e a é um parâmetro que depende do nível de significância escolhido²⁹.

O teste de estabilidade com base nos resíduos recursivos foi proposto por Brown, Durbin e Evans (1975). A técnica é apropriada para dados de séries temporais e deve ser usada se há incerteza sobre quando a quebra estrutural ocorreu. A hipótese nula é a de que o coeficiente estrutural é o mesmo em todo período, enquanto que a hipótese alternativa contempla a possibilidade de que o coeficiente e/ou a variância do erro não é (são) constante(s) em todo o período. O teste é bastante geral, não exigindo uma especificação *a priori* de quando a mudança estrutural ocorreu. O problema desse teste é o seu baixo poder se comparado com o Teste de Chow.

O Teste CUSUM baseia-se nas hipóteses de erros independentes, com média zero e variância unitária. O Teste CUSUM apresenta um certo avanço no sentido de buscar a determinação de uma data de quebra em um ponto desconhecido, contudo a crítica recai sobre o seu baixo poder³⁰.

3.1.2 Testes de mudança estrutural simples com modelagem da quebra

Perron (2005) esclarece que para obter melhores resultados quando está sendo testada a hipótese nula de ausência de mudança estrutural contra a alternativa de que mudanças estão presentes é importante considerar estatísticas baseadas em uma regressão que contemple a possibilidade de quebra. Quandt

²⁸ CUSUM – Cumulative Sum – soma cumulativa dos resíduos.

²⁹ Para detalhes sobre o teste CUSUM, ver Soares e Castelar (2003).

³⁰ Kramer, Ploberger & Alt (1988) demonstraram o seu poder trivial contra a hipótese alternativa em certas direções, usando o poder local assintótico, e Garbade (1977) e outros por meio de simulações.

(1958, 1960) sugeriu usar o teste da Razão de Verossimilhança (LR) avaliado na data de quebra que maximizasse essa razão.

O método sugerido por Davies (1977) consiste em utilizar o maior valor do teste LR sobre todos os possíveis valores do parâmetro em um conjunto pré-especificado como estatística de teste. No caso de uma quebra estrutural simples em um período desconhecido, isso redundaria na estatística

$$\sup_{\lambda_1 \in \Lambda_\varepsilon} LR_T(\lambda_1) \quad (3.14)$$

onde $LR(\lambda_1)$ = valor de LR avaliada em $T_1 = [T\lambda_1]$ e

$\Lambda_\varepsilon = [\varepsilon_1, 1 - \varepsilon_2]$ = conjunto representando o domínio do problema de maximização da LR. Note que $[\varepsilon_1, 1 - \varepsilon_2] \subset [0, 1]$.

A distribuição-limite dessa estatística de teste depende tanto do número de coeficientes que pode variar com a quebra, q , quanto de Λ_ε , o que indica que o conjunto em que a busca pela quebra está restrita influencia as propriedades do teste de maneira importante. Andrews (1993) mostrou que se $\Lambda_\varepsilon = [0, 1]$, a estatística de teste diverge para infinito sob a hipótese nula. Isso significa que os valores críticos crescem e o poder do teste diminui à medida que Λ_ε aumenta. Assim, há um *trade-off* entre um intervalo Λ_ε pequeno (que oferece valores críticos não muito elevados e um poder do teste aceitável) e um Λ_ε maior, que permite a inclusão de uma quantidade de datas de quebra potenciais.

No caso de erros *iid* e em se tratando do modelo (3.10), os testes LR e de Wald têm propriedades semelhantes, razão pela qual podemos tratar de um ou de outro na discussão a seguir, sem perda de generalidade. Se houver apenas uma quebra, temos

$$\sup_{\lambda_1 \in \Lambda_\varepsilon} W_T(\lambda_1; q) = \sup_{\lambda_1 \in \Lambda_\varepsilon} \left(\frac{T - 2q - p}{k} \right) \frac{\hat{\delta}' H' (H(\bar{Z} M_X \bar{Z})^{-1} H') H \hat{\delta}}{SQR_k} \quad (3.15)$$

onde $(H\delta)' = (\delta_1' - \delta_2')$

$M_X = I - X(X'X)^{-1}X'$ SQR_k = soma dos quadrados dos resíduos sob a hipótese alternativa, que depende da data de quebra T_1 .

Perron (2005) esclarece que um ponto importante a ser notado é que, em se tratando do teste $\text{Sup}W_T$, a data de quebra que maximiza o teste de Wald é igual a $\hat{T}_1 \equiv [T\hat{\lambda}_1]$ obtida via minimização da soma dos quadrados dos resíduos do problema

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{(T_1, \dots, T_m)} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (3.16)$$

$$\text{S.R. } \lambda_1 \in \Lambda_\varepsilon$$

isto é,

$$\sup_{\lambda_1 \in \Lambda_\varepsilon} W_T(\lambda_1; q) = W_T(\hat{\lambda}_1; q) . \quad (3.17)$$

O teste de Wald pode ainda levar em conta a possibilidade de heteroscedasticidade e/ou autocorrelação nos erros, sendo nessas circunstâncias a estatística de teste dada por

$$W_T^*(\lambda_1; q) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - 2q - p}{k} \right) \hat{\delta}' H' (H\hat{V}(\hat{\delta})H') H \hat{\delta} \quad (3.18)$$

onde $\hat{V}(\hat{\delta})$ é uma estimativa da matriz de variância e covariância de $\hat{\delta}$ robusta na presença de heteroscedasticidade e autocorrelação.

Andrews & Ploberger (1994) consideraram uma classe de testes ótimos (vale lembrar que os testes Sup LR e Sup Wald não são ótimos), deduzidos a partir da maximização da função potência do teste por dois tipos de pesos. O primeiro se aplica ao parâmetro que é identificado apenas sob a hipótese alternativa, atribuindo uma função peso $J(\delta_1)$ indicando a distribuição *a priori* sobre as possíveis datas de quebra. O segundo é relacionado à diferença entre as hipóteses nula e alternativa em termos assintóticos. O teste ótimo é uma função ponderada das estatísticas de Wald, LM ou LR para todas as datas de quebra possíveis, sendo observada a equivalência assintótica das três possibilidades. A dependência de uma dada estatística em relação à função ponderação ocorre por meio de um único parâmetro c .

A classe de estatísticas ótimas tem a seguinte forma exponencial

$$\exp W_T(c) = (1+c)^{-q/2} \int \exp\{(1/2)(c/(1+c))W_T(\lambda_1)\} dJ(\lambda_1) \quad (3.19)$$

onde q = número de parâmetros que estão sujeitos à quebra;

$W_T(\lambda_1)$ = estatística de Wald definida em (3.15).

Uma escolha natural para a especificação da função $J(\delta_1)$ é a atribuição de pesos iguais para todas as datas incluídas, levando em conta o *trimming* $[\varepsilon_1, 1-\varepsilon_2]$. No caso do parâmetro c , se $c = 0$, é dado maior peso às possibilidades perto da hipótese nula, isto é, a pequenas quebras e se $c = \infty$, é dado maior peso às grandes mudanças.

Se $c = 0$, o teste assume a forma

$$\exp W_T(c) = (1+c)^{-q/2} \int \exp\{(1/2)(c/(1+c))W_T(\lambda_1)\} dJ(\lambda_1) \quad (3.20)$$

e se $c = \infty$, temos

$$\exp W_T(\infty) = \log \left(T^{-1} \sum_{T_i=[T\varepsilon_1]+1}^{T-[T\varepsilon_2]} \exp \left(\frac{1}{2} W_T(T_i/T) \right) \right). \quad (3.21)$$

Perron (2005) informa que, em relação aos outros testes discutidos anteriormente, o teste Mean W_T apresenta maior poder para pequenas quebras, o teste Exp $W_T(\infty)$ mostra melhor performance em quebras maiores, embora nenhum domine uniformemente o teste Sup W_T . Vogelsang (1997) esclarece que, embora a estatística Sup W_T não seja um membro da classe das estatísticas ótimas propostas por Andrews & Ploberger (1994), sua utilidade consiste no fato de que ela enseja uma estimativa da verdadeira data de quebra.

3.1.3 Testes para múltiplas quebras

Assim como no caso de quebra única, Andrews, Lee & Ploberger (1996) mostraram que os testes Mean W e Exp W preservam a otimalidade quando usados para testar múltiplas quebras. O problema com estes, testes quando aplicados a múltiplas quebras, reside na dificuldade de implementação prática, uma vez que tanto o teste Mean W quanto Exp W requerem que sejam computados os valores do teste de Wald para todas as possíveis partições da amostra, de modo que o número de testes necessários para obter as estatísticas, N , é da ordem $O(T^m)$, isto é, $T^m N$ é

limitado por um real positivo qualquer. Notamos que para $m=2$, N já é um número muito grande e para $m>2$ torna-se proibitivo adotar esses testes.

No caso do teste $\text{Sup } W$ com erros *iid*, a maximização da estatística de Wald com respeito aos pontos possíveis de quebra é equivalente à minimização da soma dos quadrados dos resíduos, quando a procura é restrita à mesma partição da amostra, o que pode ser feito, como mostram Bai & Perron (1998) por um algoritmo eficiente. Para a condução do teste, entretanto, é preciso especificar *a priori* o número de quebras que está sendo investigado, o que é de dedução apriorística difícil.

Quando não se pretende pré-especificar o número de quebras, pode-se utilizar os testes denominados “duplo máximo³¹”, que consistem em testar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural contra a hipótese de existência de um número desconhecido de quebras limitadas por um certo M . Esse teste é de natureza bayesiana e seus detalhes são apresentados em Andrews, Lee & Ploberger (1996) e Bai & Perron (1998).

Embora os testes duplos máximos sejam talvez os testes mais úteis para determinar a presença de quebras estruturais, no caso de múltiplas quebras, seu poder em pequenas amostras é muito baixo.

Outra abordagem utilizada para testar múltiplas quebras é o procedimento de teste seqüencial, que consiste em testar a presença de l quebras sob a hipótese nula contra $l + 1$ sob a hipótese alternativa. No caso de um modelo com l quebras, os pontos de quebra estimados $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ são obtidos por uma minimização global da soma dos quadrados dos resíduos e a estratégia do teste é continuar testando a presença de uma quebra adicional e verificando se o modelo com $l + 1$ quebras origina a soma dos quadrados dos resíduos mínima suficientemente menor do que a gerada pelo modelo com l quebras.

Segundo Perron (2005), ao se estimar um modelo de quebra única na presença de múltiplas quebras, a estimativa da quebra convergirá para uma das verdadeiras quebras, na verdade aquela que é dominante no sentido de levar em

³¹ *Double maximum test.*

conta a maior redução na soma dos quadrados dos resíduos. Esse princípio é, inclusive, usado para estimar consistentemente as quebras de modo seqüencial. Assim, em um modelo com a segunda quebra, a estimativa dessa segunda quebra convergirá para a segunda quebra dominante e, caso haja duas quebras igualmente dominantes, a convergência ocorrerá com probabilidade $\frac{1}{2}$ para cada.

3.1.4 Testes válidos com erros I(1) ou I(0)

É possível que os erros do modelo (3.21), rerepresentado abaixo por finalidade prática

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (3.22)$$

sejam I(0) ou I(1). Evidentemente que no caso de uma quantidade geral de regressores essa questão é de pouco interesse, pois pode-se acabar com o problema com a inclusão de uma quantidade suficiente de regressores. Se, entretanto, os regressores forem todos I(0) e os erros apresentarem raiz unitária, os testes para quebra serão inconsistentes, uma vez que a variabilidade dos erros pode ocultar eventuais quebras. Caso os regressores sejam integrados de primeira ordem e os erros estacionários, observa-se o fenômeno da regressão espúria.

No caso de modelos lineares em que aparece como regressor um polinômio da tendência, é muito importante verificar se os erros são I(0) ou I(1). Perron (2005) destaca como caso de grande interesse em avaliações econômicas o teste de mudança na média ou na inclinação de uma tendência linear, considerando a seguinte estrutura:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \beta_1 t + u_t \\ A(L)u_t &= e_t \end{aligned} \quad (3.23)$$

onde $A(L) = (1 - \alpha L)A^*(L)$

$A^*(L)$ tem todas as raízes fora do círculo unitário.

Assim, testar a estacionaridade de u_t consiste basicamente em testar se $\alpha = 1$ (a série contém uma raiz unitária). Caso $|\alpha| < 1$, u_t é estacionária, o que

significa que y_t é estacionária em torno da tendência (ou *trend-stationary*). Caso $\alpha = 1$, y_t é não estacionária. A estatística de teste é dada por

$$Q_1^* = \hat{h}_u(0)^{-1} T^{-2} \sum_{t=1}^T \left[\sum_{j=t+1}^T \hat{u}_j \right]^2 \quad (3.24)$$

onde $\hat{h}_u(0) = \sum_{\tau=m}^m w(m, \tau) \hat{R}_u(\tau)$

$$\hat{R}_u(\tau) = T^{-1} \sum_{t=\tau+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-\tau}$$

$w(m, \tau)$ é uma função de ponderação com $(m/T) \rightarrow 0$.

\hat{u}_t são os resíduos de mínimos quadrados da regressão (3.23).

Perron (2005) mostra que a distribuição-limite de Q_1^* não só é diferente para erro $I(1)$ e $I(0)$ como a ponderação necessária é diferente. Caso não haja conhecimento *a priori* sobre a ordem de integração da série, Perron (1991) sugere basear o teste em uma regressão que leve em conta a possível correlação de u_t , a saber

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + e_t \quad (3.25)$$

e dada a ausência de autocorrelação em e_t , a estatística apropriada é

$$QD_1 = \hat{\sigma}_e^{-2} T^{-2} \sum_{t=k+1}^T \left[\sum_{j=t+1}^T \hat{e}_j \right]^2$$

(3.26)

onde $\hat{\sigma}_e^{-2} = T^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_t^2$

\hat{e}_t corresponde aos resíduos de (3.25) estimados por OLS³².

Nesse caso, embora as distribuições-limite sejam diferentes para $|\alpha| < 1$ e $\alpha = 1$, as ponderações para a obtenção da convergência são as mesmas. Desse modo, um procedimento conservador consiste em utilizar o maior dentre os dois conjuntos de valores críticos, o que corresponde àqueles associados ao caso $I(1)$.

³² *Ordinary Least Square* (OLS) significa mínimos quadrados ordinários.

Outra extensão possível é modelar explicitamente as quebras, considerando uma regressão da forma

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma_1 DU_t + \gamma_2 DT_t + u_t \quad (3.27)$$

onde $DU_t = 1(t > T_1)$

$DT_t = 1(t > T_1)(t - T_1)$

$1(\cdot)$ é a função indicadora.

Para contornar os problemas gerados pela não estacionaridade dos erros, pode-se utilizar uma regressão dinâmica da seguinte forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma_1 DU_t + \gamma_2 DT_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + e_t \quad (3.28)$$

3.2 Teste de Vogelsang

A metodologia proposta por Vogelsang (1997) fornece um procedimento seqüencial para testar endogenamente a mudança estrutural na função de tendência de uma série de tempo univariada, permitindo correlação serial nos erros e raiz unitária. Para tanto, foram considerados os testes sup, mean e exp Wald e mostrado que eles apresentam distribuição-limite bem definida, tanto $I(0)$ quanto $I(1)$, sendo, contudo, diferentes. A função de tendência é modelada como um polinômio no tempo e os resultados assintóticos foram obtidos tanto para os erros $I(0)$ quando para os erros $I(1)$. Assim como no caso anterior, qualquer que seja o nível de significância dado, os valores críticos são maiores no caso $I(1)$.

O DGP da série $\{y_t\}_1^T$, com uma quebra desconhecida no tempo T_b^c , é descrito por

$$y_t = f(t)\theta + g(t, T_b^c)\gamma + v_t \quad (3.29)$$

$$A(L)v_t = e_t \quad (3.30)$$

onde $f(t) = (1, t, t^2, \dots, t^p)$ é um vetor de tendências, sendo a primeira entrada composta de termos unitários, a segunda entrada descrita pela tendência linear, a terceira pela tendência quadrática e a $p+1$ -ésima entrada contendo a tendência elevada à potência p .

$\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p)'$ é o vetor de parâmetros associados a $f(t)$.

$g(t, T_b^c) = 1(t > T_b^c) \{1, t - T_b^c, (t - T_b^c)^2, \dots, (t - T_b^c)^p\}$, onde $1(\cdot)$ é a função indicadora³³, logo se $t \leq T_b^c$, $g(t, T_b^c)$ é o vetor nulo e se $t > T_b^c$, então $g(t, T_b^c) = (1, t - T_b^c, (t - T_b^c)^2, \dots, (t - T_b^c)^p)$.

$\gamma = (\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p)'$ é o vetor de parâmetros associados a $g(t, T_b^c)$.

$A(L) = 1 - a_1L - \dots - a_{k+1}L^{k+1}$ é um polinômio no operador de defasagens L . Assume-se a idéia de que o polinômio auto-regressivo $A(z)$ tem no máximo uma raiz dentro do círculo unitário e todas as demais estritamente fora do círculo unitário.

O processo dos erros $\{e_t\}$ é considerado i.i.d.(0, σ_ε^2), com o quarto momento finito. A série $\{y_t\}$ descrita por (3.29) e (3.30) é um processo auto-regressivo (estacionário ou com raiz unitária) em torno de uma tendência determinística de p -ésima ordem com quebra na data T_b^c . A hipótese nula de função tendência estável é dada por $H_0: \gamma = 0$ contra a hipótese alternativa de que pelo menos um dos termos de $g(t, T_b^c)$ tem coeficiente não nulo, isto é

$$H_1: \gamma_i \neq 0 \text{ para algum } i=0,1,\dots,p.$$

Vogelsang (1997) cita como exemplo o caso de $p=1$. Se $t \leq T_b^c$, então a função indicadora anula o vetor $g(t, T_b^c)$, logo o intercepto e a taxa de crescimento de $\{y_t\}$ são θ_0 e θ_1 , respectivamente, enquanto que se $t > T_b^c$, o intercepto e a taxa de crescimento são $(\theta_0 + \gamma_0)$ e $(\theta_1 + \gamma_1)$. No desenvolvimento da análise assintótica, assume-se a noção de que a razão entre a verdadeira data de quebra, T_b^c , e o tamanho amostral T , permanece fixa, igual a λ_c , à medida que T cresce, isto é, $T_b^c = T\lambda_c$.

É importante notar que, no caso de um processo auto-regressivo de p -ésima ordem:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_{p-2} y_{t-p+2} + a_{p-1} y_{t-p+1} + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.31)$$

a fatoração do polinômio auto-regressivo $A(L) = a_0 - a_1L - \dots - a_pL^p$, seguindo a metodologia do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), pode ser entendida como

³³ A função indicadora é definida como $1(A)=1$ se o evento A é observado e $1(A)=0$ caso contrário.

segue. Primeiramente some-se e subtraia-se $a_p y_{t-p+1}$ no lado direito de (3.29), obtendo

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_{p-2} y_{t-p+2} + (a_{p-1} + a_p) y_{t-p+1} - a_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

Em seguida, some e subtraia $(a_{p-1} + a_p) y_{t-p+2}$ no lado direito de (3.32), de modo que

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots - (a_{p-1} + a_p) \Delta y_{t-p+2} - a_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (3.33)$$

Procedendo dessa forma seqüencialmente, obtém-se

$$\Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.34)$$

onde

$$\alpha = \sum_{i=2}^p a_i - 1 \quad \text{e} \quad \beta_i = -\sum_{j=1}^p a_j.$$

Com isso podemos aplicar a referida fatorização a $\{v_t\}$, de modo a obter

$$\Delta v_t = \pi v_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta v_{t-i} + e_t$$

onde

$$\pi = \alpha - 1 \quad \text{e} \quad \alpha = \sum_{j=1}^{k+1} a_j.$$

Usando a fatoração ADF, é possível reescrever (3.29) como

$$\Delta y_t = f(t)\beta + g(t, T_b^c)\delta + d(t, T_b^c)\eta + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3.35)$$

onde

$d(t, T_b^c) = \{I(t = T_b^c + 1), I(t = T_b^c + 2), \dots, I(t = T_b^c + K)\}$ em que, como antes, $1(\cdot)$ representa a função indicadora.

$\eta = (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_k)'$ é o vetor de parâmetros associado a $d(t, T_b^c)$ e β , δ e η são implicitamente definidos por

$$f(t)\beta = A(L)f(t)\theta \quad (3.36)$$

e

$$g(t, T_b^c)\delta + d(t, T_b^c)\eta = A(L)g(t, T_b^c)\gamma \quad (3.37)$$

Além disso, dada a insignificância assintótica das *dummies* de um período, $d(t, T_b^c)$, é conveniente excluir $d(t, T_b^c)$ do modelo e considerar apenas

$$\Delta y_t = f(t)\beta + g(t, T_b^c)\delta + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t. \quad (3.38)$$

Sob a hipótese nula de ausência de mudança estrutural, $\gamma = 0$ e portanto $\delta = 0$, logo a estatística de teste pode ser construída, estimando (3.38) e testando a hipótese de que $\delta = 0$. A utilidade de escrever o modelo na forma (3.38) é que podemos eliminar a correlação serial, incluindo um número suficiente de termos defasados de Δy_t . Além disso, a praticidade computacional de (3.38) é óbvia.

A estimação realizada usando $T_b = [\lambda T]$ onde $\lambda \in [\lambda^*, 1 - \lambda^*] \subset (0, 1)$ leva a que a data de quebra usada na estimação de T_b possa diferir da data de quebra verdadeira T_b^c . O teste realizado para testar $\delta = 0$ considera a estatística Wald $[W_T^p(\lambda)]$ e o conjunto discreto de possíveis datas de quebra definido por $\Lambda = (T_b^*, T_b^* + 1, \dots, T - T_b^*)$ onde $T_b^* = [\lambda^* T]$. O parâmetro λ^* é denominado de *trimming*. Este *trimming* é necessário para que o conjunto de datas de quebra considerado produza resultados assintóticos que sejam não degenerados. As classes de estatísticas propostas por Andrews & Ploberger (1994), a seguir relacionadas, estão dentro da classe de estatísticas ótimas, desde que os regressores sejam estacionários e sem tendência:

$$Mean W_T^p = T^{-1} \sum_{T_b \in \Lambda} W_T^p(T_b / T) \quad (3.39)$$

$$Exp W_T^p = \log \left(T^{-1} \sum_{T_b \in \Lambda} \exp \left(\frac{1}{2} W_T^p(T_b / T) \right) \right) \quad (3.40)$$

Isto implica que se $p=0$ e $\{v_t\}$ é $I(0)$, os testes de média e exponencial são ótimos, mas quando $p \geq 1$ e/ou $\{v_t\}$ é $I(1)$, os resultados ótimos não se aplicam. A estatística média tem o poder de detectar alternativas próximas da hipótese nula, ou seja, pequenas quebras; a estatística exponencial tem o poder de detectar distâncias alternativas da hipótese nula, com grandes quebras estruturais.

A terceira estatística apresentada em Vogelsang (1997) foi proposta originalmente por Quandt (1960) e generalizada por Andrews (1993). Referida estatística é definida por

$$SupW_T^p = \sup_{T_b \in \Delta} W_T^p(T_b / T) \quad (3.41)$$

Apesar de não ser uma estatística que faça parte da classe de estatísticas ótimas propostas por Andrews & Ploberger (1994), ela fornece uma estimação da data de quebra verdadeira da proporção de “ λ_c ”.

As distribuições-limite das estatísticas sob a hipótese nula de ausência de quebra estrutural foram investigadas por Vogelsang (1997) e são distribuições de forma não-padrão, dependendo de $\{v_t\}$ ser $I(0)$ ou $I(1)$. Os valores críticos associados às estatísticas de teste encontram-se disponíveis para diferentes valores de λ^* . Vogelsang (1997) ressaltou alguns resultados interessantes obtidos, com base na tabulação dos valores críticos. O aumento de “ p ” faz com que as distribuições se tornem assimétricas para a direita. O aumento do *trimming* aumenta os valores críticos, entretanto, os valores críticos da estatística *Sup* não se apresenta tão sensíveis a variações do *trimmig*. As distribuições-limite do caso $I(0)$ são diferentes das do caso $I(1)$.

3.3 Testes de Raiz Unitária

O teste clássico de determinação de raiz unitária é o Teste DF de Dickey e Fuller (1979). Considere o seguinte modelo

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.42)$$

Caso $a_1=1$ temos o fenômeno conhecido como raiz unitária, que caracteriza a série y_t como não estacionária, uma vez que sua variância é função de t . Além disso, caso estejamos considerando um modelo com intercepto (ou *drift*), além da variância, a média também é função do tempo. Subtraindo y_{t-1} em ambos os lados de (3.42), podemos reescrever essa expressão como $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$. Testar se $a_1=1$ em (3.42) é equivalente a testar se $\gamma=0$. O teste DF consiste em obter a estatística t associada a γ para a hipótese nula $\gamma=0$ e compará-la com os valores tabelados adequados, calculados por Dickey e Fuller (1979) para os seguintes modelos:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.43)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.44)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.45)$$

O modelo (3.45) é o caso mais geral do teste DF, que considera a existência de tendência determinística linear e de um termo de intercepto. O modelo (3.44) é uma versão mais restrita, no sentido que não contempla a existência de tendência. O caso mais simples é o apresentado na equação (3.43), que exclui a possibilidade de tendência linear e trata do caso de regressão pela origem, isto é, sem intercepto. Embora (3.45) seja menos restritivo em relação a (3.43) e (3.44), nem todas as séries temporais econômicas podem ser modeladas dessa forma, sendo assim necessário considerar uma versão do teste DF em processos com número de defasagens mais geral, igual a p . Esse é precisamente o objetivo do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A partir de um processo auto-regressivo de ordem p

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \dots + a_{p-1} y_{t-p+1} + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.46)$$

pode-se obter a equação usada no teste ADF:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.47)$$

onde $\gamma = \sum_{i=1}^p a_i - 1$

$$\beta_i = -\sum_{j=i}^p a_j$$

Assim como no teste DF, utiliza-se a estatística t associada ao coeficiente γ para a hipótese nula $\gamma=0$. Adicionalmente, o teste ADF possui também sua versão para as equações (3.28) a (3.30)

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.48)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.49)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.50)$$

Um fator importante a ser observado aqui é que os valores críticos de (3.43) a (3.45) permanecem os mesmos quando alteramos esse modelos para o caso aumentado (3.48) a (3.50). Enders (2004) lembra que os testes DF e ADF apresentam erros independentes e com variância constante, o que gera ocasiona problemas associados ao desconhecimento do verdadeiro DGP associado à série avaliada:

- i) o DGP pode conter termos autoregressivos e de média móvel;
- ii) não se pode estimar γ e seu desvio padrão adequadamente, a menos que todos os termos autoregressivos estejam incluídos na regressão;
- iii) os testes DF e ADF consideram apenas a possibilidade de uma raiz unitária;
- iv) pode ser que a série sofra de quebra estrutural, o que não é levado em conta no teste; e
- v) é preciso saber se deve ou não ser incluído um termo de intercepto e de tendência.

No que concerne à inclusão de *lags* na regressão do teste ADF, ocorre um *trade-off* entre a inclusão de uma pequena quantidade de *lags* (que não permite a retirada de eventual autocorrelação dos erros) e um número excessivo de termos defasados (que reduz o poder do teste em rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em decorrência da perda de graus de liberdade). Para decidir quanto ao número

adequado de *lags* a incluir, usam-se comumente os testes t e/ou F, começando de um número-limite e reduzindo esse limite de um em um período de tempo, a cada vez que não for observada a significância do *lag* de ordem mais alta. Outra abordagem bastante recorrente é a utilização de critérios de informação como o AIC (Akaike Information Criterion) e o BIC (Schwartz Bayesian Criterion) e Hannan-Quinn (HQC), definidos a seguir, são os mais utilizados:

$$AIC(n) = \ln \tilde{\sigma}_u^2(n) + \frac{2}{T}n$$

$$BIC(n) = \ln \tilde{\sigma}_u^2(n) + \frac{\ln T}{T}n$$

$$HQC(n) = \ln \tilde{\sigma}_u^2(n) + 2 \frac{\ln(\ln T)}{T}n$$

onde n = número de diferenças defasadas incluídas;

$\tilde{\sigma}_u^2(n)$ corresponde à soma dos quadrados dos resíduos dividida pelo número de observações incluídas na regressão.

Os critérios apresentados diferem apenas na penalidade imposta sobre a inclusão de uma nova defasagem. Enquanto o AIC impõe uma penalidade de $2/T$, o BIC impõe de $\ln(T)/T$ e o HQC, de $2(\ln(\ln T))/T$. O ponto a ser considerado é que a penalidade imposta pelo BIC é maior que a do AIC, sempre que o número de observações for superior a 7 e, para qualquer tamanho amostral, $\ln(T)/T$ é maior do que $2(\ln(\ln T))/T$. Com isso, conclui-se que o critério de Schwartz imputa maior penalidade quando da inclusão de uma nova defasagem relativamente aos critérios de Akaike e de Hannan-Quinn, sendo assim mais parcimonioso do que ambos. Por essa razão, o número de defasagens foi decidido usando o critério de Schwartz.

No caso de amostras muito grandes com erros normalmente distribuídos, esses métodos devem selecionar o mesmo número de defasagens. Na prática, entretanto, o BIC seleciona modelos mais parcimoniosos relativamente ao AIC e ao teste t. Independentemente do critério adotado na seleção do número de defasagens é importante assegurar-se de que os resíduos apresentam comportamento do tipo ruído branco³⁴.

³⁴ Segundo Hamilton (1994), é uma seqüência $\{\epsilon_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ em que os elementos têm média zero e variância σ^2 e que os erros são não correlacionados no tempo, ou seja $E(\epsilon_t, \epsilon_\zeta) = 0$ para $t \neq \zeta$. O processo de ruído branco independente é aquele que agrega às condições anteriores uma mais forte, ou seja, de independência no tempo ($\epsilon_t, \epsilon_\zeta$ independente para todo $t \neq \zeta$). Já o processo de ruído branco gaussiano exige, além das condições anteriores, a de que $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

No caso em que se suspeita da presença de mais de uma raiz unitária, Dickey & Pantula (1987) sugerem uma extensão do teste ADF. O teste consiste na aplicação do teste DF em sucessivas diferenças da série sob teste. Quando se suspeita da presença de apenas uma raiz unitária, o teste sugerido é o DF. Caso a suspeita seja de que há duas raízes unitárias, estima-se uma das equações:

$$\Delta^2 y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.51)$$

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.52)$$

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.53)$$

Se a hipótese nula de que $\beta_1=0$ não puder ser rejeitada, conclui-se que $\{y_t\}$ é I(2). Se β_1 for significativamente diferente de zero, continua-se o procedimento, testando a presença de única raiz unitária, estimando

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.54)$$

Uma vez concluído que não há duas raízes unitárias, devemos obter β_1 e/ou β_2 diferente de zero. Sob a hipótese nula de raiz unitária única, $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = 0$. Sob a hipótese alternativa, $\{y_t\}$ é estacionária, portanto β_1 e β_2 são ambos negativos.

Em geral, não é preciso tomar mais que duas diferenças em séries temporais econômicas. Em casos atípicos, contudo, em que no máximo $r > 2$ raízes unitárias são suspeitas, o procedimento de teste consiste primeiramente em estimar

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.55)$$

Se o valor crítico de DF para β_1 indicar que não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, conclui-se que $\{y_t\}$ apresenta r raízes unitárias. Caso a hipótese nula seja rejeitada, o próximo passo consiste em testar as $r-1$ raízes restantes

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.56)$$

Caso β_1 e β_2 sejam estatisticamente diferentes de zero, rejeita-se a hipótese nula de $r-1$ raízes unitárias. A decisão é tomada utilizando os valores

críticos de DF para testar a hipótese de que há exatamente $r-1$ raízes unitárias, verificando por meio da estatística t se β_1 e β_2 são ambos estatisticamente diferentes de zero. Se essa hipótese nula for rejeitada, a etapa seguinte é estimar

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \beta_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.57)$$

Esse procedimento continua à medida que forem sendo rejeitadas as várias hipóteses nulas de que os β_i 's são nulos, sendo que, na última etapa possível, temos a regressão

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \dots + \beta_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.58)$$

Deve-se continuar o procedimento até que não seja possível rejeitar a hipótese nula, de onde se conclui que no último caso $\{y_t\}$ é estacionária.

3.3.1 Testes de Raízes Unitárias, na presença de quebra estrutural

Em razão da possibilidade de resultados enganosos nos testes de raízes unitárias quando a série sob teste apresenta quebra estrutural, é dada importância à inclusão da possibilidade de quebra nos testes de raízes unitárias desenvolvidos mais recentemente. Patterson (2000) ressalta a importância da incorporação de quebra estrutural para a avaliação de estacionariedade de uma série temporal. A motivação da crítica realizada ao teste de raiz unitária é a de que se o teste for realizado em uma série estacionária com quebra estrutural e este componente for negligenciado no teste, haverá falsa não-rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade da série. E, desta forma, a série seria considerada indevidamente como não estacionária.

Considere-se a série $\{y_t\}$ descrita por

$$y_t = \mu + \beta t + u_t \quad (3.59)$$

onde

$$\Delta u_t = C(L)e_t \quad (3.60)$$

com $e_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$
 tal que $c_0 = 1$ e $\sum_{j=1}^{\infty} j|c_j| < \infty$
 $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} c_j L^j$

A tendência é especificada como a previsão de longo prazo da série condicional à informação corrente, cujo resultado é

$$\tau_t = \mu + \beta t + C(1) \sum_{j=1}^t e_j \quad (3.61)$$

enquanto que o ciclo é dado por $c_t = \tilde{C}(L)e_t$ com $\tilde{C}(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{c}_j L^j$, onde $\tilde{c}_j = \sum_{i=j+1}^{\infty} c_i$.

Assim a tendência apresenta dois componentes, um determinístico (representado pela tendência linear) e outro estocástico, especificado por um passeio aleatório ponderado por $C(1)$. Dessa forma, a tendência exibe mudança em cada período na forma de quebra de nível. No caso de processos potencialmente integrados de segunda ordem, a tendência exibe mudança tanto no nível quanto na inclinação. Caso o processo não apresente raiz unitária, $C(1) = 0$ e a tendência é uma função determinística linear do tempo.

Diante dessa situação, é natural que surja a pergunta: os dados suportam essa caracterização de que a tendência está mudando sempre ou nunca? Nelson & Plosser (1982) apresentam uma análise empírica que fornece maior suporte ao caso extremo de que uma tendência sempre em mudança consiste numa descrição mais fidedigna do que sem mudança. Não se deve, porém, restringir a discussão apenas à comparação sempre *versus* nunca. Perron (2005) sugere: que tal comparar sempre com às vezes? Idealmente a questão mais apropriada se mostra como: qual é a frequência dos choques permanentes?

Perron (1989, 1990) observa que em muitos casos de interesse, especialmente com séries temporais macroeconômicas, o número de mudanças relevantes é relativamente pequeno, em muitos casos, sendo apenas uma. Essas mudanças em geral estão ligadas a eventos históricos importantes, como no caso do presente estudo, a liberalização econômica dos países da América Latina.

3.3.1.1 Teste URB

Saikkonen & Lütkepohl (2002) e Lanne *et al* (2002) sugerem um teste (doravante denominado teste URB³⁵) de raiz unitária para os casos em que o processo apresenta quebra estrutural. A idéia é incluir além do termo de intercepto (μ_t) e do termo de tendência linear (t), uma função de mudança $f_t(\theta)$ que tem por objetivo modelar a quebra apresentada pela série. Dessa forma, é considerado um modelo

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + e_t \quad (3.62)$$

onde θ e γ são parâmetros (ou vetores de parâmetros) desconhecidos e os erros e_t são gerados por um processo AR(p) possivelmente com raiz unitária.

São algumas formas funcionais possíveis para a função $f_t(\theta)$:

- (i) Uma função mudança representada por uma *dummy* de impulso na data T_B , definida por

$$f_t^{(1)} = d_{1t} := \begin{cases} 0, & t \neq T_B \\ 1, & t = T_B \end{cases}$$

Note-se que, por construção, $f_t^{(1)}$ não é função de θ .

- (ii) Uma função mudança simples com data de quebra T_B e definida por

$$f_t^{(2)} = d_{2t} := \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases}$$

Essa função da função não depende do parâmetro θ . No termo de mudança da regressão do teste, o parâmetro γ é um escalar. A primeira diferença dessa função resulta numa variável binária de impulso, exatamente a forma funcional de $f_t(\theta)$: apresenta em (i)

³⁵ A sigla URB foi sugerida em referência à suspensão em inglês *Unit Root test with structural Break*.

- (iii) A terceira função baseia-se na função de distribuição exponencial, e tem a interessante característica de permitir um ajustamento gradativo e não linear da quebra a partir da data T_B . A referida função é definida por

$$f_t^{(3)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t \neq T_B \\ 1 - \exp\{-\theta(t - T_B + 1)\}, & t \geq T_B \end{cases}$$

No termo de mudança $f_t^{(1)}(\theta)\gamma$, tanto θ quanto γ são parâmetros escalares. O primeiro está restrito ao intervalo real $(0, +\infty)$, enquanto o segundo pode assumir qualquer valor. É importante notar que $f_t^{(3)}$ pode ocasionar mudanças com quina na data T_B , logo essa especificação é bem mais geral do que $f_t^{(1)}$ e $f_t^{(2)}$.

O teste URB proposto por Saikkonen & Lütkepohl (2002) e Lanne *et al* (2002) é desenhado a partir do modelo (3.55) e é baseado na estimativa do termo que modela a quebra primeiramente pelo método de mínimos quadrados generalizados (GLS) sob a hipótese nula de presença de raiz unitária e subtraindo esse termo da série original. Em seguida é aplicado um teste ADF na série ajustada. Os valores críticos foram tabulados em Lanne *et al* (2002). É possível ainda incluir variáveis binárias sazonais em adição aos termos constante e de tendência linear.

3.4 Decomposição de uma série temporal e a utilização de filtro

Como muitas das séries temporais são não estacionárias, é necessário que elas sejam sempre transformadas em uma ou mais série temporal, assumidas como estacionárias. Há dois importantes desvios da estacionaridade, que são as tendências e a sazonalidade. Conforme Enders (2004), uma série temporal pode ser decomposta como

$$Y_t = \text{tendência} + \text{sazonalidade} + \text{ciclo} + \text{termo irregular.}$$

A característica principal da tendência é que ela apresenta um efeito permanente sobre as séries temporais, por essa razão considera-se que a tendência mede o comportamento de longo prazo. Por outro lado, os componentes sazonais,

ciclo e os choques apresentam um efeito temporário. Dois componentes de desvios importantes da estacionaridade são a tendência e a sazonalidade. A tendência é um termo de longo prazo constantemente crescente ou decrescente no nível geral das séries temporais. O componente sazonal é uma mudança cíclica no nível; a extensão do ciclo pode ser, por exemplo, de uma semana ou um ano. Os choques em uma série estacionária são necessariamente temporários, e, ao longo do tempo, os efeitos dos choques se dissiparão e as séries reverterão para o seu nível médio de longo prazo. Uma série perfeitamente cíclica pode ser modelada como estacionária, sendo sempre aconselhável que os ciclos sejam removidos da série antes de aplicar as técnicas estatísticas.

O filtro desenvolvido por Hodrick & Prescott (1997) é um método de suavização amplamente utilizado nas séries macroeconômicas para obter uma estimação suave do componente de tendência de longo prazo da série. O filtro é linear e bicaudal que computa a série suavizada mediante a minimização da variância. De posse de T observações de uma dada série y_t , será obtida a série $\{\mu_t\}$, que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos a seguir:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \quad (3.63)$$

onde λ é uma constante e T é o número de observações.

Para atribuir um valor ao parâmetro que suavizará λ , Hodrick & Prescott (1997) sugerem 100 para dados anuais, 1.600 para dados trimestrais e 14.400 para dados mensais. Note-se que no problema de minimização, λ é uma constante, que reflete o custo de incorporar flutuações na tendência. Por exemplo, se $\lambda = 0$, a soma dos quadrados é minimizada quando $y_t = \mu_t$. Para valores elevados de λ o filtro de Hodrick-Prescott força a mudança na tendência ser tão pequena quanto possível.

3.5 Medidas de abertura

A medida de abertura ordinariamente utilizada é a razão da soma das exportações e importações sobre o PIB, ou seja, é uma medida que representa o agregado da economia de um país e pode ser comparada com o volume de comércio mundial, fornecendo uma participação do país analisado dentro do comércio mundial. Apesar de amplamente utilizada, várias tentativas foram empreendidas para desenvolver a orientação de um país para o comércio que levasse em conta as variáveis limitantes ao comércio e que também fornecesse maiores informações sobre a estrutura econômica do país.

A partir da década de 1970, surge maior disponibilidade de micro-dados dos países, possibilitando a elaboração de índices de orientação para o comércio. O objetivo destes índices era de captar os efeitos da estrutura tarifária imposta pela política de proteção sobre as indústrias.

Os estudos de Little, Scitovsky & Scott (1970) e Bela Balassa (1971) foram pioneiros na investigação da orientação para o comércio e performance do desenvolvimento econômico dos países em desenvolvimento. O objetivo dos estudos era o de determinar a forma mediante a qual as políticas comerciais afetam a estrutura econômica desses países, como um todo. Os estudos há pouco mencionados (Ian Little *et al*³⁶ e o de Balassa³⁷) forneceram evidências comparativas de como a estrutura de proteção para os produtos intermediários e finais afetava a lucratividade relativa do valor agregado setorial. Para tanto, ambos os estudos utilizaram a Taxa Efetiva de Proteção (ERP) para cada um dos países de seus respectivos projetos.

Conceitualmente, segundo Corden (1966), Balassa (1965) e Johnson (1965) a ERP, tenta captar em único indicador a taxa de proteção concedida ao valor agregado, em uma dada indústria. A ERP de uma indústria “j” é definida por $\zeta_j = (VA_j - VA^*_j)/VA^*_j$, onde VA é o valor agregado da economia doméstica e VA* é o valor agregado da economia mundial. O valor agregado foi considerado como uma *proxy* a eficiência produtiva da indústria. A relação entre os insumos e os produtos

³⁶ Estudaram Argentina, Brasil, México, Índia, Paquistão, Filipinas e Taiwan.

³⁷ Estudaram Chile, Brasil, México, Malásia, Paquistão, Filipinas e Noruega.

foi considerada como sendo linear, onde a_{ij} denota o coeficiente insumo-produto, e a ERP pode ser escrita como $\zeta_j = (t_j - \sum_i a_{ij} t_i) / (1 - \sum_i a_{ij})$, onde t_i é a tarifa no insumo "i". Um aspecto importante a ressaltar é o de que se as tarifas sobre os produtos finais excedem às tarifas dos insumos intermediários, atividades com baixo valor agregado tenderão a ter uma ERP mais alta do que aqueles indicados pela tarifa nominal. E aqueles setores onde os insumos intermediários estão sujeitos a tarifas, a ERP pode ser negativa³⁸. E, conclusivamente, o grau de proteção concedido ao valor agregado das manufaturas é significativamente maior do que o sugerido pelos dados das tarifas nominais. A ERP, nos últimos anos, recebeu críticas pela ausência de propriedades de equilíbrio geral e por não fornecer conclusões sobre a forma de como as políticas comerciais afetam a realocação de recursos.

Uma das mais importantes fontes de restrição ao comércio internacional e de dificuldade de medida, nos LDC, é a forte presença das barreiras não tarifárias. Erzan *et al* (1988) estimaram que as barreiras não tarifárias cobrem 40% (valor não ponderado) de todos os produtos no Código de Tarifas, comparado com o resultado do cálculo para os DC que foi de aproximadamente 15%. Segundo Finger & Laird (1987) as tarifas médias, nos LDC, são da ordem de 34% e nos países industriais de aproximadamente 5%. Conseqüentemente, avaliar a proteção baseando-se somente nas tarifas descritas pelo Código de Tarifas levará a conclusões espúrias.

Krueger (1978) e Bhagwati (1978) dirigiram o estudo clássico NBER, que forneceu a primeira tentativa sistemática para classificar formalmente os regimes de comércio³⁹. A orientação para o comércio era medida com base no grau de proteção (e incentivos) em que a estrutura do país fosse viesada contra as exportações. O índice formal do grau do viés era definido por

$$B = \frac{EER_M}{E_M} = \frac{E_M(1 + t + n + PR)}{E_M}$$

$$\frac{EER_X}{E_X} = \frac{E_X(1 + s + r)}{E_X}$$

³⁸ Este seria o caso em que $t_j < \sum_i a_{ij} t_i$. Segundo Edwards (1993), um grande número de estudos mostraram que, em muitos países em desenvolvimento, o setor agrícola apresentou, por muitos anos ERP's negativas.

³⁹ O projeto estudou individualmente nove países: Turquia, Gana, Israel, Egito, Filipinas, Índia, Coréia, Chile e Colômbia. Apesar de o projeto ter incluído também o Brasil e o Paquistão, os resultados destes estudos não foram publicados. Vide Edwards, 1993.

Onde:

EER_x = taxa de câmbio efetiva recebida pelos exportadores

E_x = taxa de câmbio nominal para as exportações

s = subsídios de exportação

r = outros incentivos para a exportação

EER_x = taxa de câmbio efetiva para pelos importadores

E_M = taxa de câmbio nominal para as importações

t = tarifa de importação

PR = prêmio associado com a existência de restrições quantitativas, tais como licenças de importação e outras.

n = outras despesas de importação.

A metodologia desenvolvida classificava a orientação para o comércio segundo o valor assumido por B . Se menor do que 1 (um), o país era considerado como perseguidor de uma estratégia de promoção às exportações. Caso B assumisse o valor unitário, refletiria uma economia com um regime de comércio neutro e, no caso de B exceder a um, o país estaria adotando uma política de substituição de importação. Há de se salientar, dentro desta metodologia, que os incentivos eram considerados pela sua média. Isto permitia que uma economia protegesse alguns setores, mas, ainda assim, na média, não apresentaria um viés anti-exportador. Outro aspecto a ser ressaltado é o de que a definição de viés considerava implicitamente uma idéia contínua de regime, ou seja, B poderia ser alto, baixo, um pouco alto ou relativamente baixo.

Dentro da concepção do projeto, Bhagwati-Krueger conceituavam a liberalização sob dois prismas particulares. O primeiro a considerava como qualquer política que reduzisse o viés anti-exportador e o segundo não impunha tarifa de importação zero ou muito baixa. Uma característica central de ambos os estudos – Bhagwati-Krueger e Michaely *et al* – era o de que a desvalorização era um

componente importante na política de liberalização, dado que ela reduziria o impacto da redução tarifária na Balança Comercial. Os estudos, porém, não conseguiram classificar os países segundo os diferentes tipos de regimes de comércio.

Dado este fato o Banco Mundial decidiu solicitar a cada um dos países que estes formulassem seu índice de liberalização do comércio. Este novo projeto foi conduzido por Michaely, M.; Papageorgiou, D. & Choksi, A . (1991). Eles desenvolveram um índice de liberalização do comércio em que ele poderia assumir o valor de 1 (setor externo reprimido) até 20 (comércio internacional totalmente liberalizado). Este índice, porém, foi considerado extremamente subjetivo em razão de que cada país computava o valor do seu índice; em decorrência da subjetividade, os índices não eram comparáveis entre países.

Uma das mais importantes fontes de restrição ao comércio internacional e de dificuldade de medida, nos LDC, é a forte presença das barreiras não tarifárias. Erzan *et al* (1988) estimaram que as barreiras não tarifárias cobrem 40% (valor não ponderado) de todos os produtos no Código de Tarifas, comparado com o resultado do cálculo para os DC, que foi de aproximadamente 15%. Segundo Finger & Laird (1987), as tarifas médias, nos LDC, são da ordem de 34% e nos países industriais de aproximadamente 5%. Conseqüentemente, avaliar a proteção baseando-se somente nas tarifas descritas pelo Código de Tarifas levará a conclusões espúrias. No projeto de Krueger (1978) e Bhagwati (1978) eles trataram as barreiras não tarifárias somente do ponto de vista teórico. Da perspectiva empírica, não foi possível obter estas estimações em decorrência do grande número de dados exigidos de cada setor da economia. Em razão desta dificuldade, eles fizeram uso da teoria econômica para avaliar os incentivos criados pelo regime.

Sachs & Warner (1995) desenvolveram uma metodologia utilizando dados em painel e construíram uma variável binária para a abertura baseada em cinco variáveis binárias individuais para políticas específicas relativas ao comércio. O critério considerado para classificar um país como fechado consiste no fato de ele apresentar, pelo menos, uma das seguintes características:

- 1 tarifa média de 40% ou mais (TAR):

- 2 barreiras não tarifárias, correspondendo a 40% ou mais do comércio (NTB);
- 3 taxa de câmbio do mercado negro que fosse depreciada em 20% ou mais, em relação à taxa de câmbio oficial, na média, durante as décadas de 70 ou 80 (BMP);
- 4 estrutura de monopólio da maior parte das exportações (XMB); e
- 5 sistema econômico socialista (SOC).

A seleção desses cinco critérios tem por finalidade cobrir as mais variadas restrições que podem existir em relação ao comércio. Apesar de muitos pesquisadores considerarem que o trabalho de Sachs & Warner (1995) não demonstra uma ligação positiva entre abertura e crescimento, outros autores, como Wacziarg & Welch (2003), ainda o consideram.

Wacziarg & Welch (2003) formularam a variável binária que eles denominaram de OPEN90-99. Tiveram como referencial teórico o critério de Sachs & Warner (1995). Apesar de terem aumentado significativamente, porém, o tamanho da amostra, eles encontraram dificuldades em atualizar alguns dados do critério de Sachs & Warner (1995), o que comprometeu o estudo.

Haja vista as enormes dificuldades encontradas em relação a uma fácil operacionalização de uma medida de abertura, a medida usual da soma das exportações e das importações sobre o Produto Interno Bruto do país continua a ser a mais utilizada para mensurar a abertura econômica de qualquer país, em razão da sua fácil manipulação e de pronto estabelecimento. Isso não significa, porém, que seja a melhor medida de abertura para um país, nem que ela também não apresente as suas peculiaridades e ressalvas.

4 METODOLOGIA

Considerando que um dos objetivos desta tese é o de verificar se a liberalização comercial provocou quebra estrutural tanto das participações das séries de comércio internacional (Exportação/PIB e Importação/PIB) quanto da medida de abertura comercial, a metodologia utilizada para a determinação endógena da data de quebra foi a de Vogelsang (1997), apresentada na seção 3.2, entretanto a sua aplicação está apresentada na seção 4.1. Dado que a determinação da estacionaridade dos erros é uma condição exigida pela metodologia de Vogelsang (1997) foram utilizados e confrontados os resultados de dois testes, o ADF e o URB, entretanto, considerando as limitações identificadas de alguns testes, foi adaptada uma metodologia, ambas descritas na seção 4.2. E, por fim, em relação à medida de abertura usual (agregação das séries de Exportação/PIB e de Importação/PIB), além das metodologias há pouco mencionadas, para a investigação da relação entre as séries de comércio internacional, foi utilizada a análise de correlação para investigar a ocorrência de omissão de alguma informação relevante, quando da agregação das séries, conforme apresentado na seção 4.3. Para o estudo de caso do Brasil, no que se refere à medida de abertura usual, como as séries estudadas eram de frequência anual, trimestral e mensal, além da utilização das metodologias mencionadas anteriormente, foi empregado o filtro de Hodrik-Prescott para tentar explicar a razão da diferença encontrada nas datas de quebra, conforme o tipo de frequência dos dados. O nível de significância adotado ao longo de todo o trabalho foi de 5%, para todas as metodologias utilizadas.

4.1 Aplicação da metodologia de Vogelsang

A verificação da estabilidade estrutural e a determinação endógena da data da quebra, por meio da metodologia apresentada em Vogelsang (1997), foi obtida a partir de três modelos de séries temporais univariadas. Esses modelos contemplam três formas funcionais distintas, o Modelo I considera a função de tendência como sendo um polinômio do segundo grau, o Modelo II trata da forma linear e o Modelo III considera a série sem tendência.

A motivação para o uso de três tipos de modelos baseia-se na argumentação e nas evidências empíricas de Ben-David & Papell (1997), visto que, via de regra, a literatura fornece pouca direção relativamente à forma funcional que a função de tendência deve apresentar. Referidos autores, porém, comprovaram empiricamente que, para o caso da avaliação de quebra no período pós-Segunda Guerra Mundial, o polinômio de segundo grau na tendência foi o que melhor descreveu o comportamento da tendência, na maioria dos casos. Por conseguinte, neste trabalho, será utilizado o mesmo critério. A seguir são detalhados os modelos I, II e III.

MODELO I - Modelo que inclui uma função de tendência linear e uma função de tendência quadrática (menos restritivo):

$$\begin{aligned} I_t &= \mu + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \theta DU_t + \gamma_1 DT_1 + \gamma_2 DT_2 + \sum_{j=1}^k c_j I_{t-j} + \varepsilon_t \\ E_t &= \mu + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \theta DU_t + \gamma_1 DT_1 + \gamma_2 DT_2 + \sum_{j=1}^k c_j E_{t-j} + v_t \\ (I_t + E_t) &= \mu + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \theta DU_t + \gamma_1 DT_1 + \gamma_2 DT_2 + \sum_{j=1}^k c_j E_{t-j} + v_t \end{aligned}$$

MODELO II - Modelo que inclui uma função de tendência linear:

$$\begin{aligned} I_t &= \mu + \beta_1 t + \theta DU_t + \gamma_1 DT_1 + \sum_{j=1}^k c_j I_{t-j} + \varepsilon_t \\ E_t &= \mu + \beta_1 t + \theta DU_t + \gamma_1 DT_1 + \sum_{j=1}^k c_j E_{t-j} + v_t \\ (I_t + E_t) &= \mu + \beta_1 t + \theta DU_t + \gamma_1 DT_1 + \sum_{j=1}^k c_j E_{t-j} + v_t \end{aligned}$$

MODELO III - Modelo sem tendência:

$$\begin{aligned} I_t &= \mu + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k c_j I_{t-j} + \varepsilon_t \\ E_t &= \mu + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k c_j E_{t-j} + v_t \\ (I_t + E_t) &= \mu + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k c_j E_{t-j} + v_t \end{aligned}$$

onde I_t = importação/PIB, no tempo "t";

E_t = exportação/PIB, no tempo "t";

$(I_t + E_t)$ = [(exportação + importação)/PIB] = medida usual de abertura

T_B = período em que ocorre a mudança nos parâmetros da função tendência;

DU_t = variável *dummy* de quebra, com $DU_t = 1$ se $t > T_B$ e zero caso contrário;

$DT_t = t - T_B$ se $t > T_B$ e zero caso contrário;

$DT_2_t = (t - T_B)^2$ se $t > T_B$ e zero caso contrário;

$\sum_{j=1}^k c_j I_{t-j}$ e $\sum_{j=1}^k c_j E_{t-j}$ correspondem aos termos defasados da variável dependente e são incluídos para levar em conta a possibilidade de autocorrelação.

Assim, a diferença entre as especificações I, II e III reside no tipo de tendência que está sendo assumida como caracterizadora dos dados. O modelo I considera o caso mais geral aqui abordado, contemplando tendência linear e quadrática. O modelo II consiste basicamente no modelo I com a restrição de que $\beta_2 = \gamma_2 = 0$. O modelo III é indicado para o caso de dados sem tendência, sendo também uma forma restrita do modelo I, com $\beta_1 = \beta_2 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$. David & Papell (1997) ressaltaram a importância da inclusão da tendência quadrática, apesar de não ser usual, dado que ela se mostrou relevante, no caso particular das séries de comércio internacional e de abertura, pois permite que as séries cresçam a taxas decrescentes.

No que se refere ao estudo desta tese, ou seja, das séries de comércio dos principais países da América Latina que dispõem de dados anuais somente (30 observações), torna-se direta⁴⁰ a adoção de um *trimming* de 15%, o que significa que quatro observações serão excluídas de cada extremo do intervalo de tempo analisado⁴¹. No caso do *trimming* de 15%, cada modelo é estimado seqüencialmente para cada ano potencial de quebra com $0,15T < T_B < 0,85T$, onde T corresponde ao número de observações. No estudo de caso do Brasil, entretanto, para o caso da freqüência mensal, em que o número de observações é de 264, justifica o interesse em analisar também o *trimming* de 1%. Da mesma forma, a estimação para cada potencial ano de quebra ocorrerá dentro do intervalo de $0,01T < T_B < 0,99T$. No caso do Modelo I, a estatística de teste corresponde a $\text{Sup } F_t$, definida como o valor máximo sobre todas as possíveis datas de quebra, de três vezes a estatística F para testar $\theta = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$. Em se tratando do modelo II, a estatística $\text{Sup } F_t$ consiste no valor máximo de duas vezes a estatística F usual

⁴⁰ Visto que 1% de 30 observações corresponde a 0,3 observações, que, arredondado para o maior inteiro não superior, indicaria que nenhuma data seria excluída da análise. Vale lembrar que a não exclusão de observações dos extremos dos intervalos analisados implicaria uma distribuição assintótica degenerada. No caso das observações trimestrais do estudo de caso do Brasil, ocorre o mesmo problema, pois o tamanho da amostra consiste em 88 observações.

⁴¹ Note-se que a adoção de um *trimming* de 1% significaria que não haveria corte das observações dos extremos do intervalo, sendo que todas as observações se caracterizariam como potenciais datas de quebra, o que, pelo que foi avaliado na seção 3.1, implicaria a divergência da distribuição-limite da estatística de teste.

utilizada para testar $\theta = \gamma_1 = 0$ e no modelo III, $\text{Sup } F_t$ caracteriza-se como o maior valor assumido pela estatística F no teste $\theta = 0$.

O procedimento adotado por David-Ben & Papell para a determinação do número de defasagens incluídas para cada uma das séries [Exportação/PIB e Importação/PIB], de cada um dos modelos, em cada um dos países considerados, foi o sugerido por Campbell & Perron (1991) e Ng & Perron (1995). O método consiste em começar com um valor máximo para o número de defasagens incluídas (k_{\max}). Caso seja observada a significância estatística do último *lag* incluído, o valor de k escolhido é $k = k_{\max}$. Caso o coeficiente do último *lag* não seja significativo, o valor de k é reduzido em uma unidade e um novo teste é conduzido. Prosseguindo dessa forma, se nenhum dos *lags* for significativo, conclui-se que $k = 0$. O valor máximo permitido para k no presente estudo foi oito e para testar a significância do último *lag* incluído foi adotado o valor crítico proveniente da distribuição normal padrão para o nível de significância de 10% e graus de liberdade, correspondendo a infinito, isto é, considerando o caso assintótico (valor crítico igual a 1,6).

Nesta tese, entretanto, para a decisão do número máximo de defasagens a incluir foi utilizado o critério BIC, por ser considerado mais parcimonioso, conforme argumentado no capítulo 3.3. O número máximo de defasagens permitido foi fixado em oito. O teste de Vogelsang foi realizado utilizando o programa Gauss.

A hipótese nula do teste é de ausência de quebra estrutural, contra a alternativa de presença de quebra estrutural. A regra de decisão é a usual em testes de hipóteses, a saber, rejeita-se a hipótese nula caso a estatística $\text{Sup}F_t$ seja superior ao valor crítico adequado. Enquanto isso, a regra de decisão entre os três modelos foi definida de maneira seqüencial, conforme detalhado a seguir:

- i) estima-se o modelo I (irrestrito, isto é, com tendência quadrática). Caso seja detectada quebra estatisticamente significativa, o processo é concluído. Caso não seja detectada quebra significativa, passa-se para a segunda etapa;
- ii) estima-se o modelo II (tendência linear). Caso a data de quebra apontada seja significativa, conclui-se que esta é a data apontada pelo teste. Caso contrário, passamos para a terceira etapa; e

iii) estima-se o modelo III (sem tendência). Caso ocorra a detecção de uma quebra estatisticamente significativa, finaliza-se o processo. Caso contrário, conclui-se pela ausência de quebra estrutural na série testada.

4.2 Determinação da estacionaridade

Os *softwares* econométricos utilizados na condução dos testes de raiz unitária formam o EViews (versão 4.1), para o teste ADF e o JMulti (versão 4.1) para o teste URB.

Os resultados do teste ADF encontram-se apresentados em tabelas e, para facilitar a inspeção da tabela, optamos por sublinhar os resultados das estatísticas associados à rejeição da hipótese nula de raiz unitária, isto é, os valores sublinhados indicam que a série em questão, segundo o teste ADF, é estacionária.

O teste URB foi realizado utilizando como função de mudança a exponencial, pois foi considerada a que melhor se ajustaria à natureza das séries. Os valores críticos utilizados foram os tabulados por Lanne *et al* (2002). Como o teste exige que seja informada uma data de quebra (T_B), surgiu assim a necessidade de se desenvolver um procedimento que não crie circularidade na metodologia.

4.3 Metodologia adaptada para determinação da estacionaridade dos erros

Sabe-se que Vogelsang (1997) apresenta valores críticos para os casos de erros estacionários e de raiz unitária. Esses valores, porém, são sensivelmente diferentes, segundo a tipologia dos erros. Desta forma, pode-se rejeitar a significância de uma quebra simplesmente pelo fato de não ter sido detectada adequadamente a não-estacionaridade desses erros. Segundo Patterson (2000), é importante que a quebra estrutural seja também considerada na classificação dos erros. Os testes DF e ADF não levam em consideração a quebra estrutural, enquanto o teste URB a leva. Embora Vogelsang (1997) sugere que a condução do teste assumindo *a priori* a idéia de que as séries são não estacionárias incorra em erros no sentido conservador, optou-se por não assumir essa hipótese e conduzir o teste de estacionaridade sobre cada uma das séries, mediante de uma metodologia desenvolvida neste trabalho, ora apresentada.

Como o teste URB exige que seja informada uma data de quebra, a forma utilizada para definir a data de quebra no presente estudo foi usar o valor candidato a quebra apontado pelo teste de Vogelsang, lembrando da informação de Perron (2005) de que, quando se estima um modelo de quebra única, a estimativa da quebra convergirá para o ponto que é dominante no sentido de levar em conta a maior redução na soma dos quadrados dos resíduos.

Para evitar a impressão de circularidade da metodologia, ressalta-se que o resultado do teste URB foi utilizado somente para indicar qual seria a tabela de valores críticos de Vogelsang [Tabela 1 para erros $I(0)$ e Tabela 2 para erros $I(1)$] que seria utilizada para realizar a inferência estatística da significância da candidata à data de quebra. Conforme observado anteriormente, referido teste apresenta valores críticos diferentes para os casos de erros $I(0)$ ou $I(1)$. Assim, o papel do teste de Vogelsang na condução do teste URB é tão-somente o de fornecer uma sugestão para a data de quebra, ou seja, uma candidata à data de quebra, sem que esta tenha de fato sido testada como significativa ou não. Por último, cabe notar que os resultados do teste URB foram confrontados com os do teste ADF, com o intuito de classificar as séries como estacionárias ou não, numa espécie de *double check* quando os resultados coincidirem, e possibilitando uma decisão mais fundamentada, quando houver divergência.

A regra de decisão para evitar inconsistência metodológica foi desenvolvida como segue:

- a. estima-se o modelo I , utilizando a metodologia de Vogelsang e obtém-se uma candidata a data de quebra;
- b. conduz-se o Teste URB, utilizando a exponencial como função de mudança e a candidata à data de quebra encontrada na etapa anterior;
- c. utiliza-se o resultado do teste URB para inferir se a candidata à data de quebra obtida pelo Teste de Vogelsang é estatisticamente significativa;
- d. caso a candidata à data de quebra se mostre estatisticamente significativa, conclui-se que a data em questão reflete a quebra estrutural;

- e. caso contrário, repetem-se os passos a-c para o Modelo II e, persistindo, para o Modelo III; e
- f. caso não seja possível, através do Modelo III, encontrar uma data de quebra que seja estatisticamente significativa, conclui-se que não houve quebra.

4.4 Medida de abertura

A medida costumeira de abertura, ou seja, a agregação das razões das séries de Exportação/PIB e Importação/PIB, passou a ser objeto de investigação, na medida em que essas séries podem não apresentar um comportamento sincrônico entre elas. Assim, por hipótese a agregação da razão das séries de comércio internacional sobre o PIB, que originam a medida de abertura, apresenta potencialmente o risco de potencializar ou neutralizar características dessas séries, de tal forma que elas não apresentem quebras estatisticamente significativas. A análise da correlação foi utilizada para investigar a intensidade ou o grau de associação entre as duas séries.

Haja vista que o Capítulo 6 analisa o caso da medida de abertura comercial e de quebra estrutural do Brasil, com dados anuais, trimestrais e mensais, tornou-se necessária a introdução de mais duas investigações. A primeira avaliou a hipótese de que o *trimming* não afeta fortemente os resultados. Esta hipótese somente pode ser testada na série de dados mensais por compreender uma quantidade de observações que tornou possível tal investigação. Para tanto, foram utilizados os testes de Vogelsang (1997) rodados para o *trimming* de 1% bem como para o de 15%. A segunda análise foi realizada exatamente por meio da utilização do filtro de Hodrick & Prescott (1997) que captura o componente de tendência das séries de interesse. A motivação para uso dessa ferramenta decorre-se ao fato de que é um método de alisamento da série pela minimização da variância da série em torno da sua média, sujeita à penalidade que restringe à segunda diferença da média. O parâmetro de penalidade (λ) controla o alisamento da série, segundo a frequência dos dados.

5 APRESENTAÇÃO, ANÁLISE DOS DADOS E COMPARAÇÕES INTERNACIONAIS: PRINCIPAIS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA

Este capítulo está subdividido em três seções. A primeira refere-se à coleta dos dados. A segunda investiga o impacto da liberalização sobre as séries de comércio internacional (Exportação/PIB e Importação/PIB) em termos de alterações dos seus parâmetros, estuda a interação dos processos de raiz unitária, tendência determinística e quebra estrutural. A ferramenta utilizada para a determinação endógena da data de quebra foi o teste de Vogelsang (1997) e para a estacionaridade dos erros foi realizado um confronto entre os resultados dos testes ADF e do URB, seguindo a metodologia desenvolvida nesta tese. Com base nos resultados, é realizada uma comparação internacional, os resultados, são contextualizados economicamente, considerando o momento das datas de quebra e é realizada uma avaliação qualitativa desses impactos sobre algumas variáveis econômicas. A terceira seção segue a mesma metodologia da anterior para a realização do estudo da relação econômica e econométrica da agregação das séries de comércio internacional que se traduz na medida de abertura $[(\text{Exportações} + \text{Importações})/(\text{PIB})]$ usual e compara-a com resultados internacionais.

5.1 Coleta dos dados

Uma das grandes dificuldades na realização de trabalhos empíricos reside na obtenção dos dados e na homogeneidade do seu tratamento, principalmente para os países em desenvolvimento, sujeitos a grandes oscilações em termos tanto dos seus indicadores econômicos quanto na própria forma de cálculo desses indicativos. Até uma simples transformação de um valor em moeda nacional para estrangeira e vice-versa pode levar a resultados bastante diferentes, dependendo de como esta transformação foi realizada.

Na tentativa de minimizar este tipo de situação, tentamos coletar os dados em instituições internacionais, com o intuito de evitar esse tipo de discrepância. Ainda assim, entretanto, não se pode ficar de todo isento deste tipo de problema, até

porque o Brasil anunciou recentemente que alterará a forma de cômputo do valor do PIB.

Esta tese caracteriza-se por uma pesquisa empírica em que a coleta dos dados foi realizada por meio de fontes secundárias⁴². Os dados do PIB (em dólar americano) foram fornecidos pelo Banco Mundial. Os dados anuais das exportações e importações (ambas FOB e em dólares americanos) foram coletados pelo sistema IFS⁴³ do FMI⁴⁴. Por fim, os dados macroeconômicos foram recolhidos junto ao Anuário Estatístico da CEPAL de 2004 e por pesquisas bibliográficas.

A amostra baseia-se em dados anuais, do período de 1974 a 2003, dos principais países da América Latina. Quando é mencionado ao longo do estudo o fato de que está sendo considerado para fins de análise o conjunto dos principais países da América Latina, entendem-se os onze países com maior PIB da região, a saber: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Desta forma, eles tornam-se representativos da região.

A escolha dos dados a partir de 1974 decorreu da necessidade de isolar o efeito do choque do petróleo, além do fato de que a liberalização da América Latina se iniciou na década de 1980 e consolidou-se na de 1990, logo, não justifica a inclusão na amostra de dados anteriores à década de 1970, mesmo que fosse para evitar o problema de micronumerosidade.

Com o intuito de ampliar o número de observações, tentamos coletar esses dados nas freqüências mensais e trimestrais junto às instituições internacionais e às divisões estatísticas dos órgãos públicos de cada um dos países. Após exaustivas pesquisas e consultas a diversas fontes, porém, não foi possível obter os dados do PIB (em dólares americanos), nas freqüências mencionadas. Somente o Banco Central do Brasil disponibiliza os indicadores nas freqüências mensais e anuais, o que permitiu o estudo de caso que será apresentado no capítulo 6.

⁴² São interpretações de dados primários enciclopédias, livros, manuais, artigos de revistas e jornais.

⁴³ *International Financial Statistics* – Estatísticas Financeiras Internacionais.

⁴⁴ FMI – Fundo Monetário Internacional.

5.2 Resultados e análise dos dados das séries de comércio internacional

Como o teste de Vogelsang exige que os erros das séries sejam categorizados como estacionários ou não estacionários para que se proceda à inferência estatística, os resultados dos testes de raiz unitária serão apresentados primeiramente.

5.2.1 Resultados e análise dos Testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Para facilitar a inspeção da tabela, optamos por sublinhar os resultados das estatísticas do teste ADF associados à rejeição da hipótese nula de raiz unitária, isto é, os valores sublinhados indicam que a série em questão, segundo o teste ADF, é estacionária.

Tabela 5.1 - Resultados do Teste ADF. Série: Importação/PIB – Período de 1974 - 2003.

País	Série em nível		Série em primeira diferença	
	Intercepto	Intercepto e Tendência	Intercepto	Intercepto e Tendência
Valor Tabelado 5%	-2.967767	-3.574244	-2.971853	-3.580623
Argentina	-1.968729	-2.058773	<u>-4.786625</u>	<u>-4.716526</u>
Bolívia	-2.599546	-1.946816	-2.237269	-2.973705
Brasil	-2.188240	-2.252992	<u>-3.584276</u>	<u>-4.585980</u>
Chile	-2.596261	<u>-3.661383</u>	<u>-4.927235</u>	-
Colômbia	-1.610177	-3.468588	<u>-6.766101</u>	<u>-6.728788</u>
Equador	-2.308310	-3.548023	<u>-7.928105</u>	<u>-8.041432</u>
México	-0.322754	-2.627905	<u>-3.947701</u>	<u>-3.869737</u>
Paraguai	-0.704060	-2.689752	<u>-5.072530</u>	<u>-5.019584</u>
Peru	<u>-4.119870</u>	<u>-4.759246</u>	-	-
Uruguai	-1.423302	-3.437510	<u>-5.095929</u>	<u>-5.044558</u>
Venezuela	-2.414930	-2.884702	<u>-5.298918</u>	<u>-4.537695</u>

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados do Teste ADF do EViews (versão 4.1).

Pela tabela 5.1, observa-se que o Peru foi o único país a apresentar a série Importação/PIB como estacionária, de acordo com o teste ADF. Os demais países foram submetidos ao teste de estacionaridade da série em primeira diferença, para verificar se, embora não sejam estacionárias, possam ser classificadas como integradas de primeira ordem. Um fato digno de nota foi o Chile, único país a exibir

resultados conflitantes no teste da série em nível, pois, enquanto o modelo com intercepto e tendência indicou a estacionaridade da série Importação/PIB daquele país, o modelo, que leva em conta apenas o intercepto, caracteriza a série como não estacionária.

Seguindo a sugestão de Hamilton (1994), deve-se sempre tentar escolher uma especificação que seja plausível com a descrição dos dados, por conseguinte optamos por considerar o modelo com tendência e intercepto. O gráfico 5.1 apresenta a evolução da série em foco e não está claro se o mesmo apresenta tendência como ilustrada pela reta positivamente inclinada em (a) ou uma quebra estrutural, como sugerido em (b). O teste de Vogelsang, apresentado na seção 5.2.3, entra nessa discussão, oferecendo indícios estatísticos de que a quebra estrutural é a que caracteriza melhor a série em questão, do que a tendência. Mais ainda, será visto que o modelo III (sem tendência linear nem quadrática) foi o que apresentou melhor ajuste e indicou como data de quebra o ano de 1988, como é sugerido no gráfico 5.1(b).

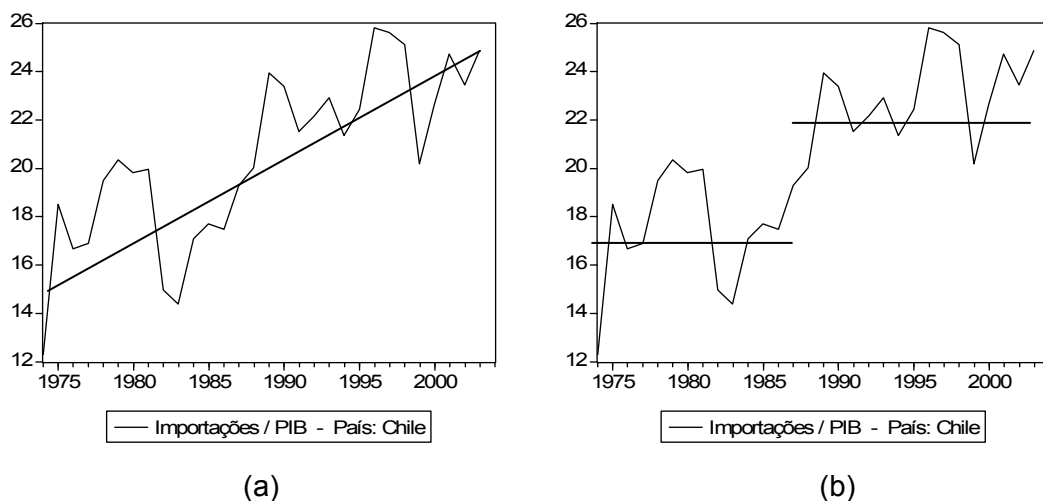


Gráfico 5.1 – Série das Importações/PIB do Chile, no período de 1974 - 2003.
Fonte: Dados originados das séries.

Assim sendo, com exceção das séries de Importação/PIB do Peru e da Bolívia, todas as demais foram caracterizadas pelo teste ADF como integradas de primeira ordem. A série da Bolívia também apresentou comportamento que merece destaque, uma vez que, diferentemente do que ocorre com a maior parte das séries temporais econômicas, ela foi caracterizada como $I(2)$. O teste ADF aplicado na segunda diferença dessa série originou as estatísticas -5.501096 e -5.651115 para

os casos com tendência e intercepto e apenas com intercepto, respectivamente, superiores em valor absoluto aos respectivos valores tabelados -3.603202 e -2.986225, pelo que se conclui que a série em questão é integrada de segunda ordem.

Os resultados empíricos encontrados para a série de Exportação/PIB, para as séries em nível e em primeira diferença, são apresentados na tabela 5.2..

Tabela 5.2 - Resultados do Teste ADF - Série: Exportação/PIB – Período: 1974 – 2003.

País	Série em nível		Série em primeira diferença	
	Intercepto	Intercepto e Tendência	Intercepto	Intercepto e Tendência
Valor Tabelado de 5%	-2.967767	-3.574244	-2.971853	-3.580623
Argentina	-0.909648	-1.347902	<u>-5.763475</u>	<u>-5.853617</u>
Bolívia	-1.294250	-0.542275	<u>-5.487616</u>	<u>-4.416373</u>
Brasil	0.841529	0.206076	<u>-5.487616</u>	<u>-3.720058</u>
Chile	-0.756406	-1.767638	<u>-4.594058</u>	<u>-4.696757</u>
Colômbia	-1.233298	-1.807393	<u>-4.315013</u>	<u>-4.306037</u>
Equador	<u>-3.855042</u>	<u>-4.356540</u>	-	-
México	-1.167541	-2.814639	<u>-4.446902</u>	<u>-4.390177</u>
Paraguai	-1.498920	-2.610275	<u>-4.357950</u>	<u>-4.439367</u>
Peru	-2.562524	-2.495130	<u>-5.266540</u>	<u>-5.168068</u>
Uruguai	-1.986698	-3.037909	<u>-4.323293</u>	<u>-4.219811</u>
Venezuela	<u>-4.722089</u>	<u>-4.592812</u>	-	-

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados do Teste ADF do E-views (versão 4.0).

Os resultados encontrados para a série de Exportação/PIB da Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, México, Paraguai, Peru e Uruguai indicam que não se pode rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária para as séries em nível, considerando a série tanto com intercepto e tendência como apenas com intercepto. As exceções são para as séries de Exportação/PIB do Equador e da Venezuela, que foram apontadas pelo teste ADF como estacionárias em nível. Diferentemente do teste feito para as razões Importação/PIB, no caso do teste ADF aplicado às séries de Exportação/PIB, não apresentou choque algum com os resultados das especificações adotadas. Sendo assim, a utilização de ambas funcionou como uma espécie de *double check*.

5.2.2 Resultados e análise dos Testes de Raiz Unitária, com quebra estrutural - URB

O Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural (URB) foi conduzido, considerando a função mudança $f_t(\theta)$ sob a forma da distribuição exponencial

$$f_t^{(3)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t \neq T_B \\ 1 - \exp\{-\theta(t - T_B + 1)\}, & t \geq T_B \end{cases}.$$

A função de distribuição exponencial tem a interessante característica de permitir um ajustamento gradativo e não linear da quebra a partir da data T_B , podendo também produzir mudanças com quina na data T_B . Para ilustrar a razão da escolha dessa função mudança, considere-se o exemplo da série de Importação/PIB da Bolívia. Na seção anterior, foi visto que o teste ADF indicou que a referida série é integrada de ordem 2.

Conforme discutido no capítulo 3, é sabido que se o teste ADF for realizado em uma série estacionária com quebra estrutural, e se este componente for negligenciado, haverá falsa não-rejeição da hipótese nula, de não-estacionaridade da série. Assim sendo, o teste ADF tenderá a considerar a série como indevidamente não estacionária. No caso específico da série de Importação/PIB da Bolívia, foi exatamente isso o que aconteceu. Primeiramente, vale a pena fazer uma inspeção na evolução da referida série no gráfico 5.2(a). A linha sólida indica a série original e a curva tracejada representa a função mudança exponencial para a data de quebra 1990, sugerida no teste de Vogelsang (ver tabela 5.4, seção 5.2.3). É nítido o bom ajustamento da função $f_t(\theta)$, o que pode ser comprovado no gráfico 5.2 (b), que apresenta a série definida como a diferença [Importação/PIB - $f_t(\theta)$].

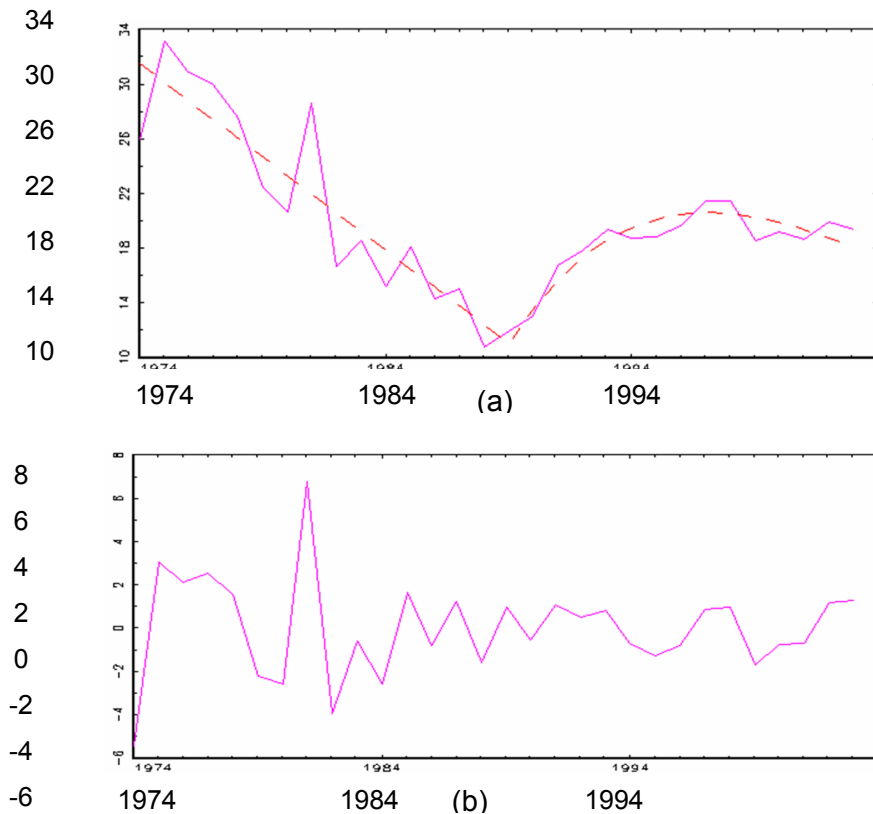


Gráfico 5.2 – Teste URB da série de Importação/PIB da Bolívia, 1974-2003
 Data de quebra (critério de Vogelsang): 1990 e Shift: Função Exponencial.
 Fonte: Elaboração própria, por meio do JMulti (versão 4.1).

A tabela 5.3 apresenta os resultados do teste URB, considerando como candidatas a datas de quebra aquelas sugeridas pelo teste de Vogelsang (1997)⁴⁵. Nela pode-se comprovar que, pelo teste URB, a série de Importação/PIB da Bolívia é estacionária, ou seja, $I(0)$, isso indica que o tratamento adequado da quebra foi suficiente para evidenciar que a não-estacionaridade apontada no teste ADF na realidade estava associada a uma quebra estrutural. Acredita-se que esse exemplo forneça maior credibilidade ao enfoque aqui adotado.

⁴⁵ Deve ser notado que não há inconsistência metodológica nesse ponto, uma vez que o teste URB requer a especificação de uma data de quebra e o candidato natural é o valor indicado no teste de Vogelsang (1997). Será visto na próxima seção que na tomada de decisão do teste de Vogelsang é preciso caracterizar a série como $I(0)$ ou $I(1)$, o que será feito usando como critério o teste URB, pois, como ficará evidente mais adiante, o teste ADF não apresenta bom desempenho nos casos de nosso interesse.

Tabela 5.3 – Resultados do Teste URB – Período: 1974 – 2003
Séries: Exportação/PIB e Importação/PIB. Valor tabelado (5%) = - 3,03

País	Exportação / PIB			Importação / PIB		
	Ano da Quebra, T_B	Estatística URB	Tipo da série	Ano da Quebra, T_B	Estatística URB	Tipo da série
Argentina	1988	-1,9095	I(1)	1989	-1,9089	I(1)
Bolívia	1987	-2,9865	I(1)	1990	-4,6079	I(0)
Brasil	1993	-1,5569	I(1)	1991	-3,5683	I(0)
Chile	1988	-2,1953	I(1)	1988	-2,4447	I(1)
Colômbia	1989	-3,4652	I(0)	1992	-2,8750	I(1)
Equador	1998	-1,4621	I(1)	1992	-2,1237	I(1)
México	1994	-2,3988	I(1)	1999	-1,7875	I(1)
Paraguai	1988	-3,1042	I(0)	1996	-2,0657	I(1)
Peru	1987	-2,2329	I(1)	1992	-3,6163	I(0)
Uruguai	1990	-3,6712	I(0)	1999	-2,8203	I(1)
Venezuela	1988	-3,5438	I(0)	1991	-2,5025	I(1)

Fonte: *Elaboração própria, com base nos resultados do J.Multi (versão 4.1).*

Cabe lembrar que o teste ADF, apresentado na seção anterior, indicou como estacionárias apenas as séries de Exportação/PIB do Equador e da Venezuela e de Importação/PIB a do Peru. Com isso, resta um ponto a ser esclarecido. Como pode o teste ADF, que não modela eventual quebra estrutural, indicar que a série de Exportação/PIB do Equador é estacionária e o teste URB indicar que ela é não estacionária? O ponto a ser notado é que o teste URB é conduzido na diferença entre a série original e a série representada pela função mudança para uma data de quebra pré-especificada. Como no caso específico da série Exportação/PIB do Equador, o teste de Vogelsang indicou que a data candidata à quebra não se mostrou estatisticamente significativa. Ocorre é que a função mudança foi construída para uma data de quebra que não existe, daí a explicação desse aparente paradoxo.

5.2.3 Apresentação, análise e comparação internacional do modelo de quebra estrutural

Os resultados empíricos dos testes seqüenciais de quebra estrutural de Vogelsang (1997) encontram-se compilados e apresentados na tabela 5.4.

Tabela 5.4 – Resultados do Teste de Vogelsang – *Trimming* = 15%

País	Exportação / PIB				Importação / PIB			
	Ano da Quebra, T_B	Teste URB	Modelo	SupF _t	Ano da Quebra, T_B	Teste URB	Modelo	SupF _t
Argentina	SQ	I(1)	-	-	1989	I(1)	II	35,790
Bolívia	SQ	I(1)	-	-	1990	I(0)	I	67,770
Brasil	1995	I(1)	I	91,876	1991	I(0)	II	23,868
Chile	1988	I(1)	I	41,892	1988	I(1)	III	36,878
Colômbia	1989	I(0)	III	14,567	1992	I(1)	I	46,561
Equador	SQ	I(1)	-	-	SQ	I(1)	-	-
México	1994	I(1)	I	43,469	1999	I(1)	I	52,162
Paraguai	1988	I(0)	I	88,592	1996	I(1)	I	72,183
Peru	1987	I(1)	I	70,335	1992	I(0)	I	38,961
Uruguai	1990	I(0)	I	45,920	SQ	I(1)	-	-
Venezuela	1988	I(0)	I	15,953	1991	I(1)	I	33,283

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados do teste.

Antes de se entrar na análise dos resultados propriamente dita, ressaltamos, uma vez mais, a importância da utilização de testes de raiz unitária que levem em conta a possibilidade de quebra estrutural. Isso decorre do fato de que os valores tabelados do teste de Vogelsang são sensivelmente diferentes, quando a série analisada é estacionária ou não estacionária. Assim, pode-se rejeitar a significância de uma quebra simplesmente pelo fato de não ter sido detectada adequadamente a idéia de que a não-estacionaridade, apontada pelo teste ADF, poderia decorrer de uma quebra estrutural e que controlando esse fator a série é I(0).

Para ilustrar a observação mencionada anteriormente, será feita uma comparação entre as implicações sobre o teste de Vogelsang, ao considerar o resultado do Teste ADF e, posteriormente, o Teste URB. Considerando a série de Exportação/PIB da Colômbia, o Teste ADF indicou a série como I(1), tanto na versão do teste somente com intercepto quanto com intercepto e tendência, conforme tabela 5.2, enquanto que o Teste URB classificou a série como estacionária. Caso fosse utilizado o Teste ADF na metodologia do Teste de Vogelsang, a série seria considerada como sem quebra enquanto que, considerando a estacionaridade apontada pelo Teste URB, foi encontrada uma quebra estatisticamente significativa em 1989.

Considerando agora a série de Importação/PIB para o caso do Brasil, o Teste ADF classificou-a como não estacionária. Levando em conta essa

caracterização, o teste de Vogelsang apontou ausência de quebra estrutural estatisticamente significativa na série brasileira de Importação/PIB. Ao contrário, como no Teste URB, a série foi considerada estacionária, com base neste resultado, o Teste de Vogelsang acusou uma quebra estatisticamente significativa, através do modelo II, no ano de 1991. Neste caso, em especial, até a própria inspeção visual da série ajuda a avaliar qual resultado é mais condizente com a realidade, conforme pode ser observado através do gráfico 5.3. Havemos de salientar, contudo, que nem sempre temos situações tão claras como essa, de modo que a condução adequada do teste de raiz unitária desempenha importante papel.

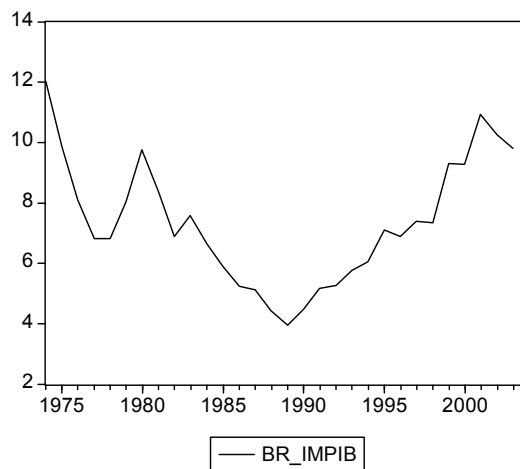


Gráfico 5.3 – Série das Importações/PIB do Brasil no período de 1974 – 2003.
 Fonte: Elaboração própria a partir do E-views (versão 4.1).

Ainda que as diferenças entre os resultados dos testes ADF e URB não tivessem comprometido os resultados do teste de Vogelsang, em alguns casos, como na série de Exportação/PIB do Paraguai e Uruguai e na série de Importação/PIB da Bolívia, existe diferença considerável em termos de tratamento e de procedimentos de inferência estatística, quando se trata de séries com ou sem raiz unitária. Desta forma, a identificação incorreta da estacionaridade vai muito além das alterações geradas nas conclusões do teste de Vogelsang, podendo chegar a invalidar resultados encontrados em estudos que façam uso dessa característica, detectada incorretamente.

A comparação⁴⁶ internacional foi realizada parcialmente com o trabalho de David-Ben & Papell (1997) decorrente de duas razões fundamentais. A primeira e

⁴⁶ Salienta-se a existência de uma investigação empírica que tem por objetivo investigar a existência de quebra estrutural na formação bruta de capital, utilizando o teste de Vogelsang (1997). Para

conseqüente do fato de os outros autores utilizarem a mesma metodologia para identificação endógena de quebra estrutural, o teste de Vogelsang. A segunda, de utilizarem o mesmo tipo de série para investigação de quebra estrutural, ou seja, séries de comércio internacional (Exportação/PIB e Importação/PIB).

Havemos, porém, de salientar que os estudos divergem em alguns pontos, que, além de cruciais, podem levar a resultados completamente diferentes. O primeiro deles refere-se à equivalência proposta por David-Ben & Papell entre os três tipos de modelos e a Estatística F-padrão, que, segundo Perron (2005), aplica-se a casos particulares, logo, não é passível de generalização. O segundo ponto, o mais relevante, refere-se ao tratamento metodológico por eles utilizado na identificação da estacionaridade das séries, ou seja, utilizaram somente o Teste ADF para esta finalidade. E, conforme já exaustivamente discutido, ficou demonstrado o comprometimento de que os resultados podem ser alvo, quando da utilização desse teste para a classificação das séries. Por conseguinte, seus resultados tornam-se questionáveis.

Outro aspecto é quanto ao critério, ou à falta deste, para a seleção da amostra por eles utilizada, pois, apesar da amostra ser composta por quarenta e sete países nas séries de Exportação/PIB e quarenta e oito países na de Importação/PIB, não existe explicitamente um critério de escolha para esses países, ou seja, por regiões, blocos econômicos ou de outra forma qualquer (vide tabela 5.5). Neste trabalho, no entanto, foi escolhido um bloco específico, ou seja, a América Latina, para investigar a ocorrência de quebra estrutural motivada pela liberalização comercial, ocorrida na região, após a década de 1970.

Os autores concluíram que mais de dois terços dos países apresentaram quebras estatisticamente significativas nas suas trajetórias de Exportação/PIB e de Importação/PIB. Com relação à forma funcional, o Modelo I (tendência quadrática) foi o que descreveu a maioria das séries. Por conseguinte, conclui-se que a inclusão da tendência quadrática foi determinante para a captura da mudança estrutural.

Tabela 5.5 – Resultados do Teste de Vogelsang – Trimming de 15% - Período: 1948 – 1993.

	País	Importação			País	Exportação/PIB		
		Ano da Quebra	Mode- lo	SupF _t		Ano da Quebra	Mode- lo	SupF _t
01	França	1967	I	112.78***	França	1971	I	43.23***
02	Haiti	1968	I	138.60***	Haiti	1972	I	44.99***
03	Myanmar	1968	I	58.31***	Myanmar	1976	I	66.54***
04	Marrocos	1972	I	52.04***	Marrocos	1973	I	48.81***
05	Estados Unidos	1973	I	231.65***	Estados Unidos	1972	III	28.00***
06	Inglaterra	1973	I	54.59***	Inglaterra	1976	I	37.77***
07	Itália	1973	I	122.50***	Itália	1975	I	170.36***
08	Malta	1973	I	119.06***	Malta	1975	I	49.13***
09	Panamá	1973	I	43.11***	Panamá	1973	II	29.74**
10	Índia	1973	I	28.88**	Índia	1986	III	17.63**
11	Iceland	1974	II	23.96**	Iceland	1974	I	33.01**
12	Guiana	1975	I	44.03***	Guiana	1981	I	32.11**
13	Noruega	1977	I	46.69***	Noruega	1985	I	75.61***
14	Suíça	1977	I	38.37***	Suíça	1975	I	39.98**
15	Irlanda	1978	I	51.82***	Irlanda	1973	II	26.35**
16	Jamaica	1978	III	19.48**	Jamaica	1976	III	18.71**
17	Dinamarca	1980	II	23.57***	Dinamarca	1978	II	23.29**
18	Tailândia	1981	I	63.96***	Tailândia	1968	I	52.34***
19	Bélgica-lux	1982	I	64.71***	Bélgica-Lux	1977	I	35.28**
20	Holanda	1985	I	46.69***	Holanda	1985	I	75.61***
21	Suécia	1985	I	61.59***	Suécia	1974	I	57.31***
22	Japão	1985	II	23.29**	Japão	1977	I	35.90**
23	Portugal	1985	I	41.40***	Portugal	1979	I	31.58**
24	Finlândia	1986	I	37.63**	Finlândia	1981	I	53.44***

Fonte: David-Ben & Papell, *International trade and structural change*. USA: Journal of International Economics, 1997, pp. 521.

No presente estudo, também foi encontrado o fato de que mais de dois terços das trajetórias das séries de Exportação/PIB e Importação/PIB apresentaram datas de quebra estatisticamente significativas. A inclusão da forma quadrática na tendência também contribuiu para identificar a quebra estrutural, logo, isso agrega à literatura mais uma evidência empírica, sugerindo que a inclusão da tendência quadrática (modelo menos restrito) amplia a possibilidade de captura de quebra estrutural, para esse tipo de série macroeconômica. Há de se salientar também que, neste estudo, a utilização da função de mudança exponencial auxiliou na identificação da estacionaridade dos erros de uma série com quebra estrutural.

David-Ben & Papell (1997) observaram que aproximadamente 4/5 dos países, que apresentaram anos de quebras estatisticamente significantes, obtiveram aumento nas suas participações no comércio internacional. Nas séries de Importação/PIB, 29 dos 37 países (ou seja, 78%) apresentaram algum aumento, da mesma forma como ocorreu nas séries de Exportação/PIB, 27 dos 33 países (ou seja, 82%). Concluíram então que essas proporções relativamente altas fornecem evidências de que a tendência global em direção à expansão do comércio internacional, ocorrida no pós-guerra, foi frutífera, pelo menos para a maioria dos países analisados.

Dentre os resultados encontrados neste estudo, é o Equador um caso que chama a atenção, por não apresentar quebra estatisticamente significativa em nenhuma das séries de comércio internacional. O Chile também chama a atenção pelo fato de as quebras ocorrerem exatamente no mesmo ano, tanto na Exportação/PIB quanto na Importação/PIB. Como Argentina e Bolívia não apresentaram quebras estatisticamente significantes nas suas séries de Exportação/PIB, pode-se inferir que as medidas adotadas para a liberalização comercial não surtiram os efeitos esperados. Já suas séries de Importação/PIB apresentaram quebras, muito provavelmente em virtude da redução tarifária e não tarifária, conforme pode ser observado na tabela 5.6. Contrariamente, o Uruguai não apresentou quebra na série de Importação/PIB, o permitindo supor que a redução tarifária e não tarifária não afetou significativamente o nível da Importação/PIB.

Em um processo de liberalização, as políticas que apresentam obstáculos ao comércio são de dois tipos: as tarifárias (e para-tarifárias) e as restrições quantitativas, conforme Burki & Perry (1997). A literatura de proteção sugere que essas duas categorias devam ser analisadas conjuntamente, pois, freqüentemente, um tipo de restrição pode ser substituído por outro. Outra recomendação refere-se ao cômputo das tarifas e para-tarifas, o qual é realizado pela média ponderada, tendo como peso suas respectivas participações nas importações mundiais⁴⁷. Em relação ao nível de restrições não tarifárias, deve-se considerar o percentual referente à classe do código da tarifa, ponderado pelos diversos tipos de barreiras não-tarifárias (licenças, quotas, proibições) e tendo como peso suas respectivas participações no mercado mundial.

Considerando as séries de Importação/PIB, a maioria das quebras ocorreu na década de 1990 e algumas no limiar da década de 1980. Isto coincide tanto com o período de maior redução das médias ponderadas tanto das tarifas e para-tarifas, quanto das não tarifárias e do desvio-padrão das tarifas e para-tarifas (vide tabela 5.6). Observa-se também que o índice de comércio apresentou valores positivos a partir do período de 1991-1993.

⁴⁷ Para maiores esclarecimentos, veja Pritchett & Sethi (1993). Segundo relatório da UNCTAD (1994), tem-se utilizado o peso dado pelas respectivas participações no total das importações de 120 países em desenvolvimento em 1985. Ao usar como peso a participação das importações do próprio país leva a uma tarifa subestimada (ou restrições quantitativas), porque essas participações são negativamente afetadas pelas restrições.

Tabela 5.6 – Tarifas e para-tarifas médias ponderadas, Barreiras não tarifárias e Índice de comércio

Country	Weighted mean tariffs and para-tariffs ⁴⁸			Weighted incidence of non-tariff measures			Standard deviation of Tariffs and para-tariffs			Trade Index ⁴⁹		
	1984-1987	1988-1990	1991-1993	1984-1987	1988-1990	1991-1993	1984-1987	1988-1990	1991-1993	1984-1987	1988-1990	1991-1993
Argentina	38.6	26.8	16.6	21.2	29.6	3.1	21.0	15.0	7.0	-0.27	-0.10	1.01
Bolívia	19.5	16.5		32.1	3.5		4.5	2.0	1.0	0.31	1.18	n.a.
Brasil	75.2	28.4	16.9	44.1	22.2	14.3	30.0	23.0	15.0	-1.77	-0.22	0.44
Chile	20.2	18.3	21.2	16.1	20.7	0.4	2.0	1.0	1.0	0.81	0.75	1.23
Colômbia	73.7	43.5	11.7	76.9	80.4	2.3	17.0	16.0	6.0	-2.14	-1.72	1.15
Equador	39.1	37.4	10.2	51.0	52.2		39.0	29.0	6.0	-1.68	-1.36	n.a.
México	13.4	9.5	15.8	24.1	22.2	19.0	14.0	6.0	4.0	0.28	0.68	0.71
Paraguai	63.6		12.9	22.5		4.6	15.0	14.0	8.0	-0.52	n.a.	1.02
Peru ⁵⁰	63.0	68.0	18.0		20.0	0.0	26.0	25.0	4.0	n.a.	-0.87	1.17
Venezuela	31.4	31.4	16.2	46.1	11.7	2.8	30.0	24.0	6.0	-1.13	-0.03	1.06

Fonte: UNCTAD (1994); IDB (1996) and Echavarría (1997) (OAS, Trade Unit), *apud* BURKI, S. J. & PERRY, G. E. *The Long March: a reform agenda for Latin America and the Caribbean in the next decade*. USA: The World Bank, 1997, pág. 28.

O presente estudo não tem por objetivo identificar os determinantes das quebras estruturais, sobretudo porque diversas tentativas foram empreendidas em variadas investigações; entretanto, sem sucesso, até o presente momento⁵¹.

Este estudo, no entanto, começa por examinar se a motivação para a adoção da política de proteção na região trouxe os benefícios esperados. Posteriormente serão analisados os resultados observados e aqueles preconizados pelas teorias de comércio internacional.

A idéia subjacente da liberalização implica a minimização do papel do governo nas decisões de alocação de recursos e a criação de uma estrutura de incentivos que favoreça às exportações. O argumento central era o de que um maior crescimento econômico e alteração da estrutura produtiva voltada para os manufaturados seriam mais facilmente alcançados pelos agentes privados, guiados pelas forças de mercado. Este argumento ganhou força em face do fraco desempenho das economias que adotaram estratégias industrialização IS. Os argumentos favoráveis à abertura comercial estão baseados, de um modo geral, na teoria das vantagens comparativas, ganhos de escala, aumento das possibilidades de consumo e/ou ganhos de eficiência, dentre outros.

⁴⁸ Consideram-se para-tarifas outros encargos, como taxas, despesas alfandegárias, dentre outras.

⁴⁹ Estimação: o índice, que é uma média ponderada dos componentes principais dos seus indicadores e o peso é função da participação da variância: medida ponderada das barreiras não tarifárias e tarifas ponderadas e para-tarifas, assim como o desvio-padrão das tarifas e das não-tarifas.

⁵⁰ Médias simples coletadas em Echavarría (1997) (OAS, Trade Unit).

⁵¹ Este insucesso não se deve só ao tempo da implementação das políticas, que é pequeno, sob a óptica de uma avaliação econométrica, mas também pela necessidade de desenvolvimento de estruturas teóricas que se aprofundem em aspectos microeconômicos (EDWARDS, 1993).

Primeiramente, será analisado o impacto da política de proteção adotada como estratégia de industrialização das economias em desenvolvimento mediante a comparação entre os valores agregados⁵² da agricultura com o da indústria. O objetivo desta análise é o de verificar se a política de proteção realmente permitiu que as economias se industrializassem. A tabela 5.7 apresenta a evolução do valor agregado da agricultura, donde se pode observar que alguns países apresentaram maior redução do que outros, porém no geral houve redução.

Tabela 5.7 - Valor agregado da agricultura (% do PIB) dos principais países da América Latina, no período de 1974 - 2003.

ANO	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Equa	Mex	Par	Peru	Uru	Ven
1974	11,95	21,03	13,36	6,70	24,62	20,16	12,15	37,70	16,49	17,78	5,43
1975	10,23	22,00	12,92	5,75	24,88	19,16	12,04	35,30	15,92	20,72	4,50
1976	6,58	21,79	12,10	6,63	24,39	18,40	11,81	36,91	16,37	15,15	5,03
1977	8,15	21,29	13,00	8,55	24,13	17,44	11,21	34,55	15,30	14,02	4,60
1978	8,09	20,85	14,67	10,00	25,57	17,05	11,16	34,11	15,65	16,15	4,90
1979	7,50	19,13	11,61	7,77	23,56	15,28	10,91	32,07	13,12	14,03	4,94
1980	7,80	18,59	11,02	7,38	22,00	13,87	9,85	31,40	11,68	15,06	4,77
1981	6,35	19,02	11,01	7,25	19,91	13,38	9,00	28,62	10,23	13,53	4,80
1982	6,48	19,27	10,74	6,32	19,80	12,29	8,96	27,01	10,23	11,79	4,90
1983	9,60	17,63	8,97	5,49	19,30	12,49	8,14	25,88	10,23	11,01	5,20
1984	8,66	20,69	10,94	5,86	19,18	13,17	8,45	25,74	10,23	13,40	5,59
1985	8,35	22,75	11,46	7,54	17,80	13,91	9,39	28,69	10,23	14,63	5,56
1986	7,63	20,56	11,54	7,64	17,45	13,41	10,07	28,93	10,23	13,60	6,31
1987	7,80	18,33	11,16	8,96	18,03	15,48	10,30	27,21	11,21	12,65	6,67
1988	8,09	17,82	10,01	9,22	18,72	15,72	9,68	27,35	10,30	13,71	6,58
1989	8,98	17,16	10,12	8,87	17,37	14,70	7,90	29,63	10,30	12,04	6,76
1990	9,62	16,67	8,52	8,69	16,62	14,31	7,75	29,55	8,04	10,90	6,30
1991	8,12	16,74	8,10	8,71	16,75	13,30	7,85	27,78	8,54	9,21	5,47
1992	6,72	17,09	7,79	9,93	17,42	14,35	7,52	26,56	8,45	8,50	5,58
1993	5,99	16,03	7,72	9,93	15,80	12,81	6,68	24,50	8,50	8,82	5,43
1994	5,58	16,33	7,56	9,22	13,88	19,71	6,29	24,51	9,03	7,37	5,49
1995	5,51	17,11	9,85	9,43	16,08	16,83	5,74	23,73	9,22	7,93	5,26
1996	5,79	16,88	9,01	9,24	15,28	16,70	5,67	24,79	8,78	8,62	5,53
1997	6,08	16,38	8,32	8,98	13,82	15,62	6,26	25,38	9,33	8,02	4,49
1998	5,67	17,24	7,87	8,42	13,71	15,81	5,70	24,46	9,18	7,53	4,44
1999	5,70	14,67	8,42	8,49	14,26	13,80	5,27	24,27	9,22	6,96	5,06
2000	4,82	15,11	7,24	8,36	13,96	11,71	4,74	21,86	10,09	5,63	4,92
2001	5,05	14,87	7,28	8,53	14,02	10,62	4,17	20,36	10,47	6,21	4,18
2002	4,89	15,21	6,15	8,81	14,03	8,99	4,15	21,38	10,43	6,12	4,51
2003	10,82	14,62	5,84	8,81	13,60	9,02	3,97	23,60	10,54	9,29	4,34
2004	11,06	14,85	5,77	8,81	12,32	7,68	4,05	27,24	10,32	12,80	4,48

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da CEPAL, Anuário Estatístico da América Latina e do Caribe, 2004, CD-ROM.

Quanto ao valor agregado da indústria sobre o PIB, no período de 1974 a 2003, houve redução desta participação em praticamente todos os países, exceto o Paraguai e o Uruguai, que apresentaram variações positivas respectivamente da ordem de 23.24% e 24.46%. A Argentina apresentou uma variação negativa de

⁵² Em termos percentuais sobre o PIB.

25.26%, Bolívia 19.59%, Brasil 47,15%, Chile 16.83%, Colômbia 2.57%, Equador 14.48%, México 15.20%, Peru 14.6% e Venezuela 8.28%, conforme pode ser averiguado através da tabela 5.8.

Tabela 5.8 – Valor agregado da indústria (% do PIB) dos principais países da América Latina, no período de 1974 – 2003.

Ano	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Equa	Mex	Par	Peru	Uru	Vem
1974	43,35	36,70	39,00	41,24	31,14	33,14	31,24	20,40	33,49	21,46	43,01
1975	43,59	37,68	40,06	49,29	30,61	39,03	32,35	22,65	34,67	31,53	53,80
1976	50,14	32,73	40,17	38,41	29,83	34,74	32,38	21,02	31,74	33,87	46,51
1977	50,89	32,96	39,71	40,47	31,48	36,24	32,07	22,20	34,19	33,39	45,83
1978	47,81	33,95	38,64	36,73	30,94	35,30	32,86	23,07	34,64	31,87	44,62
1979	46,10	34,22	40,13	36,82	30,64	35,43	32,74	23,77	38,28	32,59	42,95
1980	44,03	33,55	40,64	37,87	30,26	39,56	33,44	23,73	42,82	35,39	46,26
1981	41,22	32,43	43,83	37,44	32,49	42,01	33,65	27,44	41,97	33,69	46,41
1982	40,34	32,68	43,72	36,55	31,48	40,45	33,17	27,89	41,97	32,15	44,40
1983	41,10	34,72	45,59	34,73	31,77	41,55	33,41	26,00	41,97	29,35	41,56
1984	41,56	35,70	43,95	39,89	32,29	41,02	35,23	23,57	41,97	33,14	38,65
1985	39,71	33,32	45,71	40,46	34,01	42,45	34,94	22,72	41,97	34,41	52,47
1986	39,28	34,85	45,31	37,59	35,54	40,95	35,27	22,57	41,97	35,95	50,83
1987	37,38	35,14	45,16	36,99	37,32	36,03	34,91	22,60	27,44	36,23	49,26
1988	37,83	33,20	45,88	37,98	36,00	33,15	38,00	22,52	33,39	35,83	50,28
1989	38,49	33,98	43,65	43,09	37,58	36,81	32,11	22,15	33,39	34,20	51,28
1990	42,35	34,36	42,67	41,76	38,23	38,35	29,37	23,13	36,18	33,67	57,08
1991	36,02	34,77	38,69	41,46	37,89	37,72	28,42	25,23	27,38	34,64	60,56
1992	32,72	33,65	36,16	40,08	37,15	36,37	28,03	25,28	25,81	35,55	56,40
1993	30,68	33,56	38,70	38,05	34,95	39,62	28,10	25,89	26,56	32,78	54,39
1994	29,69	31,91	41,61	35,78	36,00	28,49	26,83	25,82	27,86	29,66	51,58
1995	29,02	31,59	40,00	35,55	31,43	26,31	26,85	25,64	29,06	28,00	44,09
1996	28,44	33,11	36,67	35,29	31,69	24,91	27,87	25,91	28,99	28,92	41,27
1997	28,82	32,28	29,37	35,20	30,76	26,49	28,36	26,45	30,56	28,55	49,15
1998	29,53	30,55	29,71	35,12	29,37	24,38	28,55	26,67	31,07	28,23	43,13
1999	29,00	30,37	28,78	33,81	28,37	22,93	28,61	26,97	31,08	28,56	35,32
2000	28,29	28,65	27,49	34,61	28,60	28,78	28,67	26,02	30,60	27,35	35,63
2001	28,06	29,95	27,97	34,64	30,33	34,74	28,01	26,11	28,21	27,23	40,47
2002	27,04	29,00	22,22	34,30	29,97	29,41	27,28	27,48	28,34	26,43	35,54
2003	32,40	29,51	20,61	34,30	30,34	28,34	26,49	25,14	28,78	26,71	39,45
2004	34,81	30,09	19,11	34,30	29,43	28,71	26,39	24,23	29,29	27,30	41,11

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da CEPAL, Anuário Estatístico da América Latina e do Caribe, 2004, CD-ROM.

Na tabela 5.8, percebe-se claramente esta tendência geral de queda em alguns países, enquanto outros acabaram por se manter mais ou menos no mesmo patamar. Peres & Reinhardt (2000), mediante o cálculo do índice de mudança estrutural (Structural Change Index – SCI⁵³) analisaram a estrutura de produção da

⁵³ $SCI = \sum_i |s_{ie} - s_{ib}| / 2$; onde s_{ie} é a participação da categoria i no final do período de s_{ib} é a participação da categoria i no início do período. O valor do índice varia de 0 (sem mudança estrutural) a 1 (mudança completa).

América Latina, em três sub períodos⁵⁴, e encontraram que, apesar de ter ocorrido uma mudança de recursos entre setores econômicos no período de crise (1980-85), ou seja, declínio da participação dos manufaturados, construção e comércio e grandes aumentos dos setores financeiros e de serviços pessoais, a estrutura de produção como um todo apresentou mudança muito pequena, conforme pode ser observado pela tabela 5.9.

Tabela 5.9 – Estrutura de produção da América Latina (%) e Índice de mudança estrutural, 1980-96.

Setor	1980	1985	1990a	1990b	1997
Agricultura	7.6	8.2	8.3	7.9	7.5
Indústria:					
Manufaturas	24.5	22.5	22.1	20.8	21.1
Mineração	3.4	3.4	3.8	2.4	2.7
Construção	7.4	5.6	5.4	6.7	7.3
Serviços Básicos					
Água/gás/eletricidade	1.3	1.7	1.9	1.9	2.2
Transporte/Armazenagem e Comunicações	5.2	5.5	6.2	5.9	6.9
Outros Serviços					
Financeiros	15.7	18.5	17.8	16.7	16.8
Comércio	17.0	15.8	15.4	13.9	14.2
Pessoais	17.9	18.8	19.1	23.8	21.5
SCI	1980-85 = 0.05		1985-90a = 0.02	1990b-97 = 0.03	

Fonte: Calculado do ECLAC (1999b), Tabela 130, *apud* Peres, W. & Reinhardt, N. *Latin America's new economic model: micro responses and economic restructuring*. Grã Bretanha: Elsevier Science, 200, Vol. 28, no. 9, p. 1549.

^a Preços constantes: 1980, 1985, as séries 1990a estão baseadas nos preços de 1990 e as 1990b estão baseadas nas séries de preços de 1995.

Não obstante os resultados encontrados em termos de mudança estrutural da produção terem ficado abaixo do esperado, comparativamente ao período anterior à implementação da política de liberalização, ou seja, 1970-80, fica patente que, ele é superior a este. A tabela 5.10 corrobora a afirmação acima, ao apresentar os índices de mudança estrutural do valor agregado das manufaturas antes da liberalização (1970-80) e após a liberalização, esta com a mesma subdivisão de períodos da tabela anterior [período de crise (1980-85), estabilização e reforma (1985-90) e pós-reforma (1990-97)]. Enquanto a tabela 5.9 apresenta resultados do índice de mudança estrutural para cada um dos setores de produção da América Latina como um todo, a tabela 5.10 apresenta o índice de mudança estrutural do valor agregado das manufaturas para sete⁵⁵ dos onze países aqui

⁵⁴ O primeiro período de crise (1980-85), o segundo de estabilização e reforma (1985-90) e o terceiro denominado por pós-reforma (1990-97).

⁵⁵ Somente os sete países disponibilizaram os dados que permitiram o cálculo do índice.

estudados – índice este baseado nas mudanças de participações de 28 tipos de indústrias de manufaturas.

Tabela 5.10 – Índice de mudança estrutural, valor agregado das manufaturas, 1970-1996.

País	1970-80	1980-85	1985-90	1990-96
Argentina	0.07	0.10	0.07	0.09
Brasil	0.12	0.08	0.01	0.07
Chile	0.23	0.11	0.08	0.12
Colômbia	0.14	0.13	0.07	0.08
México ^a	0.08	0.05	0.05	0.04
Peru	0.15	0.09	0.06	0.11
Venezuela	0.24	0.09	0.17	n.a.
Total^b	0.11	0.08	0.05	0.07

Fonte: Calculado através da base de dados ECLAC PADI, *apud* *apud* Peres, W. & Reinhardt, N. *Latin America's new economic model: micro responses and economic restructuring*. Grã Bretanha: Elsevier Science, 200, Vol. 28, no. 9, p. 1550.

^a Dados para 1990-96 correspondem a 1990-94 e não está incluída a produção de montagem *emaquila* (maquiadoras).

^b SCI para sete países, calculados como a soma de cada SCI de cada país, ponderado pela participação do país no ano de início da reforma sobre o total do valor agregado.

Obviamente, existem razões que justifiquem esse comportamento, as quais, no entanto, não constituem objeto da investigação atual. Apesar disso, algumas hipóteses são aqui apresentadas. Uma delas para explicar essa redução da participação relativa das indústrias no PIB, na maioria dos países em desenvolvimento, pode advir de dois argumentos. O primeiro refere-se à deficiência da definição e da classificação de produtos industrializados⁵⁶. O outro leva em conta o aumento da participação dos serviços, em razão dos efeitos da abertura, que afetou a balança de serviços, bem como em razão de mudanças tecnológicas. Existem alguns autores que consideram que o tempo de concessão da proteção foi demasiado longo, o que comprometeu os resultados esperados, na medida em que os custos da proteção passaram a suplantar os seus benefícios.

Shafaeddin (2005), entre outros autores considera que, apesar de o processo de liberalização⁵⁷ ter se iniciado na década de 1980, na maioria dos países latino-americanos, atribui-se o seu fraco desempenho inicial ao agravamento do processo inflacionário enfrentado pela América Latina, naquela década. Em um ambiente inflacionário, a eficiência é fundamental para os países que adotam estratégias voltadas para fora e como fica ela profundamente prejudicada pelas distorções entre os

⁵⁶ Em função do desenvolvimento tecnológico dos últimos anos, alguns produtos carecem de uma classificação mais específica, bem como da evolução dos processos de comercialização e de produção.

⁵⁷ Segundo Peres & Reinhardt (2000), a liberalização na América Latina iniciou-se na década de 1980 pelo Chile depois Bolívia e México. No final da década de 1980, início da década de 1990 aderiram ao processo Argentina, Peru e Venezuela e, por fim, o Brasil (último a participar do processo que se deu em duas fases: a 1ª. no início da década de 90 e a 2ª. mais fortemente após 1994).

preços absolutos e os relativos, por conseguinte, a inflação se torna incompatível com estratégias de desenvolvimento e com o processo de liberalização. Esse fato fornece indícios para justificar a maior incidência de datas de quebra na década de 1990, ou no finalzinho dos anos 1980, conforme tabela 5.3.

A tabela 5.11 apresenta os indicadores macroeconômicos da região. Considera-se como um dos resultados mais positivo da liberalização a redução da inflação severa (final da década de 1980: nível de três dígitos, 1997-98: cerca de 10%). Ademais deste resultado, o volume das exportações, na década de 1990, cresceu quatro vezes mais rápido comparativamente às três décadas do modelo ISI, assim como ocorreu um grande aumento dos fluxos de capitais (*portfólio* e investimento direto), após a liberalização.

Tabela 5.11 – Indicadores macroeconômicos da América Latina e Caribe

	1980/85	1985/90	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Taxa de crescimento do PIB	0.4	1.6	-0.2	3.9	3.2	4.1	5.6	0.4	3.5	5.3	2.3
Índice de crescimento do preço ao consumidor	131.7	686.5	1188.8	199.3	426.7	890.2	337.6	25.8	18.5	10.6	10.2
Crescimento das Exportações	5.5	5.2	6.0	3.6	7.1	11.7	10.7	10.4	11.3	13.2	7.8
Crescimento das Importações	-6.5	4.8	10.8	15.8	18.6	12.6	14.3	3.3	11.6	21.8	10.4
Exportações de bens- serviços/PIB (% PIB - preços constantes de 95)	10.3*	12.9**	12.2	n.a.	13.0	13.8	14.3	15.7	16.8	18.0	n.a.
Importações de bens/ serviços/PIB (% PIB - preços constantes de 95).	14.8*	9.6**	10.4	n.a.	13.8	14.8	15.9	16.3	17.5	20.1	n.a.
Formação bruta de capital fixo/PIB (% PIB -preços constantes de 1995).	19.0*	17.2*	18.2	n.a.	19.1	19.4	20.5	19.1	19.3	21.2	n.a.

Fonte: ECLAC (vários anos), *Statistical Yearbook for Latin América and the Caribbean*, and ECLAC (1999a), *apud* Peres, W. & Reinhardt, N. *Latin America's new economic model: micro responses and economic restructuring*. Grã Bretanha: Elsevier Science, 200, Vol. 28, no. 9, p. 1547.

* Dados para 1980 a preços constantes de 1980. ** Dados para 1985 a preços constantes de 1990.

Ainda sob a perspectiva macroeconômica, uma característica recorrente dos países em desenvolvimento, portanto da América Latina, é o recorrente desajuste do balanço de conta-corrente. Apesar de os deficits nas transações correntes, de certa forma, serem resultados esperados, a sua persistência pode constituir um problema, uma vez que o seu funcionamento requer consistente fluxo de poupança externa, ao longo do tempo. Caso contrário, o país apresentará grandes oscilações nas reservas internacionais, como ocorrido no período (vide tabela 5.12). Este ponto pode constituir uma das restrições ao comércio internacional, no o qual a política cambial também desempenha papel importante⁵⁸ (o que será tratado posteriormente), não em matéria de política, mas em termos do papel da desvalorização cambial na abertura.

⁵⁸ Permanece pendente na literatura um consenso sobre qual seria o tipo de taxa de câmbio que possibilitaria o equilíbrio da economia, tanto interno quanto o externo. Para detalhes, vide Krugman & Obstfeld (2004).

Tabela 5.12 – Variação das Reservas Internacionais – Valores em Milhões de USD

Anos	Argentina	Bolivia	Brasil	Chile	Colômbia	Equador	México	Paraguai	Peru	Uruguay	Venezuela
1976	12,5	57,1	6 638,6	- 60,1	101,7	70,0	...	90,4	2 297,0
1977	- 153,5	118,2	2 207,3	237,4	- 43,9	259,2	...	152,7	579,0	...	4 066,3
1978	- 808,0	152,8	7 437,5	1 298,7	- 2,7	440,0	...	265,9	- 250,6	55,6	4 708,4
1979	3 830,8	233,2	2 124,0	1 399,9	783,9	269,9	1 780,8	372,0	- 460,2	387,3	3 744,9
1980	664,2	- 352,7	2 343,8	2 240,4	868,3	298,6	4 829,0	422,0	- 157,6	704,4	- 636,1
1981	- 2 165,4	106,4	2 123,5	3 249,7	1 455,9	- 133,7	7 639,2	459,3	- 21,3	413,1	- 3 447,4
1982	- 3 023,0	- 189,8	- 1 831,9	- 1 077,4	1 211,3	- 156,8	- 9 514,2	377,7	775,7	- 284,8	- 5 444,0
1983	- 4 192,9	- 170,9	- 3 904,1	- 550,3	- 51,2	- 448,0	- 11 788,3	185,7	- 205,1	- 150,6	- 6 094,0
1984	- 3 039,6	- 141,5	- 4 329,8	386,5	- 554,7	- 889,9	- 10 759,7	265,8	- 668,0	- 318,1	- 5 076,7
1985	- 2 326,2	- 145,1	- 11 483,5	- 539,7	287,9	- 1 038,4	- 12 101,1	115,6	- 654,0	- 88,9	- 3 860,5
1986	- 2 289,8	294,9	- 9 667,5	- 849,6	- 839,0	- 584,1	- 5 394,8	178,6	- 182,8	- 46,5	- 3 238,5
1987	- 1 539,3	72,6	- 7 848,0	- 927,5		- 57,4	- 4 846,5	416,4	- 341,2	- 134,2	- 1 164,0
1988	- 1 667,4	26,7	- 14 986,3	- 943,9	- 1 336,0	- 578,9	- 11 390,4	- 39,3	154,8	- 393,2	166,0
1989	- 6 942,9	- 46,3	- 12 655,3	- 700,7	- 1 664,0	- 531,3	- 1 734,2	- 133,8	- 873,2	- 485,6	- 3 451,8
1990	- 5 830,7	- 44,8	- 7 310,5	868,7	- 2 237,0	- 589,0	2 395,9	- 168,1	- 27,0	- 467,0	- 4 677,3
1991	- 1 573,2	24,0	- 8 570,1	- 780,8	- 2 675,0	- 330,2	14 777,4	204,5	969,0	- 161,3	311,3
1992	6 446,3	377,4	584,3	1 420,0	- 1 648,1	- 875,6	16 405,8	- 331,2	992,1	7,9	1 158,5
1993	9 445,3	381,3	- 1 632,6	1 068,7	784,4	428,3	18 426,6	83,8	1 419,5	229,9	134,0
1994	8 136,1	- 65,8	- 723,0	2 005,1	2 397,5	554,4	- 994,1	727,2	3 901,1	294,2	- 5 590,4
1995	423,4	243,3	19 950,7	- 624,3	2 926,8	- 108,3	- 1 464,5	262,2	3 080,1	203,5	- 5 864,2
1996	5 194,6	481,6	19 397,1	1 683,9	4 308,7	- 780,2	- 9 168,5	423,2	3 531,7	185,5	- 4 367,7
1997	9 315,0	446,6	5 862,7	4 361,6	3 703,1	- 349,2	6 072,8	477,8	3 101,8	486,5	- 3 608,0
1998	10 559,9	637,2	7 222,3	- 161,6	1 763,6	371,2	5 371,0	189,4	1 043,2	792,8	- 1 956,0
1999	5 689,2	323,9	- 1 226,5	- 3 079,0	- 2 338,0	- 2 675,5	2 603,9	299,6	- 582,0	254,2	- 2 953,0
2000	1 064,0	182,3	4 078,4	- 1 712,4	- 2 156,7	- 2 024,1	6 194,4	- 29,6	- 290,6	727,9	- 7 792,0
2001	- 15 947,4	29,6	6 777,0	- 2 022,1	- 287,9	- 775,5	11 498,3	237,3	310,3	702,1	- 6 035,0
2002	- 20 640,1	- 155,8	- 10 193,0	- 1 831,1	- 1 258,5	- 12,9	8 785,5	- 138,4	488,5	- 2 602,0	- 14 782,0
2003	- 11 784,9	- 185,2	- 14 072,2	- 3 051,7	- 2 286,0	- 856,7	5 708,5	155,2	- 505,1	964,3	- 8 468,0

Fonte: CEPAL, Anuário Estatístico, 2004.

Para solucionar o desajuste nas transações correntes, os governos fazem uso de políticas macroeconômicas que devem ser consistentes com a interpretação dada às causas do desequilíbrio. No geral existem três abordagens básicas que podem fundamentar este desequilíbrio:

1 elevação da dívida externa – neste tipo de abordagem existe preocupação com a restrição intertemporal da nação, ou seja, um deficit no presente representa um endividamento que deverá ser pago no futuro. A nação consome mais do que produz, por conseguinte, se endivida. Esse resultado pode ser amenizado se os recursos ingressados no país destinarem-se a investimento direto, pois no futuro gerarão mais recursos, ou seja, mais exportações. A tabela 5.13 apresenta o endividamento externo, tanto público quanto privado, dos principais países da América Latina.

Tabela 5.13 - Endividamento externo – público e privado dos principais países da América Latina, no período de 1980 – 2003.

Ano	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Equa	Méx	Par	Peru	Uru	Vem
1980	27 162	2 340	64 000	11 207	6 805	5 997	50 700	861	9 595	1 123	26 963
1985	49 326	3 294	105 126	20 403	14 063	8 703	100 400	1 772	13 721	2 689	31 238
1988	58 473	4 043	113 469	18 960	17 935	10 669	100 100	2 002	16 493	4 240	35 867
1989	63 314	3 492	115 096	17 520	17 587	11 533	94 400	2 027	18 536	4 313	33 812
1990	62 233	3 779	123 439	18 576	17 993	12 222	106 700	1 695	22 856	4 472	35 528
1991	61 334	3 628	123 910	17 319	17 335	12 802	117 000	1 666	25 444	4 141	36 000
1992	62 766	3 785	143 236	18 964	17 277	12 795	116 500	1 279	26 612	4 136	38 447
1993	72 209	3 783	153 291	19 665	18 908	13 631	130 500	1 254	27 447	4 293	40 836
1994	85 656	4 216	153 572	21 768	21 855	14 589	139 800	1 271	30 191	4 959	40 998
1995	98 547	4 523	165 447	21 736	26 340	13 934	164 010	1 742	33 378	5 193	37 537
1996	110 613	4 366	186 561	26 272	31 116	14 586	156 443	1 801	33 805	5 387	34 117
1997	125 052	4 234	208 375	29 034	34 409	15 099	149 028	1 927	28 642	5 459	37 242
1998	141 929	4 655	259 496	32 591	36 681	16 400	160 258	2 133	29 477	6 036	35 087
1999	145 289	4 574	241 468	34 758	36 733	16 282	166 380	2 697	28 704	5 618	37 016
2000	146 575	4 461	236 157	37 177	36 131	13 564	148 652	2 819	28 150	6 116	36 437
2001	140 214	4 412	226 067	38 032	39 109	14 376	144 527	2 652	27 195	5 855	35 398
2002	134 147	4 300	227 689	40 395	37 336	16 236	140 097	2 866	27 840	8 328	35 114
2003	145 583	5 042	235 415	41 179	38 193	16 586	140 555	2 871	29 708	8 626	38 043

Fonte: CEPAL, Anuário estatístico, 2004.

Pela tabela 5.13, pode-se verificar que os países mais endividados no período foram Argentina, o Brasil e o México. Os demais apresentaram comportamento relativamente estável. Consultando os Apêndices VII, X e XIV dos respectivos países, nota-se que, concomitantemente ao crescimento da dívida externa, houve aumento substancial dos investimentos diretos nos países;

2 excesso de absorção - neste caso, o país gasta muito mais do que suas possibilidades. A solução recomendada é a redução da absorção, pela queda das importações de bens e serviços e da elevação das exportações. Nesse caso, o país deixaria de ser captador de recursos externos para se tornar fornecedor de poupança ao Exterior. Os países em estudo, no geral, foram fornecedores de poupança externa, à exceção de Colômbia, México, Paraguai e Uruguai; e

3 escassez de poupança interna - o deficit nas transações correntes decorre do fato do país investir mais do que poupar, ou seja, importa excedente de renda do resto do mundo. A reversão desse quadro ocorre via aumentos da tributação e/ou da poupança interna.

Os desequilíbrios externos também podem advir dos gastos públicos, conforme se pode verificar pela tabela 5.14.

Tabela 5.14-Gastos públicos sobre o PIB, principais países da América Latina, período:1974 a 2002

Ano	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Equa	Mex	Par	Peru	Uru	Ven
1974	13,03	9,3	7,58	18,59	9,72	18,39	8,26	5,49	12,44	15,66	9,59
1975	12,62	10,42	8,24	18,63	9,94	21,16	9,32	6,29	13,44	14,33	11,38
1976	9,4	10,91	8,46	16,62	9,25	20,46	9,94	6,27	13,25	14,54	12,36
1977	9,06	12,31	21,69	17,32	8,6	21,49	9,72	6,2	15,27	12,92	12,43
1978	11,19	13,33	22,16	17,13	9,59	20,19	9,86	6,67	12,09	12,97	11,95
1979	11,04	15,56	22,45	16,94	10,42	18,84	9,84	5,74	9,34	12,38	11,22
1980	12,68	13,01	20,61	14,6	11,23	21,02	9,77	6,2	12,11	13,07	11,61
1981	12,85	12,9	11,8	15,23	11,64	20,75	10,49	6,86	12,35	14,83	12,58
1982	11,22	10,45	11,8	18,41	12,18	20,41	10,19	7,09	13,67	16,33	12,26
1983	11,29	7,72	10,62	16,76	12,22	18,45	8,57	7,09	13,61	14,53	11,92
1984	11,5	11	8,45	15,75	12,3	18,08	8,99	6,47	12,12	13,6	10,31
1985	11,46	8,31	10,51	14,33	11,91	17	8,99	6,47	12,29	14,45	10,45
1986	12,02	7,9	11,27	13,44	10,94	17,84	8,86	6,64	12,55	14,33	11,18
1987	11,93	9,26	12,86	11,65	10,97	19	8,56	7,08	13,75	13,22	10,21
1988	11,62	11,39	13,34	11,09	11,23	17,09	8,41	6,3	10,4	13,16	10,53
1989	11,62	11,94	15,16	10,8	11,75	14,15	8,27	6,66	11,34	13,37	9,72
1990	11,95	11,76	16,87	10,45	11,43	13,01	8,38	6,21	8,93	13,92	8,42
1991	12,47	12,07	17,87	10,36	11,46	11,58	9,08	6,6	6,03	13,47	9,65
1992	12,63	12,87	17,04	10,37	13,13	11,04	9,93	6,5	7,93	11,58	9,18
1993	13,51	13,37	17,66	10,75	14,05	11,74	11,03	6,69	8,04	12,18	8,54
1994	13,19	13,57	17,87	10,66	14,47	12,05	11,56	6,77	8,8	11,87	7,23
1995	13,35	13,57	19,6	10,53	14,95	12,5	10,45	7,21	9,75	11,84	7,12
1996	12,5	13,33	18,49	10,97	17,99	12,07	9,65	7,72	10,1	12,81	5,01
1997	12,06	13,9	18,2	11,12	19,92	12,28	9,91	8,09	9,85	12,36	6,48
1998	12,49	14,22	19,13	11,49	20,32	12,28	10,4	8,23	10,42	12,53	7,54
1999	13,72	14,8	19,08	12,4	22,16	12,52	11,03	8,84	10,84	13,02	7,51
2000	13,78	14,64	19,06	12,43	21,19	9,81	11,1	9,66	10,64	13,2	7,23
2001	14,16	15,23	19,25	12,53	20,17	10,15	11,77	8,82	10,78	13,69	8,59
2002	12,24	15,44	20,13	12,64	20,94	10,09	11,76	7,72	10,43	12,88	8,06

Fonte: CEPAL, Anuário estatístico, 2004.

Pela tabela 5.14, observa-se que Bolívia, Brasil, Colômbia, México e Paraguai aumentaram substancialmente seus gastos. Por outro lado, Chile, Equador, Peru e Uruguai tiveram redução expressiva. Enquanto isso na Argentina e na Venezuela, essa redução foi pequena. Esses diferentes comportamentos dos gastos públicos podem ser compreendidos pelo manejo da política fiscal.

Dentre as medidas de ajustes mais utilizadas, na macroeconomia, para equilibrar as transações correntes, pode-se ressaltar as restrições tarifárias e quantitativas às importações; subsídios às exportações; elevação da taxa interna de juros; redução do nível de atividade econômica e desvalorização real da taxa de câmbio.

Considerando a análise do ponto de vista dos ajustes e conforme mencionado anteriormente, a desvalorização cambial pode ser utilizada como um

desses mecanismos de ajuste das transações correntes, para que o mesmo não constitua uma restrição ao crescimento. Esse é um ponto de consenso presente nos vários estudos relacionados com a abertura comercial dos países em desenvolvimento, ou seja, que a desvalorização cambial deve ser considerada como um componente importante na política de liberalização e deve anteceder-la (BHAGWATI, 1978; KRUEGER, 1978; MICHAELY *et al*, 1991; EDWARDS, 1993; MARTIN, 2003). Com base neste fato, é factível esperar que a data de quebra nas exportações aconteça antes da quebra nas importações, como os casos de Colômbia, México, Paraguai, Peru e Venezuela, observados pela tabela 5.4. Excetua-se dessas ocorrências o Brasil, cuja quebra na exportação foi posterior à da importação, ou seja, se o aumento das exportações ocorrer antes do aumento das importações, o País não terá a restrição de Balanço de Pagamento como elemento impeditivo de crescimento.

Como isso não ocorreu em todos os países, existem algumas suposições para fundamentar a ocorrência deste fenômeno. Primeiramente, a desvalorização cambial pode não ocorrer na proporção necessária para conter os efeitos da liberalização. A segunda refere-se a uma possível redução drástica de barreiras tarifárias e não tarifárias, apesar de não esperado, o que reduz os efeitos da desvalorização, bem como a ocorrência de uma combinação de ambos (EDWARDS, 1997, apud WORLD BANK, 1997). Outra possível causa pode ser atribuída ao efeito de variações na taxa de câmbio sobre o equilíbrio externo: a curva J^{59} . Esta surgiu de uma constatação empírica do efeito inicial de redução no saldo de transações correntes, seguida posteriormente de um crescimento em tal saldo mais que proporcionalmente. Krueger (1983) atribuiu a ocorrência desse fenômeno ao fato de que, no momento em que ocorre a mudança na taxa de câmbio, os bens já estão sendo comercializados sob contratos que não podem ser quebrados. Logo, a finalização de tais transações domina as flutuações comerciais no curto prazo. Havemos de salientar, no entanto, que essa curva se aplica a casos em que a estrutura administrativa do comércio exterior do país está submetida a controle cambial regido por autoridade monetária, como o caso do Brasil, cujos contratos de

⁵⁹ Para detalhes vide Teles, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de *Hysteresis* (2003).

câmbio podem ser fechados até 360 dias antes do embarque da mercadoria no Exterior.

Com base nas conclusões derivadas do modelo geral de comércio⁶⁰, no que se refere primeiramente aos efeitos das mudanças nos termos de troca sobre o bem-estar, pode-se inferir que, no período analisado, Argentina, Colômbia, Equador, México e Venezuela apresentaram aumento de bem-estar pela melhora dos seus termos de troca, principalmente nos últimos anos, apesar de terem ocorrido algumas oscilações dentro deste período. Por outro lado Brasil, Chile, Paraguai, Peru e Uruguai, cujos termos de troca vêm permanentemente apresentando deterioração tem como consequência a redução do seu bem-estar. Os termos de troca de cada um dos países encontram-se nos apêndices de cada um dos países, respectivamente I, V, VI, VII, XII, III, IV, VIII, IX e X.

Objetivando avaliar qualitativamente os impactos da liberalização econômica sobre os países analisados, uma informação relevante refere-se à variação das séries de Exportação/PIB e Importação/PIB, antes e depois da data de quebra detectada. Isto, evidentemente, só faz sentido para aqueles países que apresentaram quebra estrutural estatisticamente significativa.

A tabela 5.15 apresenta referidas variações e, deste modo, fornece subsídios para que se investigue a direção da variação da média da série antes e depois da quebra. No que se refere às séries de Exportação/PIB, dos oito países que apresentaram quebra estatisticamente significativa, apenas o Peru e o Uruguai exibiram redução da média calculada depois da quebra, relativamente ao valor médio obtido no período anterior. Em relação às séries de Importação/PIB, constatou-se que, dos nove países com quebras estatisticamente significantes, somente a Venezuela e a Bolívia tiveram redução da média da série, no período pós-quebra, relativamente ao anterior. Uma vez que o Peru reduziu a média da série de Exportação/PIB e aumentou a média da série de Importação/PIB, conclui-se que isto levou a uma piora dos seus termos de troca (razão do valor das exportações sobre as importações).

⁶⁰ Considerando a hipótese de livre comércio.

Tabela 5.15 – Avaliação dos períodos pré e pós-quebra das séries de Exportação/PIB e Importação/PIB

País	Exportação / PIB			Importação / PIB				
	Ano da Quebra, T_B	Média antes da Quebra	Média depois da Quebra	Varição	Ano da Quebra, T_B	Média antes da Quebra	Média depois da Quebra	Varição
Argentina	SQ	1989	6,12	7,45	+
Bolívia	SQ	1990	20,73	19,20	-
Brasil	1995	8,31	10,81	+	1991	6,95	7,95	+
Chile	1988	19,56	25,77	+	1988	17,67	23,34	+
Colômbia	1989	11,39	13,85	+	1992	11,24	14,08	+
Equador	SQ	SQ
México	1994	11,81	27,29	+	1999	11,10	17,99	+
Paraguai	1988	9,07	13,43	+	1996	15,87	28,6	+
Peru	1987	13,99	12,81	-	1992	11,39	13,57	+
Uruguai	1990	15,09	12,69	-	SQ
Venezuela	1988	23,53	26,00	+	1991	15,74	14,19	-

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados do teste.

Em contrapartida, a Venezuela apresentou variação positiva das exportações/PIB e negativa das importações/PIB, após a quebra, o que levou a uma melhora dos seus termos de troca.

Em relação à pauta de exportação, tanto em termos de diversificação de produto quanto de mercados, nas últimas décadas, as exportações ainda exibem elevada concentração em produtos básicos, conforme mostra a tabela 5.16. Deve ser observado, porém, que, apesar da elevada concentração, ainda assim houve uma notável redução dessa participação.

Tabela 5.16 - Participação dos produtos primários e bens intensivos em recursos naturais - Porcentagem no total das exportações.

País	1965	1999	Varição (%)
Argentina	60,8	56,5	-7,07
Bolívia	97,9	44,1	-54,95
Brasil	78,7	43,0	-45,36
Chile	96,1	73,0	-24,04
Colômbia	92,8	77,0	-17,03
Equador	89,5	81,7	-8,71
México	76,4	17,3	-77,36
Paraguai	51,5	62,9	-22,14
Peru	65,4	62,9	-3,82
Uruguai	12,3	24,9	102,44
Venezuela	99,4	95,2	-4,23

Fonte: Elaboração própria a partir da CEPAL, Panorama de la inserción de América Latina y el Caribe, 1999-200 (LC/G.2085-P), Santiago do Chile, março de 2000. Publicação das Nações Unidas, No. de venda S.00.II.G.17, apud CEPAL. Crescer com estabilidade o financiamento do desenvolvimento no novo contexto internacional, p. 96.

Na avaliação da CEPAL (2002), com exceção do México e de algumas economias caribenhas, nas quais os serviços são as principais fontes de entrada de capitais, os países da região, conquanto tenham reduzido a proporção do valor de suas exportações correspondente a produtos básicos e de bens intensivos em

recursos naturais (*commodities* industriais), continuam apresentando grande dependência desse gênero de produtos, como pode ser observado na tabela 5.16.

Quanto maior o grau de concentração da pauta de exportação, maior a vulnerabilidade em relação às flutuações dos preços das suas exportações. Pela tabela 5.17, pode-se verificar que, em média, as flutuações em torno dessa tendência foram maiores durante as décadas de 1980/90.

Tabela 5.17 - Variação dos valores unitários de exportação e importação e dos termos de troca (%)

	Valor unitário das exportações		Valor unitário das importações			Termos de troca			
	1980-1989	1990-2000	1980-2000	1980-1989	1990-2000	1980-2000	1980-1989	1990-2000	1980-2000
Grupo A ⁶¹	7,3	3,4	5,5	3,7	2,2	3,0	9,0	3,9	6,5
Grupo B ⁶²	4,0	3,3	3,5	2,3	2,1	2,2	5,1	3,2	4,0
Grupo C ⁶³	4,7	3,1	3,9	2,6	1,7	2,0	6,2	2,9	4,5

Fonte: CEPAL, *Panorama de la inserción internacional de América Latina y el Caribe, Edición 1998*, apud CEPAL. Crescer com estabilidade, o financiamento do desenvolvimento no novo contexto internacional. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2002, p. 97.

Considerando a variação dos valores unitários de exportação, observa-se que ela também foi sistematicamente maior do que a dos valores unitários de importação. Analisando o Grupo A em que estão a Bolívia, Equador e Paraguai, houve drástica redução (de 7,3 para 3,4) do valor unitário das exportações da década de 1980 para a de 1990, enquanto a redução do valor unitário das importações foi de uma dimensão menor, ou seja, de 3,7 para 2,2. Por conseguinte, houve sensível redução dos termos de troca e com isso uma redução de bem-estar. Para o Grupo B, que corresponde à Colômbia e ao Peru, as reduções, apesar de terem existido, ocorreram de forma menos abrupta, haja vista que o valor unitário das exportações reduziu de 4,0 para 3,3; enquanto o das importações, de 2,3 para 2,1. Ainda assim, como a redução do valor unitário das exportações foi maior do que a das importações, houve deterioração dos termos de troca, ou seja, variou de 5,1 para 3,2. Em relação ao Grupo C que compreendem a Argentina, Brasil, Chile, México, Uruguai e Venezuela as reduções foram menos abruptas do que aquelas do Grupo A, porém maiores do que as do Grupo C, tanto na redução do valor unitário

⁶¹ Países que compõem o Grupo A (PIB *per capita* em 1998 foi inferior a 2 mil dólares - calculado segundo a taxa de câmbio do mercado); inclui Bolívia, Equador, El Salvador, Guatemala, Guiana, Haiti, Honduras, Nicarágua, Paraguai e República Dominicana. Em termos populacionais, tanto o Grupo A quanto o Grupo B representam 15% da população regional, e o terceiro, 7,0%; todavia, suas respectivas participações no PIB da região em 1998 foram de 4,8%, 9,5% e 85,6%.

⁶² O Grupo B compreende os países cujo PIB por habitante em 1997 ficou entre 2mil e 4mil dólares: Colômbia, Costa Rica, Jamaica, Panamá e Peru.

⁶³ O Grupo C é composto pelos países que, nesse mesmo ano, apresentaram um PIB *per capita* superior a 4 mil dólares: Argentina, Barbados, Brasil, Chile, México, Trinidad e Tobago, Uruguai e Venezuela.

das exportações, de 4,7 para 3,1, quanto das importações, de 2,6 para 1,7, principalmente em relação aos termos de troca que foram reduzidas de 6,2 para 2,9.

Também se percebe que a variação é maior entre os países de menor desenvolvimento relativo da região, o que determina maior instabilidade das receitas provenientes do comércio exterior, afetando os níveis de investimento e crescimento.

5.3 Medida de abertura comercial

Os dados utilizados para a elaboração da usual medida de abertura comercial foram os mesmos empregados na subseção anterior (5.2) por tratar-se tão-somente da soma das séries de Exportação/PIB e Importação/PIB, no período analisado, ou seja, de 1974 a 2003.

Salientamos que foi adotada a mesma metodologia para a análise tanto de raiz unitária quanto de quebra estrutural. Logo, todo o desenvolvimento acerca dos problemas de má classificação de uma série, no que se refere à presença de raiz unitária, feita na subseção anterior, é válida, sem retoques, para a presente seção.

5.3.1 Resultados e análise dos Testes de Raiz Unitária

Conforme visto anteriormente, a condução do teste de Vogelsang requer a categorização das séries como estacionárias ou não estacionárias. Assim como feito na seção anterior, começamos com a apresentação dos resultados dos testes ADF e em seguida são apresentados os resultados dos testes URB, que também se mostraram mais adequados, quando a série analisada apresenta alguma quebra estrutural.

5.3.1.1 Resultados e análise dos Testes Dickey-Fuller Aumentados (ADF)

A tabela 5.18 mostra os resultados do teste ADF para as séries de (Exportação+Importação)/PIB dos principais países da América Latina.

Tabela 5.18 - Resultados do Teste ADF-Série: $[(\text{Exportação} + \text{Importação}) / (\text{PIB})]$, no período de 1974–2003.

País	Série em nível		Série em primeira diferença	
	Intercepto	Intercepto e Tendência	Intercepto	Intercepto e Tendência
Valor Tabelaado 5%	-2,9677	-3,5742	-2,9718	-3,5806
Argentina	-1,0799	-1,3876	<u>-5,5048</u>	<u>-5,6268</u>
Bolívia	-2,2673	-1,4128	<u>-5,5085</u>	<u>-5,9103</u>
Brasil	-0,9954	-1,3175	<u>-4,7348</u>	<u>-5,0351</u>
Chile	-1,7433	-2,6708	<u>-5,4696</u>	<u>-5,3220</u>
Colômbia	-0,9067	<u>-5,5393</u>	<u>-6,7786</u>	-
Equador	-2,1483	<u>-3,5831</u>	<u>-4,7654</u>	-
México	-0,7528	-2,9906	<u>-4,0199</u>	<u>-3,9564</u>
Paraguai	-0,4840	-2,9338	<u>-4,5274</u>	<u>-4,6341</u>
Peru	<u>-4,0591</u>	<u>-3,9960</u>	-	-
Uruguai	-2,5988	-2,5460	<u>-4,6598</u>	<u>-4,5265</u>
Venezuela	<u>-3,6238</u>	-3,5599	-	<u>-5,4826</u>

Fonte: *Elaboração própria*

Os resultados do teste ADF para a série de Importação/PIB do Peru, conforme consulta na tabela 5.1, indicou-a como sendo estacionária, enquanto a de Exportação/PIB foi classificada como raiz unitária. Para a medida de abertura, porém, o Peru foi o único país onde a série foi indicada como estacionária em nível, em ambas as versões adotadas do teste ADF. A Colômbia também chama a atenção, pois suas séries de Importação/PIB e Exportação/PIB, considerando apenas o intercepto, bem como intercepto e tendência, indicaram que a série apresentaria raiz unitária, enquanto na medida de abertura a série em nível e com intercepto e tendência foi classificada como estacionária. Deve ser notado que a soma de duas séries pode potencializar ou neutralizar alguns aspectos relevantes em alguma série isolada. Ocorre no caso específico da Colômbia é que a soma das séries $I(1)$ de Importação/PIB e Exportação/PIB suavizou a grande variação notada nas séries isoladamente, daí a razão para a estacionaridade verificada na medida de abertura desse país.

A Venezuela, ao contrário do Peru, apresenta a série Exportação/PIB classificada como estacionária e a de Importação/PIB como de raiz unitária. Já a de medida de abertura foi indicada como estacionária, quando o teste é conduzido somente com intercepto, e de raiz unitária, quando se consideram o intercepto e a

tendência. Evidentemente, o melhor para o pesquisador ocorre quando não há conflito nos resultados do teste em suas várias versões, pois se pode concluir em tais situações o resultado apresentado sem problema de ambigüidade. Seguindo, no entanto, a sugestão de Hamilton (1994), de escolher uma especificação plausível com a descrição dos dados, optamos por considerar o modelo com tendência e intercepto como aquele a dar a resposta conclusiva do teste. Dessa forma a série de $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ da Venezuela é tratada aqui, de acordo com o teste ADF, como não estacionária.

O Equador, assim como a Venezuela, apresentou as séries de Exportação/PIB e Importação/PIB classificadas como não estacionárias, porém, na medida de abertura, os resultados se inverteram, ou seja, a série com intercepto foi classificada como de raiz unitária e a de intercepto e tendência como estacionária. Mantendo a coerência, concluímos que a série de $(\text{Exportação} + \text{Importação})/\text{PIB}$ do Equador é tratada aqui, de acordo com o teste ADF, como estacionária.

Em resumo, o teste ADF indicou que, com exceção das séries de $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ da Colômbia, Equador e Peru, classificadas como $I(0)$, todas as demais foram qualificadas como $I(1)$. Em face dos pontos já ressaltados, a fragilidade desses resultados leva a que o teste de URB seja computado para efeitos de comparação.

5.3.1.2 Resultados e análise dos Testes de Raiz Unitária, com quebra estrutural

A tabela 5.19 apresenta os resultados do teste URB para a medida de abertura econômica associada aos principais países da América Latina. Uma vez que Argentina, Chile, Colômbia e Venezuela não apresentaram quebra estrutural significativa na série em questão, de acordo com o teste de Vogelsang, o teste URB não se mostra conveniente para esses países.

Desse modo, como o teste ADF indicou que as séries de $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ da Colômbia, Equador e Peru foram classificadas como $I(0)$, resta verificar o comportamento do teste URB, quando usado para testar a presença de raiz unitária nos casos do Equador e do Peru. Nesse último, observa-se que, para a data de quebra detectada pelo teste de Vogelsang (ano da quebra =

1991), foi indicado que a série em análise é integrada de primeira ordem, em concordância com o resultado apresentado pelo teste ADF.

Já no caso do teste realizado para o Equador, concluímos que na data de quebra de 1993, o teste URB apontou a série de $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ desse país como não estacionária. Teríamos aqui um resultado problemático, não fosse o fato de que o teste de Vogelsang indicou, como a forma funcional mais adequada para analisar a série de $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ do Equador, aquela associada ao modelo III, isto é, sem nenhum tipo de tendência. Desse modo, se aplicamos esse fato na análise do teste ADF, vemos que não há conflito algum, pois o referido teste indicou na versão com intercepto e sem tendência que a série em questão é classificada como integrada de primeira ordem.

Tabela 5.19 – Resultados do Teste URB

País	(Exportação + Importação) / PIB		Classif. da série
	Ano da Quebra, T_B	Estatística URB	
Argentina	1987	-2,0061	I(1)
Bolívia	1992	-2,7163	I(1)
Brasil	1990	-2,2238	I(1)
Chile	1996	-2,3332	I(1)
Colômbia	1989	-2,1279	I(1)
Equador	1993	-0,9078	I(1)
México	1993	-2,1286	I(1)
Paraguai	1988	-3,4460	I(0)
Peru	1991	-2,2336	I(0)
Uruguai	1990	-3,0751	I(0)
Venezuela	1988	-2,5261	I(1)

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados do JMulti (versão 4.1)

Ponto que merece ainda destaque é o Paraguai, classificado como I(1) pelo teste ADF e como I(0) pelo teste URB, considerando a função mudança exponencial e a data de quebra apontada no teste de Vogelsang, 1988. Em síntese, essa seção e a anterior permitem em conjunto concluir que as séries classificadas como I(0) são aquelas associadas a Colômbia, Paraguai e Peru e as demais como I(1).

5.3.2 Apresentação, análise e comparação internacional do modelo de quebra estrutural

A tabela 5.20 apresenta os resultados encontrados pelo Teste de Vogelsang, utilizando a classificação de estacionaridade das séries, segundo o Teste URB com a exponencial como função de mudança.

Tabela 5.20 – Resultados do Teste de Vogelsang – *Trimming* = 15%

País	(Exportação + Importação) / PIB			
	Ano da Quebra, T_B	Teste de raiz unitária	Modelo	SupF _t
Argentina	SQ	I(1)	-	-
Bolívia	1992	I(1)	I	45,335
Brasil	1990	I(1)	I	100,033
Chile	SQ	I(1)	-	-
Colômbia	SQ	I(0)	-	-
Equador	1993	I(1)	III	20,357
México	1993	I(1)	I	81,418
Paraguai	1988	I(0)	I	42,211
Peru	1991	I(0)	I	291,131
Uruguai	1990	I(1)	I	56,031
Venezuela	SQ	I(1)	-	-

Fonte: Elaboração própria

Como mencionado no capítulo três, várias tentativas foram empreendidas para estabelecer uma medida de comércio que consiga indicar o grau de exposição de uma economia ao mercado internacional. Existem basicamente duas linhas. Uma utiliza dados microeconômicos (LITTLE, SCITOVSKY & SCOTT, 1970; BALASSA, 1971; BHAGWATI & KRUEGER, 1978; SACHS & WARNER, 1995; WACZIARG & WELCH, 2003). A outra tradicional medida de comércio – [(Exportação + Importação)/(PIB)] – que utiliza dados agregados. As dificuldades derivadas da utilização de dados microeconômicos são de duas naturezas. A elaboração teórica de modelagem da medida de orientação do comércio, na tentativa de contemplar as diversas e possíveis restrições ao comércio, inviabiliza a sua operacionalização em face do excessivo número de informações demandadas e também pela indisponibilidade desses dados. Isso ocorre porque cada país possui estrutura de registro estatístico independente e nem sempre os dados estão disponíveis na forma como foi concebido teoricamente. Conseqüentemente, o cômputo da medida fica inviabilizado ou viesado, como ocorrido com vários estudos mencionados anteriormente.

A medida de abertura agregada, normalmente utilizada, é a agregação das séries de Exportação/PIB e de Importação/PIB que, individualmente, pela tabela

5.3, apresentaram, para alguns países, características bastante peculiares, ou seja, a maioria das séries foi classificada como não estacionárias, de tendência quadrática e outras não apresentaram quebra. Surgiu assim um problema de pesquisa, ou seja, como foram encontrados resultados bastante diferentes comparativamente entre a agregação das séries e as séries consideradas isoladamente, deveria haver algum fato a explicar essa diferença.

Objetivando tentar encontrar uma resposta para essa questão, foi lançada a hipótese de que deveria haver uma relação entre essas séries, de tal forma que a agregação das duas séries pode tanto potencializar quanto neutralizar algumas características não aparentes nas séries isoladamente. Para tanto, foi utilizado o coeficiente de correlação entre as quebras apontadas nas séries de Exportação/PIB e de Importação/PIB, para determinar se a medida de abertura ordinariamente adotada apresenta potencialmente o risco de reforçar ou suavizar certas características das séries isoladamente.

A ferramenta utilizada para verificar esta relação entre as séries foi a correlação. O resultado encontrado foi da ordem de 0.48, referente às datas de quebra estatisticamente significantes das séries de Exportação/PIB e de Importação/PIB. Considerando que o coeficiente de determinação da regressão da data de quebra da série Exportação/PIB dos vários países analisados, como função data de quebra da série Importação/PIB, corresponde ao quadrado do coeficiente de correlação simples entre elas, conduzimos um teste F de significância global da regressão, o qual concluiu que o valor 0,48 para o coeficiente de correlação não se mostrou estatisticamente significativa. Com isso percebemos que não pode ser observado um comportamento sincrônico entre as datas de quebra encontradas, indicando que a medida de abertura usual $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$, especificamente no caso em estudo, apresenta potencialmente o risco de potencializar ou neutralizar algumas características. Estas são evidentes, em cada série isoladamente, daí a razão para que mais de um quarto das séries de $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ não tenham apresentado quebra estrutural estatisticamente significativa.

Por chamar a atenção, alguns resultados apresentados na tabela 5.3, elaboramos a tabela 5.21, a qual se mostrou conveniente para fins de facilitar a

análise seguinte. A tabela 5.21 apresenta os resultados do teste de Vogelsang para as séries da Exportação/PIB, Importação/PIB e para a medida de abertura $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$.

Tabela 5.21 - Resultados do Teste de Vogelsang para as séries de Exportação/PIB; Importação / PIB e $(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})$ no período de 1974 a 2003.

País	Exportação/PIB			Importação/PIB			(Exp + Imp)/PIB		
	TB	URB	Model	TB	URB	Model	TB	Teste de Raiz Unitária	Model
Argentina	SQ	I(1)	-	1989	I(1)	II	SQ	I(1)	-
Bolívia	SQ	I(1)	-	1990	I(0)	I	1992	I(1)	I
Brasil	1993	I(1)	I	1991	I(0)	II	1990	I(1)	I
Chile	1988	I(1)	I	1988	I(1)	III	SQ	I(1)	-
Colômbia	1989	I(0)	III	1992	I(1)	I	SQ	I(0)	-
Equador	SQ	I(1)	-	SQ	I(1)	-	1993	I(1)	III
México	1994	I(1)	I	1999	I(1)	I	1993	I(1)	I
Paraguai	1988	I(0)	I	1996	I(1)	I	1988	I(0)	I
Peru	1987	I(1)	I	1992	I(0)	I	1991	I(0)	I
Uruguai	1990	I(0)	I	SQ	I(1)	-	1990	I(1)	I
Venezuela	1988	I(0)	I	1991	I(1)	I	SQ	I(1)	-

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados dos testes.

O primeiro deles é de que, dentre as 33 séries analisadas, apenas 10 (menos de 1/3) foram classificadas como estacionárias. Daí inferimos que as séries de comércio internacional, de um modo geral, tendem a apresentar raiz unitária.

O segundo refere-se a alguns aparentes paradoxos associados ao DGP das séries Exportação/PIB, Importação/PIB e da medida de abertura $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$. Por exemplo, consideremos o caso extremo de uma correlação alta (próxima a um) estatisticamente significativa entre as datas de quebra das séries de Exportação/PIB e de Importação/PIB. Isso implicaria datas de quebra idênticas ou muito próximas umas das outras, a menos de uma constante, apontando a existência de uma sincronia entre as séries, o que indica que a agregação desse tipo de série não traz prejuízo algum nem mascara informação relevante.

Cabe notar que a análise da cointegração das referidas séries é impossibilitada pelo fato de que a ordem de integração destas dificilmente é igual. Além disso, mesmo considerando tão-somente as séries I(1), o fato de existir um vetor cointegrante associado a elas não fornece subsídios para concluir que a agregação dessas séries não mascara nenhuma informação relevante contida nas séries individuais. Para comprovar esse fato, basta notar que se a série X é I(1), o seu negativo também o é e a soma de ambas as séries produz um vetor de

constantes (igual a zero), que é, por definição, estacionária. Dessa forma, as séries X e $-X$ são cointegradas, mas uma neutraliza as características da outra.

Nos casos do Chile, Colômbia e Venezuela, por exemplo, as séries de Exportação/PIB e de Importação/PIB apresentam quebras, porém a agregação das duas séries indica ausência de quebra, ou seja, nestes casos, fica patente o efeito neutralizador de uma série sobre a outra.

O caso do Equador ilustra uma situação contrária, ou seja, as séries de Exportação/PIB e de Importação/PIB não apresentam quebra estatisticamente significativa, porém a junção das duas leva a uma série que exhibe quebra estrutural. Podemos inferir que ocorreu um efeito potencializador de uma série sobre a outra. Nesse caso, duas séries que não apresentaram quebras significativas estatisticamente individualmente do ponto de vista individual podem formar uma série com quebra significativa, quando agregadas.

Considerando os resultados encontrados pelos estudos de Sachs & Warner (1995) e de Wacziarg & Welch (2003), descritos no capítulo três, observa-se que, apesar de utilizarem metodologias diferentes, as datas de quebra apontadas pelas diferentes metodologias não diferem de forma sistemática, conforme pode ser observado pela tabela 5.22.

Tabela 5.22 – Comparação entre os resultados do Teste de Vogelsang e os de Sachs & Warner (1995) e de Wacziarg & Welch (2003).

País	Vogelsang TB	Sachs & Warner (1995)	Wacziarg & Welch (2003)
Argentina	sem quebra	1991	1991
Bolívia	1992	1985	1985
Brasil	1990	1991	1991
Chile	sem quebra	1976	1976
Colômbia	sem quebra	1986	1986
Equador	1993	1991	1991
México	1993	1986	1986
Paraguai	1988	1989	1989
Peru	1991	1991	1991
Uruguai	1990	1990	1990
Venezuela	sem quebra	sem quebra	1996

Fonte: Elaboração própria com base nos Testes de Vogelsang e os coletados em Wacziarg, R & Welch. *Trade liberalization and growth: new evidence*. EUA: NBER, Working Paper 10152, 2003, p. 37 e 38.

A tabela 5.22 torna claro que o teste de Vogelsang é bem mais rigoroso, quanto a classificar uma quebra como significativa, do que as metodologias de Sachs & Warner (1995) e Wacziarg & Welch (2003). Isso porque, dos onze países analisados, o teste de Vogelsang detectou quebra significativa apenas em sete países, enquanto que o teste de Sachs & Warner detectou em dez e o teste de

Wacziarg & Welch em todas. Quanto às datas apontadas pelos diferentes testes, apenas México e Bolívia apresentaram diferença considerável entre a metodologia do presente estudo e os testes adotados em Sachs & Warner (1995) e Wacziarg & Welch (2003).

Em se tratando da Bolívia, ambos os testes parecem ter encontrado um valor diferente do que, pelo menos, a princípio, parece ser a data de quebra, quando é feita uma inspeção visual na evolução da série, apresentada no gráfico 5.4. Pelo referido gráfico, o ano de 1988 parece ser o ponto a partir do qual a série reverte a uma tendência decrescente, que se observa desde 1974. Os testes Sachs & Warner (1995) e Wacziarg & Welch (2003) apontaram como data de quebra o ano de 1985, contudo isso não parece fazer sentido, uma vez que desde 1974 a série em questão apresenta trajetória decrescente (em média) e de 1985 a 1988 a série só decresce, revertendo-se essa tendência somente a partir de 1989 (como expresso anteriormente).

No caso da metodologia de Vogelsang, parece ter havido certo atraso em perceber referida reversão da tendência, o que não aparenta ser mais grave do que o erro apontado na data sugerida pelos testes de Sachs & Warner e Wacziarg & Welch. Caso haja alguma dúvida sobre qual data de quebra melhor reflete a realidade da Bolívia, certamente não restará nenhuma desconfiança quando da análise do México.

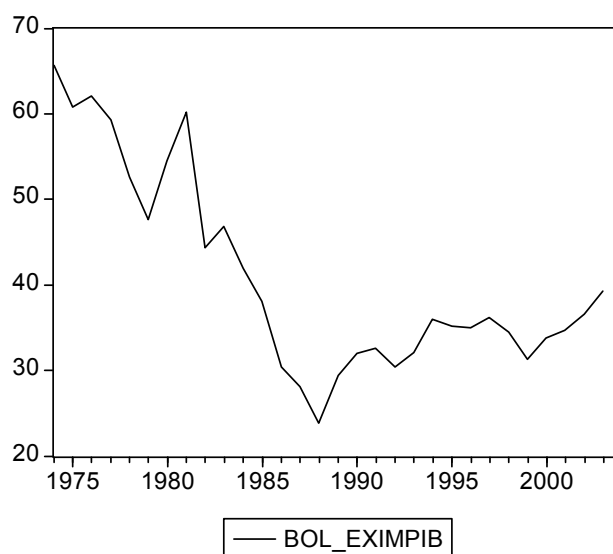


Gráfico 5.4 – Série das (Exportações+Importações)/PIB da Bolívia no período de 1974 - 2003
Fonte: Dados originados das séries.

No que se refere ao México, o ano de 1993 consiste na véspera de uma das maiores crises vivida por aquele país, que ocasionou repercussões em todo o mundo (conhecida como “efeito tequila”), marcada, entre outras coisas, pelo retraimento dos investimentos, pela falência de empresas e desvalorização monetária, o que ensejou uma crise de desconfiança em relação ao País.

Além do mais, a própria inspeção gráfica ajuda a esclarecer qual data parece ser mais condizente com os dados informados (vide gráfico 5.5). Percebe-se que não é difícil ajustar duas retas com tendência crescente antes e depois da data de quebra sugerida pelo teste de Vogelsang (1997). Além disso, não há evidência alguma de que o ano de 1986, sugerido pelas metodologias de Sachs e Warner (1995) e Wacziarg e Welch (2003), apresente quebra mais relevante do que o ano de 1993. Muito pelo contrário.

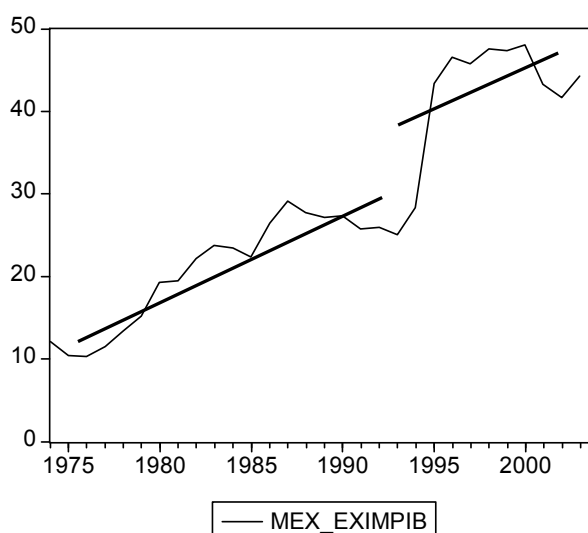


Gráfico 5.5 – Série das (Exportações+Importações)/PIB do México no período de 1974 - 2003
 Fonte: Dados originados das séries.

Com isso é possível concluir, pelo menos em se tratando do caso mexicano, que a metodologia aqui empregada se mostra mais fiel aos dados do que aquelas com as quais foi comparada.

6 MEDIDA DE ABERTURA COMERCIAL E QUEBRA ESTRUTURAL: O CASO BRASIL

Este capítulo analisa o comportamento da medida de abertura do Brasil, dada a disponibilidade de dados trimestrais e mensais das séries brasileiras de Exportação/PIB, Importação/PIB. Desse modo, foi possível realizar uma inspeção acerca da influência das diferentes freqüências (anuais, trimestrais e mensais) sobre os resultados, bem como tentar encontrar indícios que determinassem essas diferenças, caso elas ocorressem. O capítulo está subdividido em cinco seções. A primeira refere-se à coleta de dados. A segunda apresenta e analisa os resultados dos testes de raiz unitária, a terceira dos testes de determinação endógena de quebra de Vogelsang (1997), utilizando o *trimming* de 15% para as séries anuais e semestrais, e o de 1% e de 15% para a série mensal, para verificar se o tamanho do *trimming* afeta fortemente os resultados. A quarta apresenta e analisa os resultados do filtro de Hodrick–Prescott nas três freqüências indicando também as restrições do teste de Vogelsang (1997). A última exhibe tanto os aspectos econômicos do período em estudo, bem como a contextualização do cenário econômico brasileiro nas respectivas datas de quebra encontradas.

6.1 Coleta dos dados

Os dados⁶⁴ foram obtidos da seguinte forma:

(i) anuais – período 1977 a 2005. Os dados do PIB (em dólar) foram fornecidos pelo Banco Mundial. Os dados das exportações e importações (ambas FOB e em dólares) foram coletados pelo sistema IFS do FMI;

(ii) trimestrais – período 1984:01 a 2005:04. Os dados do PIB (em dólar) bem como das exportações e importações (ambas FOB e em dólares) foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil (BACEN);

(iii) mensais – período 1984:01 a 2005:12. Os dados do PIB (em dólar) bem como das exportações e importações (ambas FOB e em dólares) foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil (BACEN).

⁶⁴ As ponderações realizadas sobre os dados, na seção 5.1, do Capítulo 5, valem para esta seção, à exceção das freqüências dos dados.

A metodologia adotada nesta seção segue de perto o desenvolvimento feito nas seções 5.2 e 5.3, diferindo basicamente pelo acréscimo de uma seção que analisa a decomposição de uma série temporal e a utilização do filtro de Hodrick-Prescot. A necessidade dessa abordagem foi motivada pela diferença substancial encontrada entre as datas de quebra das séries de medida de abertura anual em relação às aquelas encontradas para os casos de frequência trimestral e mensal.

6.2 Resultados e análise dos Testes de Raiz Unitária

Assim como feito nas seções anteriores, apresentamos inicialmente a abordagem e os resultados do teste ADF e, em seguida, a metodologia adotada na condução do teste de raiz unitária na presença de quebra, o teste URB.

6.2.1 Resultados e análise dos Testes Dickey-Fuller Aumentados (ADF)

A tabela 6.1 apresenta os resultados do teste ADF nas versões apenas com intercepto e com intercepto e tendência, conduzido na série de medida de abertura com frequência trimestral em nível e em primeira diferença. Os resultados indicam que o teste ADF nas duas versões analisadas classifica a série em questão como I(1).

Tabela 6.1 - Resultados do Teste ADF - Série: ((Exportação + Importação)/(PIB)) trimestral

	Série em nível		Série em primeira diferença	
	Intercepto	Intercepto e Tendência	Intercepto	Intercepto e Tendência
Valor Tabelado 5%	-2.894716	-3.461686	-2.894716	-3.461686
Brasil	-0.901424	-1.646592	-8.763736	-9.171359

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados do EViews (versão 4.1).

Resultado análogo é obtido na aplicação do teste ADF nas mesmas versões sobre a série de medida de abertura com frequência mensal em nível e em primeira diferença. Tem-se assim a conclusão de que o teste aponta, sem ambigüidades, que as séries em questão se apresentam não estacionárias.

Tabela 6.2 - Resultados do Teste ADF - Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] mensal

	Série em nível		Série em primeira diferença	
	Intercepto	Intercepto e Tendência	Intercepto	Intercepto e Tendência
Valor Tabelado 5%	-2.872286	-3.426939	-2.872286	-3.426939
Brasil	-1.607248	-2.737673	-17.52394	-7.234508

Fonte: *Elaboração própria, a partir dos resultados do EViews (versão 4.1)*

6.2.2 Resultados e análise do Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural - URB

É sabido que o teste ADF apresenta maior propensão a classificar uma série como $I(1)$ quando a mesma tem quebra. Vejamos que no caso aqui analisado é exatamente isso que ocorre. Utilizando as datas candidatas à quebra obtidas pelo teste de Vogelsang, temos que, no caso da série trimestral de [(Exportação + Importação)/PIB] do Brasil, considerando o terceiro trimestre de 1998 como a data candidata a quebra, o teste URB com função mudança exponencial indica que a referida série é $I(0)$. Esse resultado pode ser comprovado na tabela 6.3.

Tabela 6.3 – Resultados do Teste URB - Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] - Freqüência: trimestral - Valor Tabelado 5%: -3,03

País	[(Exportação + Importação) / (PIB)]		
	Data da Quebra, T_B	Estatística URB	Classificação da série
Brasil	1998:03	-3,2348	$I(0)$

Fonte: *Elaboração própria, a partir dos resultados do JMulti (versão 4.1)*

Já no caso da mesma série, porém com freqüência mensal, foi constatado pelo teste URB, que, modelando a série, a partir da data de quebra o mês de dezembro de 1998, e considerando a função mudança exponencial, a série foi apontada como estacionária. Foi ainda analisada outra data candidata à quebra, sugerida pelo teste de Vogelsang, no caso o mês de março de 1987, porém, nesse caso, a série foi classificada como $I(1)$. Esse resultado sugere que 1987:03 se mostra menos sugestivo como a verdadeira data de quebra do que 1998:12. Os resultados do teste URB para o caso mensal são apresentados na tabela 6.4.

Tabela 6.4 – Resultados do Teste URB - Série: $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ - Frequência: mensal Valor Tabelado 5%: -3,03

País	[[Exportação + Importação) / (PIB]]		
	Data da Quebra, T_B	Estatística URB	Classificação da série
Brasil	1987:03	-2,0310	I(1)
Brasil	1998:12	-3,4931	I(0)

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados do JMulti (versão 4.1)

Os resultados das tabelas 6.3 e 6.4 reforçam a recomendação de cautela na utilização do teste ADF, quando a série tem quebra estrutural, agora considerando dados com menor frequência, o que já havia sido comentado nas seções 5.2 e 5.3, porém nas respectivas seções os dados eram anuais. Faz-se, contudo, importante notar que, caso não seja detectada quebra estatisticamente significativa, o teste URB não apresenta vantagem sobre o teste ADF, sendo recomendado o uso deste último, uma vez que para ser aplicado, o teste URB requer a informação de uma data de quebra.

6.3 Apresentação e análise do modelo de quebra estrutural

Quando foi estudado o caso dos principais países da América Latina, dispunha-se de dados anuais, o que justificava a adoção do *trimming* de 15%, visto que 1% de 30 observações corresponde a 0,3 observações, que, arredondada para o maior inteiro não superior, indicaria que nenhuma data seria excluída da análise. Vale lembrar que, conforme visto nos aspectos metodológicos, a não-exclusão de observações dos extremos dos intervalos analisados implica uma distribuição assintótica degenerada. No caso das observações trimestrais analisadas nessa seção, temos o mesmo problema, uma vez que o tamanho da amostra consiste em 88 observações. No caso com frequência mensal, entretanto, o número de observações é bem maior, 264, o que justifica o interesse em analisar também o *trimming* de 1%.

A tabela 6.5 apresenta o resultado do teste de Vogelsang para a série $(\text{Exportação} + \text{Importação})/\text{PIB}$ do Brasil com frequência trimestral no período em análise, desde o primeiro trimestre de 1984 até o último trimestre de 2005. A data de quebra sugerida pelo teste foi o segundo trimestre de 1998. Considerando essa candidata no teste URB, constatamos que a série em questão é classificada como

estacionária. Dessa forma a data candidata à quebra do modelo I (com tendência quadrática) está associada a uma estatística de teste, $SupF_t$, superior ao valor tabelado por Vogelsang, de modo a se concluir que o segundo trimestre de 1998 se mostrou estatisticamente significativa como a data de quebra associada à série de medida de abertura do Brasil no caso trimestral.

Tabela 6.5 – Resultados do Teste de Vogelsang – *Trimming* = 15%
Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] – País: Brasil
Dados trimestrais, Período: 1984:01 a 2005:04

Data da Quebra, T_B	Teste URB	Modelo	$SupF_t$	Valor tabelado 5%	Quebra significativa?
1998:02	I(0)	I	16.82	15,84	SIM

Fonte: Elaboração própria

Ponto importante aqui é o fato de que essa data é muito distante daquela apontada pelo teste de Vogelsang, quando a frequência das observações era anual, no caso 1990. Foi expresso no capítulo anterior o fato de que Perron (2005) esclarece que, quando se estima um modelo de quebra única na presença de múltiplas quebras, a estimativa da quebra convergirá para uma das verdadeiras quebras, na verdade a dominante, no sentido de considerar a maior redução na soma dos quadrados dos resíduos. Esse princípio é usado para estimar consistentemente as quebras de modo seqüencial. Assim, em um modelo com segunda quebra, a estimativa dessa segunda quebra convergirá para a segunda quebra dominante e, caso haja duas quebras igualmente dominantes, a convergência ocorrerá com probabilidade $\frac{1}{2}$ para cada. No intuito de verificar a segunda quebra (caso exista) dominante na série, foi realizado o teste de Vogelsang, excluindo da análise o ano de 1998. O resultado apontou, como segunda data de quebra mais relevante, o quarto trimestre de 1994, sendo esta estatisticamente significativa. Assim sendo, continua-se distante do ano de 1990, apontado como data de quebra na seção 5.3. Esse ponto voltará a ser abordado mais adiante.

A tabela 6.6 mostra os resultados do teste de Vogelsang para o caso de dados mensais e com *trimming* de 1%. A primeira data candidata, apontada pelo teste (considerando o modelo I), foi o mês de março de 1987. Realizando o teste URB com essa data de quebra e considerando a função mudança exponencial,

classifica-se a série de medida de abertura do Brasil no caso mensal como I(1). Isso implica que o valor tabelado do teste é superior à estatística de teste, de onde se conclui que a data em questão não é estatisticamente significativa.

Passa-se então para o modelo II (tendência linear). Nesse modelo a data de quebra apontada como candidata é o mês de dezembro de 1998, que, quando inserida no teste URB, indica a estacionaridade da série em questão. Com isso o valor tabelado do teste de Vogelsang é 15,44, menor do que a estatística de teste, pelo que se conclui que 1998:12 é estatisticamente significativa, como data de quebra da série em análise.

Tabela 6.6 – Resultados do Teste de Vogelsang – *Trimming* = 1%
Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] – País: Brasil
Dados mensais, Período: 1984:01 a 2005:12

Data da Quebra, T_B	Teste URB	Modelo	SupF _t	Valor tabelado 5%	Quebra significativa?
1987:03	I(1)	I	13,37	31,35	NÃO
1998:12	I(0)	II	16,39	15,44	SIM

Fonte: Elaboração própria

A tabela 6.7 trata do caso do *trimming* de 15%. A conclusão é exatamente a mesma do caso em que o *trimming* adotado era de 1%, ou seja, o modelo II mostrou-se o mais adequado para descrever a série e a data de quebra apontada pelo teste de Vogelsang foi 1998:12.

Tabela 6.7 – Resultados do Teste de Vogelsang – *Trimming* = 15%
Série: [(Exportação + Importação)/(PIB)] – País: Brasil
Dados mensais, Período: 1984:01 a 2005:12

Data da Quebra, T_B	Teste URB	Modelo	SupF _t	Valor tabelado 5%	Quebra significativa?
1998:12	I(0)	I	13,61	15,84	NÃO
1998:12	I(0)	II	16,24	13,29	SIM

Fonte: Elaboração própria

Assim como no caso da frequência trimestral, a análise da frequência mensal gerou data de quebra bem distante do que foi obtido no caso anual (seção 5.3). Os casos mensal e trimestral, porém, apresentam quebras consideravelmente próximas. A seção 6.4 busca fornecer uma explicação para esses resultados.

6.4 Decomposição de uma série temporal e filtro de Hodrick-Prescott

Foi visto na seção 5.3 que a metodologia de Vogelsang indicou, como data de quebra da série anual de medida de abertura do Brasil, o ano de 1990. Adicionalmente, os testes adotados em Sachs e Warner (1995) e Waczirarg e Welch (2003) encontraram o ano de 1991 como o ponto de quebra da referida série. Assim, por qual razão poderíamos esperar encontrar na análise da mesma série, porém com freqüências diferentes, datas de quebra tão distantes das sugeridas nos três estudos mencionados?

Para tentar responder a essa pergunta, é interessante lembrar que uma série temporal pode ser decomposta como

$$Y_t = \text{tendência} + \text{sazonalidade} + \text{ciclo} + \text{termo irregular.}$$

Para capturar o componente de tendência das séries de interesse será utilizado o filtro desenvolvido em Hodrick e Prescott (1997). De posse de T observações de uma dada série y_t , será obtida a série $\{\mu_t\}$, que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos a seguir:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2$$

onde λ é uma constante e T é o número de observações.

Para atribuir um valor ao parâmetro de alisamento λ , Hodrick e Prescott (1997) sugerem 100 para dados anuais, 1600 para dados trimestrais e 14400 para dados mensais. Note-se que no problema de minimização, λ é uma constante, que reflete o custo de incorporar flutuações na tendência. Por exemplo, se $\lambda = 0$, a soma dos quadrados é minimizada quando $y_t = \mu_t$. Para valores elevados de λ o filtro de Hodrick-Prescott força a mudança na tendência ser tão pequena quanto possível.

O gráfico 6.1 apresenta as séries de medida de abertura anual, trimestral e mensal, bem como o componente de tendência captado pelo filtro de Hodrick-Prescott. No caso anual (6.1a), é nítido que há uma reversão da tendência decrescente, a partir dos anos de 1990 e 1991, exatamente as datas de quebra sugeridas pelos estudos anteriormente mencionados. No caso trimestral, a tendência

decrecente é revertida muito suavemente a partir do primeiro trimestre de 1991 e com maior vigor a partir do segundo trimestre de 1998.

Com isso, concluímos que a data apontada como quebra no caso trimestral consiste exatamente no ponto onde se observa o início de uma trajetória de crescimento mais acelerado da série analisada. Desse modo, o momento em que ocorre de fato a reversão da tendência decrescente passa despercebido pelo teste, por ser esta reversão muito suave. No caso mensal, temos uma situação um pouco diferente. O mês de julho de 1990 marcou o fim de uma tendência decrescente, dando início a uma trajetória timidamente crescente que não se manteve. Foi observada uma trajetória crescente, de maneira ainda mais persistente a partir de meados do ano de 1998. O teste de Vogelsang apontou como data de quebra nesse caso o mês de dezembro de 1998.

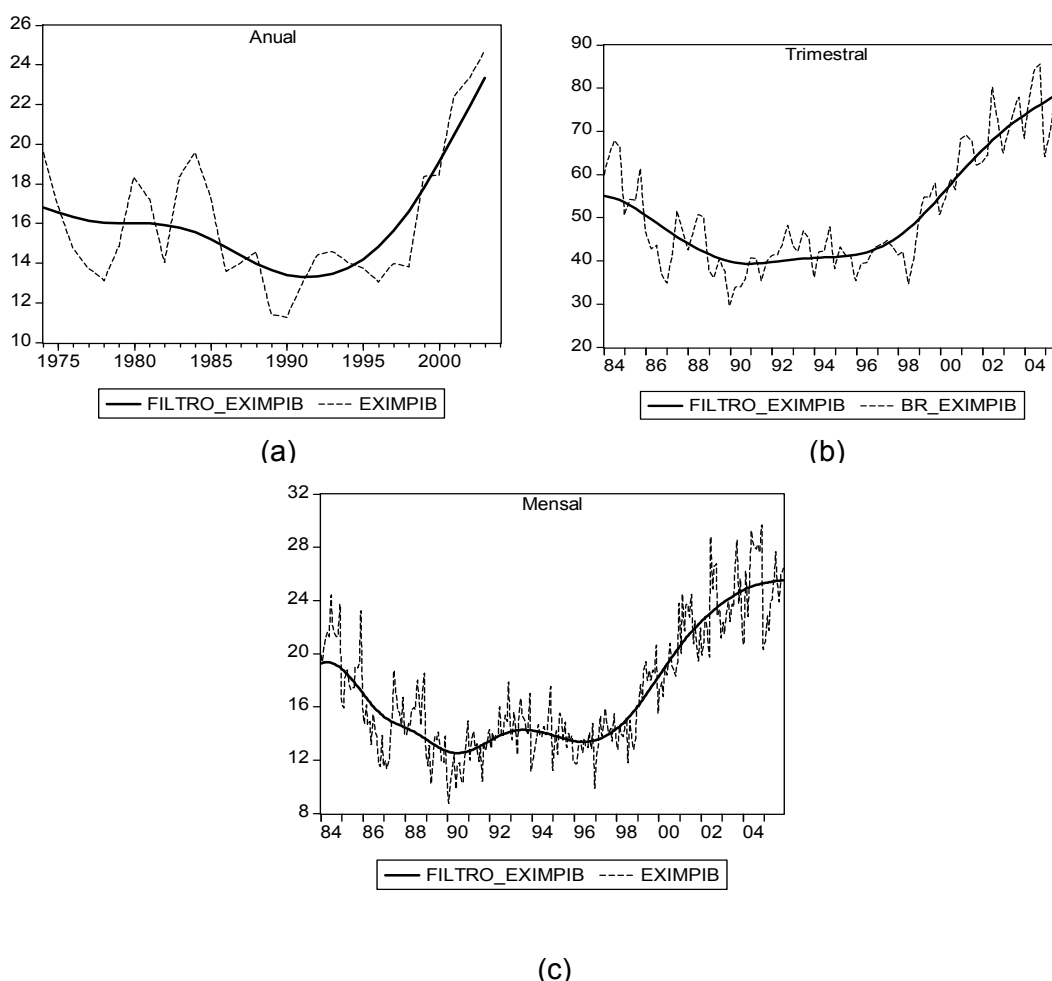


Gráfico 6.1 – Evolução da série $[(\text{Exportação} + \text{Importação}) / (\text{PIB})]$ e Filtro de Hodrick-Prescott

País: Brasil

Período: 1974 a 2003 (anual), 1984:01 a 2005:4 (trimestral) e 1984:01 a 2005:12 (mensal)

Fonte: Elaboração própria (EViews, versão 4.1).

A fim de obtermos alguma informação adicional, realizamos o teste de Vogelsang na série do Filtro de Hodrick-Prescott, aplicado em $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$ no caso trimestral. O resultado do referido teste foi uma quebra estatisticamente significativa no último trimestre de 1998, o que corrobora o resultado encontrado no caso mensal (dezembro de 1998).

Em linhas gerais, a conclusão a que chegamos foi que a diferença nas datas de quebra apresentadas, quando se muda a frequência dos dados de anual para trimestral ou mensal, decorre do fato de que, nos casos de maior frequência, embora a reversão da tendência ocorra nos anos de 1991 (caso trimestral) e 1990 (caso mensal), essa reversão acontece de maneira muito suave, passando assim despercebida pelo teste de Vogelsang, que só captura a mudança mais brusca ocorrida de fato em meados de 1998.

6.5 Aspectos econômicos relevantes do período

Esta seção tem por objetivo avaliar os resultados do processo de liberalização da economia brasileira desde a década de 1950 até recentemente. Inicialmente é realizada uma análise da literatura que procurou mensurar a proteção à indústria doméstica antes e depois da liberalização. Posteriormente, a análise se volta para o processo da liberalização mediante a implementação e dos seus desdobramentos em termos de evidências empíricas.

6.5.1 A mensuração da proteção antes e depois da liberalização

O Brasil, como os demais países da América Latina, adotou durante várias décadas, especificamente, após a II Grande Guerra Mundial, uma política de substituição de importação de que fazia uso, no primeiro momento das barreiras tarifárias, pela introdução das tarifas *ad valorem* em 1957 e foi criada a Comissão de Política Aduaneira (CPA) à qual foi concedido poder discricionário para o controle não só do nível das importações, bem como da regulamentação das condições, normas e formas sob as quais as importações poderiam ser realizadas, que se traduziriam em barreiras não tarifárias. Ao mesmo tempo em que em 1957 foi introduzido um conjunto de tarifas *ad valorem* altas, o governo criou mecanismos de isenção total ou parcial das tarifas – os regimes especiais. Em resumo, a política de comércio exterior brasileira no pós-guerra iniciou-se com um câmbio valorizado, altas tarifas de importação e com outros mecanismos de controle das importações.

Assim sendo, ao longo das décadas que se seguiram, a proteção foi utilizada como instrumento de política industrial para enfrentar problemas estruturais priorizando um setor em detrimento de outros; ou seja, enquanto na década de 1950 os bens de consumo foram priorizados, na de 1970 concentrou-se nos setores de bens intermediários e de capital. A política de importação brasileira na década de 1980 foi marcada por altas tarifas, aumento das BNT e redução do uso de instrumentos de PE⁶⁵, em face das dificuldades de financiamento do setor público e da oposição dos parceiros comerciais brasileiros, a partir de meados da década de 1980. A partir de março de 1990, ocorreram mudanças significativas na política de importação pela eliminação de regimes especiais e restrições não tarifárias.

No que se refere às barreiras tarifárias, Kume (1989) analisou a estrutura tarifária da indústria de transformação brasileira e constatou que a tarifa legal média era de 57%, em 1973. Em virtude da instituição de sobretaxas temporárias de 1974 até 1980, ela passou para 107%. Com a extinção dessas sobretaxas em 1984, a tarifa reduziu-se para 55%, em 1988. Segundo Tyler (1983) e Braga, Santiago & Ferro (1988) a redundância das tarifas na indústria de transformação alcançou, respectivamente, 87.5 e 72.5 em 1980 e 1984. Os tributos adicionais⁶⁶ chegaram a representar um encargo efetivo de 28.1%.

Em relação às barreiras não-tarifárias ao final da década de 1980, existia grande variedade delas, o que restringia o comércio internacional. Segundo Hay (1997), pode-se categorizá-las em três grandes grupos. O primeiro compreendia a proibição de importação de cerca de 1.300 produtos, além da submissão à Lei do Similar Nacional⁶⁷. O segundo exigia que todas as empresas apresentassem um plano anual de importações, além de procedimentos administrativos⁶⁸ extremamente rígidos, burocráticos e demorados. O terceiro grupo referia-se ao acesso aos subsídios fiscais e creditícios das importações de bens de capital, que estariam condicionadas à participação nacional no projeto de investimento; ou seja, no final

⁶⁵ Promoção das exportações.

⁶⁶ Tributos adicionais considerados: Impostos sobre operações de crédito, câmbio, valores e seguro (IOF), taxa de melhoramento dos portos (TMP) e o adicional de frete para renovação da Marinha mercante (AFRMM).

⁶⁷ A isenção ou redução do imposto de importação somente poderia ser concedida caso ficasse demonstrada a inexistência de similar nacional.

⁶⁸ Dentro dessa categoria poderiam ser considerados também os extensos prazos para emissão de uma vasta quantidade de documentos emitidos por repartições públicas, tais como: exigência de emissão de guias de importação antes do embarque da mercadoria no Exterior e que deveriam ser submetidas à extinta CACEX (Carteira de Comércio Exterior) do Banco do Brasil com a devida antecedência, apresentação de uma grande quantidade de documentos, pagamentos de várias taxas administrativas, portuárias, dentre outros.

de 1988, havia 42 regimes especiais que representavam 70% de todas as importações, com exceção do petróleo. Estes regimes previam reduções tarifárias, que poderiam chegar a uma tarifa de zero, seja em função dos acordos internacionais e da essencialidade do bem ou pelo regime de origem (um produto para ser considerado nacional deveria ter um determinado percentual de insumo nacional na sua composição).

Desse modo, as barreiras não tarifárias não desempenharam o papel tradicional de complemento à proteção fixada pelas tarifas legais. Tanto é assim que a tarifa efetivamente paga na indústria de transformação era de 8.5% em 1975, 6.6% em 1980 e 5.7% em 1985, considerando a utilização dos regimes especiais de isenção ou redução do Imposto de Importação (II) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI). Assim a tarifa legal é maior do que a tarifa implícita, em quase todos os setores. Em suma, segundo Moreira & Correa (1996), entre 1957 e 1988, a estrutura tarifária brasileira apresentou dispersão, média e moda elevadas em face da incidência de redundância em toda a cadeia produtiva (decorrente da proliferação de regimes especiais de importações e de barreiras não tarifárias) e estabilidade das alíquotas.

A liberalização comercial brasileira pode ser dividida em duas fases: a primeira de 1987 a 1989 e a segunda de 1990 a 1993. A reforma tarifária realizada na primeira fase objetivava a eliminação das tarifas redundantes e dos regimes especiais⁶⁹. Como essa reforma, porém, não conseguiu reduzir as barreiras não-tarifárias⁷⁰ até 1989, não houve significativo aumento da exposição dos produtos domésticos à concorrência externa.

O propósito da primeira fase da liberalização em termos de proteção era o de reduzir a redundância tarifária, sem alterar o perfil da estrutura de proteção, porém, analisando a tabela 6.8, verifica-se a ocorrência do contrário. Analisando a primeira fase da liberalização em termos de proteção nominal por categoria de uso, e tendo como referência a tarifa implícita anterior à reforma aduaneira de 1988, observa-se que os setores mais protegidos eram os bens intermediários (21.4%), depois os bens de capital (21.3%) e por fim os bens de consumo (2.8%). Após a reforma, a estrutura de proteção se alterou, ou seja, os bens de consumo passaram

⁶⁹ Exceção: *drawback*, BEFIEX, SUDAM, SUDENE, incentivo à exportação, acordos internacionais e a Zona Franca de Manaus.

⁷⁰ Exigência de financiamento externo, lista de produtos com importação suspensa; PIM – Programa de Importação e a Lei do Similar Nacional e alguns regimes especiais.

a ser privilegiados (49.8%), seguidos pelos bens de capital (49.6%) e bens intermediários (31.4%).

Tabela 6.8 – Tarifas implícitas, tarifa legal anterior e posterior à reforma de 1988 – (valores em %)

Categoria de uso	Tarifa Implícita	Tarifa legal anterior	Tarifa legal posterior
1. Bens de capital	21.3	62.3	49.6
2. Bens Intermediários	21.4	49.1	31.4
2.1 Semimanufaturados	-4.5	55.2	22.6
2.2 Insumos básicos	23.	37.1	25.7
2.3 Outros	28.1	58.6	40.0
3. Bens de consumo	2.8	72.6	49.8
3.1 Durável	4.1	101.5	57.7
3.2 Não-durável	2.5	66.6	48.2

Fonte: Kume (1990), a partir de dados da TAB, CPA/MF *apud* TULHA, 1995. A liberalização do comércio exterior brasileiro: uma avaliação das mudanças na política de importações no período de 1987-93. p. 81.

A tabela 6.9 reforça o argumento da alteração da estrutura de proteção, segundo as categorias de uso, ao apresentar as taxas de proteção efetivas (TPE)⁷¹ antes e após a reforma de 1988, segundo as categorias de uso. Antes da reforma, a proteção efetiva era maior nos bens intermediários (38%) seguidos de bens de capital (19%) e de bens de consumo (11.8%) alterando-se esse perfil após a reforma de 1980.

Tabela 6.9 – Comparação entre as tarifas de proteção efetivas anteriores e posteriores à reforma de 1988- por categoria de uso

Categoria de uso	TPE anterior	TPE posterior
Bens de consumo	11.8	69.8
Bens intermediários	38.0	37.8
Bens de capital	19.0	60.8

Fonte: Kume (1990), a partir de dados da TAB, CPA/MF *apud* TULHA, 1995. A liberalização do comércio exterior brasileiro: uma avaliação das mudanças na política de importações no período de 1987-93. p. 93.

A reforma tarifária de 1988 reduziu as tarifas nominais médias da indústria de transformação de 56.2% para 38.1%, entretanto essa média ainda é muito

⁷¹ Definida pelo aumento do percentual do VA por unidade de uma atividade econômica, proporcionado pela tarifa nominal, descontando-se as incidentes sobre os insumos, em relação ao VA sob livre comércio, ou seja, reflete a proteção ao VA. $TPE = (VA - VA^*)/VA^*$, onde VA é o valor adicionado na atividade j, medido a preços domésticos e VA* é o valor adicionado na atividade j, medido a preços internacionais.

superior à tarifa implícita de 16.4%, demonstrando que, apesar da redução tarifária, ainda permaneceu a redundância tarifária.

A segunda fase (1990-1993) foi marcada por mudanças tanto no plano tarifário quanto no não tarifário. No primeiro, foi realizado um programa de redução e uniformização gradual dos níveis tarifários mediante a redução gradual das médias das tarifas nominais, com início em janeiro de 1991 até julho de 1993, conforme tabela 6.10. No plano não tarifário, foram eliminados os controles quantitativos às importações e segundo Moreira & Correa (1997), entre 1988 a 1993 foram eliminadas as principais BNT às importações.

Tabela 6.10 – Evolução das tarifas nominais brasileiras no período de 1988 a 2006

Mês/ Ano	Jul./ 1988	Set./ 1989	Set./ 1990	Fev./ 1991	Jan./ 1992	Out./ 1992	Jul./ 1993	Dez./ 1994	Dez./ 1995	TEC*/ 2006
Média (%)	38.5	31.6	30.0	23.3	19.2	15.4	13.2	11.2	13.9	11.9
Desvio-padrão	15.4	15.9	15.1	12.7	10.5	8.2	6.7	5.9	9.5	4.6

(*) Tarifa Externa Comum

Fonte: Kume (1996) e Morreira & Correa (1997), *apud* Oliveira, M. J. A liberalização comercial Brasileira e os coeficientes de importação– 1990/95. Rio de Janeiro: IPEA, TD 703, ISSN 1415-4765.

Observa-se, pela tabela 6.10, redução significativa na média de 1992 comparativamente a 1988 persistindo de forma bem mais lenta até 1994 e com ligeira alteração após 1995. Até outubro de 1992, o cronograma de abertura foi mantido, porém o cronograma de redução das tarifas foi antecipado, para março de 1994. A partir desse período, a política de importações foi utilizada com o objetivo de estabilizar os preços e várias alíquotas⁷² foram reduzidas para zero ou para dois por cento, com o objetivo de impedir aumentos de preços no curto prazo. Por outro lado, a vigência da Tarifa Externa Comum (TEC) do Mercosul, prevista para janeiro de 1995, foi antecipada para setembro de 1994, provocando uma redução no nível de proteção nominal dos setores de automóveis, eletrônica de consumo e química fina.

Em resumo, em termos de medida da proteção à indústria doméstica, ficou evidenciada a sua redução inequívoca na segunda fase da liberalização, ou seja, no período de 1990 a 1993.

⁷² Principais setores onde ocorreram reduções tarifárias: medicamentos, insumos para lâmpadas, cerâmica de ferro fundido, aço, minerais não ferrosos, milho em grão, tomates, outros alimentos, pneumáticos, aparelhos eletrônicos, papel e seus artefactos e produtos de higiene.

No que se refere ao equilíbrio externo, até 1993, o aumento das importações não levou a um grande desequilíbrio nas contas externas nem submeteu a risco os produtores nacionais, em face da recessão do início da década de 1990 e da realização de desvalorizações cambiais no período. A taxa de câmbio efetiva aumentou de meados de 1990 até o início de 1992, refletindo essa desvalorização real da moeda nacional (KUME, 1996).

6.5.2 Liberalização comercial: implementação, desdobramentos e evidências empíricas

Salientamos que uma das conseqüências perversas de inflação crônica iniciada no País a partir da década de 1970, estendida pela década de 1980 e alcançando a primeira metade da década de 1990 foi, o comprometimento do crescimento da economia brasileira.

A implementação do Plano Real, entretanto, em julho de 1994, conseguiu conter o processo inflacionário herdado das décadas anteriores. As medidas tomadas no âmbito da política de importação passaram a deixar clara a sua vinculação com a estratégia macroeconômica de estabilização antiinflacionária, no curto prazo. A longo de 1995 e 1996, porém, foram acumulados deficits comerciais em razão do câmbio apreciado, associada à explosão de demanda e à redução da proteção. Este cenário, por sua vez, intensificou a demanda de proteção de alguns setores, levando o governo a adotar uma série de medidas para coibir as elevadas taxas de crescimento das importações. Dentre elas, destacam-se o aumento⁷³ das alíquotas de produtos diversos e adoção de listas de exceções à TEC⁷⁴.

Nassif (2003), ao analisar a liberalização comercial brasileira, encontrou três subperíodos em que as importações brasileiras cresceram à frente do comércio mundial. O primeiro período considerado foi entre 1989 e 1993, quando as importações brasileiras cresceram 6.9%, enquanto as importações mundiais 4.1% . No segundo período, de 1994 a 1998, as importações nacionais cresceram 14%, enquanto as mundiais evoluíram 5.3%. Considerando o terceiro período, de 1999 a 2001, o crescimento das importações brasileiras foi de 2.8% e as importações

⁷³ O impostos de importação para os produtos de linha branca (ventiladores, refrigeradores etc) foi elevado para 70% .

⁷⁴ TEC = Tarifa Externa Comum do Mercosul.

mundiais cresceram 0.1%. Concluiu-se que, entre 1989 e 2001, as importações brasileiras cresceram à taxa anual média quase duas vezes maior do que a do comércio internacional, ou seja, 8.1% e mundial de 4.4%. A importância da apresentação dessas evidências reside no fato de que elas corroboram a data de quebra encontrada nesta tese. No caso da data de quebra da importação ocorrida em 1991, coincide com um dos períodos de maior crescimento das importações brasileiras em relação às mundiais, bem como com a recuperação da taxa de crescimento do PIB a preços constantes, o qual variou de -4.61, em 1990, para 0.97 em 1991, conforme Apêndice XII.

Considerando a evolução das exportações brasileiras em relação às mundiais, consoante apresentado na tabela 6.11, observa-se que, entre 1989 e 1998, a participação brasileira no comércio mundial reduziu-se de 1.14 para 0.94%. E, mesmo após a desvalorização cambial ocorrida em 1999, o País continuou reduzindo-se para 0.87% em 2000. Nassif (2003) atribuiu os baixos resultados de vários indicadores econômicos brasileiros à perda de participação das exportações dos setores de maior ganho de eficiência técnica⁷⁵, aliada ao fato de que a estrutura produtiva brasileira ainda não incorporou vantagens comparativas em atividades dinâmicas⁷⁶ de forma crescente. A recuperação deu início a partir de 2001, contudo, de forma crescente, recuperando os níveis de inserção internacional do período imediatamente anterior à liberalização. No caso da data de quebra da exportação, 1995, esta coincide com a maior taxa de crescimento das importações mundiais (20%), considerando o período de 1981 a 2000, segundo o IFS; ou seja, pode-se inferir que a quebra foi motivada pelo aumento abrupto da demanda externa. E, paralelamente a este fato, ocorreu retração do mercado interno, pois a taxa de crescimento do PIB a preços constantes reduziu-se de 6.23%, em 1994, para 4.19%, em 1995, conforme Apêndice XII.

⁷⁵ O autor considerou os setores de siderurgia e intensivos em tecnologia. Ele fez a ressalva de que a única exceção em termos de perda da participação das exportações brasileiras foi do setor de “outros veículos – incluindo peças e acessórios”, em razão do desempenho da EMBRAER.

⁷⁶ Segundo o autor, a moderna teoria de comércio internacional e de crescimento de longo prazo considera os setores da indústria de transformação como dinâmicos.

Tabela 6.11 - Participação do Brasil nas exportações mundiais, período: 1989–2006–em USDbilhões

Anos	Exportações Brasileiras (a)	Exportações Mundiais (b)	Participação (%) – (a/b)
1989	34.4	3.024	1.14
1990	31.4	3.439	0.91
1991	31.6	3.530	0.91
1992	35.8	3.758	0.95
1993	38.6	3.766	1.02
1994	43.5	4.281	1.02
1995	46.5	5.120	0.91
1996	47.7	5.340	0.89
1997	53.0	5.530	0.96
1998	51.1	5.442	0.94
1999	48.0	5.631	0.85
2000	55.1	6.336	0.87
2001	58.2	6.032	0.97
2002	60.4	6.306	0.96
2003	73.1	7.365	0.99
2004	96.5	8.945	1.08
2005	118.3	10.186	1.16
2006	137.5	11.721(*)	1.17

Fonte: Nassif, 2003, pág. 276, dados até 2001 originários da Funcex e do IFS/FMI, atualizada com os dados do www.desenvolvimento.gov.br, acessado em 15.01.07.

(*) Previsão do FMI (Set/2006).

Conforme tabela 6.12, no período de 1989 a 1993, a taxa de crescimento das exportações brasileiras foi de apenas 1.4%, enquanto as exportações mundiais cresceram 4.1%. Embora a taxa de crescimento das exportações tenha apresentado melhora, ou seja, passou para 3.2%, no período de 1994 a 1998, ainda assim o Brasil não conseguiu acompanhar o dinamismo do comércio mundial, cujas exportações chegaram a crescer a 5.3% a.a. a preços constantes. Após a desvalorização cambial em 1999, uma expressiva recuperação da taxa de crescimento das exportações brasileiras, de 6.5% em relação às mundiais de 0.1%. No período de 1989-2001, o Brasil deixou de aproveitar o dinamismo das exportações globais, uma vez que a sua expansão foi de 2.9%, contra 4.4% no mercado internacional.

Tabela 6.12 – Evolução comércio exterior brasileiro e mundial

Agregados	1989-1993		1994-1998		1999-2001		1989-2001	
	Valor (USD bilhões)	Tx de crescimento % a.a.	Valor (USD bilhões)	Taxa de Crescimento % a.a.	Valor (USD bilhões)	Tx de Crescimento % a.a.	Valor (USD bilhões)	Taxa de Crescimento % a.a.
Exportações	33,2	1.4	43,4	3.2	46,1	6.5	40,1	2.9
Importações	20,4	6.9	45,5	14.0	45,9	2.8	35,9	8.1
Balança Comercial	12,8	-	-2,1	-	0,2	-	4,2	-
Exportações/PIB	8,2	1.4	6,8	-5.0	10,0	13.0	8,0	2.8
Importações/PIB	5,0	6.8	7,0	4.9	9,9	9.1	6,9	7.9
Exportações mundiais	3.379,4	4.1	4.631,1	5.3	5.148,6	0.1	4.262,2	4.4

Notas:

(1) Valores em preços constantes de 1989, obtido pela divisão da inflação acumulada do IPA-USA com base no ano de 1989.
(2) Valores do PIB anual obtidos em reais e convertidos em dólares pela média nominal R\$/USD e transformados em valores constantes de 1989.

Fonte: Nassif, 2003. A liberalização comercial e eficiência econômica: a experiência brasileira, p.277.

Nassif (2003, p. 278), realizando um balanço tanto das exportações quanto das importações, revelou que, “*ceteris paribus*, esses resultados sugerem uma deterioração das condições do balanço de pagamentos do país enquanto tendência de longo prazo”. O estudo realizado por Fonseca, Carvalho & Pourchet (1998), considerando a liberalização e os choques externos revelaram um elevado grau de fechamento da economia, coeficiente de exportação relativamente estável e redução do coeficiente de abertura líquida.

Comparando a experiência brasileira de abertura com o caso sul-coreano (1980/90), temos que a sul-coreana promoveu abertura comercial de forma gradual, associada com uma abertura da conta capital mais lenta ainda. Com isso os custos sociais da reestruturação foram baixos, com equilíbrio nas contas externas e continuidade na liberalização (EDWARDS, 1985 e MOREIRA, 1995).

No caso brasileiro, apesar da recomendação da literatura de liberalização comercial anterior à da conta de capital, adotou-se uma estratégia de quase simultaneidade das aberturas comercial e da conta de capital, apreciação cambial decorrente desse processo simultâneo (MOREIRA & CORREIA, 1996).

A apreciação cambial enseja três conseqüências indesejáveis. Primeiro, produz tendência de excesso de endividamento externo e movimento de preços relativos contrários aos bens comercializáveis, comprometendo a abertura. Segundo, eleva substancialmente o custo social de reestruturação da economia. Terceiro, pode ter impactos indesejáveis, com reflexos negativos sobre o bem-estar e o crescimento econômico, pela possibilidade de deslocamento de setores produtores de bens comercializáveis, à revelia das vantagens comparativas do País, que tem como característica um crescimento da produtividade superior ao dos bens não comercializáveis. Em janeiro de 1989, a adoção de taxas flutuantes, a autorização de transferências unilaterais, a permissão para investimentos no Exterior, dentre outras medidas, levou a uma deterioração do balanço de pagamentos. Isso interrompeu o processo, ainda em 1989, retornado apenas em meados de 1990, em virtude de um novo plano de governo e de melhoria de acesso da América Latina ao mercado financeiro internacional.

Os modelos que consideram que a restrição externa⁷⁷, ou seja, o modelo de dois⁷⁸ hiatos de Chenery & Bruno (1962) ou o modelo de três⁷⁹ hiatos de Taylor (1994) consideram que as restrições do balanço de pagamento podem desempenhar papel inibidor ao crescimento econômico. Souza, J. R. C & Jayme, F. G. (2002) utilizaram o modelo de três hiatos para analisar as restrições ao crescimento econômico brasileiro, no período de 1970 a 2000, e viram que, além da abertura comercial, a partir de 1990, e das subjacentes reformas estruturais, as restrições ao crescimento econômico, em decorrência da redução da disponibilidades das divisas externas, revelaram que a restrição externa certamente desempenhou papel significativo no desempenho econômico do Brasil.

Resultados semelhantes foram encontrados em Santos, A.; Lima, G. & Carvalho, V. (2005), ao investigarem o período de 1948 a 2004, objetivando avaliar a especificação da restrição externa que melhor se adequa ao caso brasileiro, bem como se ela desempenhou um papel inibidor ao crescimento econômico nacional. Apesar de utilizarem metodologias diferentes⁸⁰, chegaram ao mesmo resultado, ou seja, o crescimento econômico brasileiro foi restringido pelo balanço de pagamentos.

Segundo a Unctad (2005), apesar de o Brasil não ter apresentado boa performance das exportações de bens manufaturados como um todo, a rápida expansão das exportações de veículos e maquinaria, particularmente não elétricos e outros itens, principalmente de aeronaves, é uma exceção, embora sejam de interesse. Essas indústrias estão em um estágio próximo de maturidade e a liberalização ajudou-as a tornarem-se mais eficientes.

O desempenho brasileiro da indústria de aeronaves é, de fato, um exemplo de sucesso e também uma prova de que a liberalização pode ser efetiva,

⁷⁷ Os estruturalistas enfatizam a importância dos deficits de contas-correntes e dos aspectos financeiros da conta de capital. Em relação aos LDC, consideram que os hiatos são particularmente problemáticos, principalmente o hiato externo.

⁷⁸ Tanto o hiato da poupança doméstica quanto o externo explicam o crescimento dos países.

⁷⁹ Esse modelo considera o hiato de poupança, o das divisas e o hiato fiscal.

⁸⁰ O estudo estima o modelo original de Thirlwall (1979, apud Jayme, F.G., 2002), a restrição ao crescimento é imposta pelo Balanço de Pagamentos e posteriormente o de Moreno-Brid (2003), comércio intertemporal, o endividamento externo em algum momento deverá ser pago, logo o Balanço de Pagamentos terá que ser superavitário para fazer pagar o empréstimo e evitar o influxo de capitais.

ao tornar uma indústria competitiva, quando esta encontra-se próxima do estágio de maturidade, da mesma forma que a liberalização pode apenar indústrias nascentes ou ineficientes que fiquem sob um regime de proteção por tempo prolongado.

Em síntese, a análise da liberalização da economia brasileira dá suporte empírico para as datas de quebras encontradas para a medida de abertura, ou seja, a de 1990, com dados anuais, e 1998, utilizando o filtro. Como a medida de abertura é a agregação das exportações e das importações sobre o PIB, agora a variação de cada uma delas afetará a medida, assim como a contração ou crescimento do PIB.

Mais especificamente, a quebra de 1990, no que se refere às importações, ocorreu dentro do primeiro subperíodo de maior crescimento das importações brasileiras (nacionais: 6.9% e mundiais: 4.1%) e, apesar das exportações terem apresentado crescimento tímido, ainda assim apresentou uma variação positiva. Em relação à taxa de crescimento do PIB a preços constantes de 1995 (vide Apêndice XII), ocorreu uma variação negativa significativa, pois a taxa de crescimento de 1989 era de 3.16% e passou para -4.61% em 1990. Tal resultado decorreu do comportamento das exportações e importações, no período em que a data de quebra coincide com a primeira fase do processo de liberalização.

A data de quebra de 1998, todavia, é a mais representativa, uma vez que coincide com o subperíodo de maior crescimento das importações brasileiras em relação às mundiais (nacional: 14% e mundial: 5.3%), aumento da taxa de crescimento das exportações e redução de 3.05% em 1997 para 0.18% em 1998 da taxa de crescimento do PIB a preços constantes de 1995 (vide Apêndice XII). Analogamente temos a mesma situação do caso anterior, porém com variações positivas e tanto das exportações quanto das importações. Logo uma quebra mais abrupta.

7 CONCLUSÕES E DESENVOLVIMENTOS FUTUROS

Considerando a hipótese central deste trabalho e os resultados encontrados, é possível concluir que a liberalização impactou de forma positiva as economias estudadas.

Em face, porém, dos condicionantes⁸¹ históricos-estruturais das economias latino-americanas, de um modo geral, os resultados encontrados em algumas delas não foram satisfatórios. Existem, no entanto, alguns fatos que explicam este fenômeno, dado que, logo após as economias terem conseguido eliminar um dos seus maiores problemas, a inflação, ocorreu a crise asiática. Esta teve como um dos principais efeitos a promoção de um retrocesso em todo o processo de liberalização; por conseguinte, a maioria das quebras ocorreu exatamente no período anterior à crise. Saliente-se também que a liberalização, no primeiro momento, potencializa determinados gargalos das economias, podendo ainda se criar, caso a velocidade e seqüenciamento da reforma não considerem as características particulares de cada economia, novos gargalos. Por último, deve-se notar que o período de análise ainda é muito pequeno para se esperar melhores resultados, sendo, portanto, possível que, em um prazo mais longo, esses resultados sejam maiores e mais amplos.

No que tange à análise dos efeitos da interação dos processos que apresentam raiz unitária, tendência e quebra estrutural, verificou-se que os resultados dos testes ADF sugerem cautela na sua utilização, quando se tratar de séries estacionárias com quebra estrutural, em razão da sua tendência de falsa não-rejeição da hipótese nula, de não-estacionaridade. O teste URB revelou-se mais adequado à natureza das séries com quebra estrutural e a função de mudança exponencial demonstrou ser de grande auxílio na identificação da estacionaridade deste tipo de série. Caso, todavia, não seja detectada quebra estatisticamente significativa, o teste URB não apresenta vantagem sobre o teste ADF, sendo

⁸¹ Consideram-se, de um modo geral, os desajustes dos balanços de pagamento, deterioração dos termos de troca e elevada participação dos produtos primários e bens intensivos em recursos naturais.

recomendado o uso deste último, pois o teste URB requer informação de uma data de quebra.

Considerando que das 33 séries analisadas Exportação/PIB, Importação/PIB e $[(\text{Exportação} + \text{Importação})/(\text{PIB})]$, apenas 10 (menos de 1/3) foram classificadas como estacionárias, este resultado agregou evidências àquelas que as séries de comércio internacional; de um modo geral, tendem a apresentar raiz unitária. utilizada em todas as análises realizadas neste trabalho.

Agregou-se também à literatura mais uma evidência empírica, utilizando a metodologia Vogelsang (1997), em que foram encontradas quebras estatisticamente significantes, na maioria das séries de comércio internacional, e que a inclusão da tendência quadrática amplia a possibilidade de captura de quebra estrutural para este tipo de série macroeconômica, haja vista que a maioria das quebras foi identificada pelo modelo I (com tendência quadrática). Além disso, os resultados encontrados utilizando *trimming's* diferentes, ou seja, de 1% e de 15%, confirmam a suposição de Vogelsang (1997) de que o tamanho do *trimming* não afeta fortemente os resultados, porém, fazendo a ressalva de condicionalidade do número de observações. Agregam-se também a relevância e eficácia da utilização do filtro de Hodrick-Prescott como ferramenta para auxiliar na análise das séries com tendência e quebra estrutural.

Ademais, um ponto relevante que merece destaque foi o de que, especificamente nesta tese, foi adaptada uma metodologia que contempla etapas que tornam possível a caracterização adequada da série, a saber: teste de raiz unitária compatível com a natureza da série e identificação da significância da candidata à data de quebra, num processo que envolve os testes tanto de determinação endógena de quebra de Vogelsang (1977) como o teste de raiz unitária com quebra estrutural – URB (2002), operando conjuntamente e de forma seqüencial.

Além das implicações da identificação incorreta da estacionaridade das séries sobre as conclusões do teste de Vogelsang, pode-se chegar a ter resultados invalidados, caso as séries tenham sido classificadas incorretamente. Isto porque existe diferença considerável em termos de tratamentos e procedimentos na

inferência estatística quando a série é considerada $I(0)$, no lugar de $I(1)$ e vice-versa. Essa adaptação da metodologia foi utilizada em todas as análises econométricas do trabalho.

As conclusões derivadas da análise da medida de abertura, dos principais países da América Latina, mostraram que a agregação das séries de comércio pode apresentar o risco da potencialização ou da neutralização de uma série sobre a outra, fundamentando a ausência de quebra em quatro dessas séries. Concluiu-se também que a análise de cointegração é uma ferramenta ineficaz para a investigação da relação entre as séries, que este trabalho se propôs realizar. O teste de Vogelsang de séries univariadas dinâmicas mostrou-se mais rigoroso na identificação de data de quebra estatisticamente significativa (ano da liberalização) do que as metodologias Sachs & Warner (1995) e Wacziarg & Welch (2003), que utilizaram dados em painel.

Os resultados da contraposição entre as datas de quebra da medida de abertura do Brasil encontradas pelo Teste de Vogelsang (1997) como 1990 (série anual) e a encontrada por Sachs & Warner (1995) e Wacziarg & Welch (2003) como 1991, por um lado, e aquelas apresentadas com a utilização do filtro de Hodrick-Prescott para os casos anual, trimestral e mensal, por outro lado, evidenciam alguns aspectos importantes. Entre estes, destaca-se o caso da série anual ficou nítida a reversão da tendência decrescente, a partir de 1990 e 1991, resultado este que vai ao encontro daquelas datas do Teste de Vogelsang (1997) e de Sachs & Warner (1995) e Wacziarg & Welch.

No caso série trimestral, a tendência decrescente reverteu-se muito suavemente, a partir do primeiro trimestre de 1991, e com maior vigor, a partir do segundo trimestre de 1998. Concluiu-se, então, que a data apontada pelo caso da série trimestral é mais consistente com o ponto inicial de uma trajetória de crescimento mais acelerada. Por conseguinte, o momento da reversão da tendência decrescente passa despercebido pelo teste em decorrência.

No caso mensal, o mês de julho de 1990 marcou o fim de uma tendência decrescente, iniciando-se uma trajetória timidamente crescente que não se manteve. A trajetória crescente iniciou-se mais persistentemente a partir de meados do ano de

1998. O teste de Vogelsang, nesse caso, apontou como data de quebra o mês de dezembro de 1998. Em linhas gerais, chega-se à conclusão de que a diferença nas datas de quebra apresentadas quando se muda a frequência dos dados, de anual para trimestral ou mensal, decorre do seguinte fato: nos casos de maior frequência, embora a reversão da tendência ocorra nos anos de 1991 (caso trimestral) e 1990 (caso mensal), essa reversão acontece de maneira muito suave, passando assim despercebida pelo teste de Vogelsang, que só captura a mudança mais brusca, ocorrida, de fato, em meados de 1998. Este resultado corrobora inclusive aqueles referentes à evolução comércio exterior brasileiro, no período.

Como esperado, a maioria das quebras estatisticamente significantes das séries de Exportação/PIB ocorreu entre o limiar da década de 1980 e o início da década de 1990, período de consolidação do processo de liberalização comercial. Da mesma forma, mas por motivos diferentes, a maioria das quebras estatisticamente significantes das séries de Importação/PIB ocorreu nos períodos em que as reduções tarifárias e não tarifárias aconteceram de modo mais intenso. No caso do Brasil, especificamente, ela ocorreu em um período em que a taxa de crescimento das importações brasileira era maior do que as mundiais.

Do ponto de vista analítico, em termos da relação entre as políticas econômicas de liberalização adotadas e os resultados obtidos, considera-se que, no primeiro momento, um dos maiores ganhos das economias com a liberalização foi a estabilização das economias. Outro impacto positivo foi o de que a maioria das séries apresentou quebra estatisticamente significante, e, além disso, entre o período anterior e posterior à quebra com variação positiva na média, tanto para as exportações quanto para as importações, entre o período anterior a quebra, verificou-se variação positiva na média, tanto para as exportações quanto para as importações.

O impacto da liberalização não tem sido uniforme e é fortemente influenciado não apenas por fatores internos, tais como o nível de desenvolvimento das firmas e das dotações de cada país, como também por fatores externos, tais como a posição geográfica do país *vis-à-vis* aos principais parceiros comerciais.

A substituição de insumos importados e bens de capitais por produtos domésticos resultou em aumento da produtividade que deu suporte ao rápido crescimento das exportações pós liberalização.

A liberalização resultou em rápido crescimento dos exportáveis, que ocorreu em face das dotações de recursos naturais das economias e acordos de livre comércio (Mercosul e Comunidade Andina), no caso dos países localizados ao sul. Para os países localizados no Panamá, a posição geográfica, a disponibilidade de mão-de-obra pouco qualificada e acordos de comércio especial foram os principais determinantes para o aumento das exportações. Foram observados, também, alguns pequenos efeitos em termos de alocação de recursos entre setores, no emprego, na produtividade e no crescimento.

Em termos de respostas microeconômicas, no plano da firma, pode-se concluir que os setores exportadores intensivos em recursos e mão-de-obra tornaram-se os determinantes do crescimento da região.

Acredita-se que o aumento da dotação relativa de capital, habilidades e tecnologia alterarão a vantagem comparativa de cada país em direção a produtos de valores agregados maiores. No contexto, as firmas responderam positivamente à liberalização em virtude da introdução de equipamentos importados que aumentaram o processo de produção capital-intensivo. Esse fato aumentou a eficiência individual das firmas e setores, resultando em uma mudança da mão-de-obra entre os setores.

Há de se ressaltar, no entanto, que exportações *resource-based* são vulneráveis aos ciclos de expansão e contração. Indústrias de montagem intensivas em mão-de-obra são altamente sensíveis às mudanças nos custos da unidade do trabalho e de acesso a mercados e, de forma geral, são setores de baixa tecnologia. A habilidade do país em responder de maneira flexível a esses tipos de mudanças é a chave para o sucesso, em termos de longo prazo, nas economias globais.

Uma das grandes dificuldades na realização de trabalho empíricos reside na obtenção dos dados e na homogeneidade do seu tratamento, principalmente para os países em desenvolvimento, sujeitos a grandes oscilações em termos tanto dos seus indicadores econômicos quanto na própria forma de seus

cálculos. Até uma simples transformação de um valor em moeda nacional para estrangeira e vice-versa pode levar a resultados bastante diferentes, dependendo de como esta transformação foi realizada.

Na tentativa de minimizar este tipo de situação, tentou-se coletar os dados em instituições internacionais, com o intuito de evitar esse tipo de discrepância. Ainda assim, entretanto, não se pode ficar de todo isento deste tipo de problema, até porque o Brasil anunciou recentemente que alterará a forma de cômputo do valor do PIB.

Em termos de desenvolvimento futuros, sugere-se a formulação de medidas de política de comércio mais confiáveis e que sejam investigados mais detidamente os canais através dos quais maior exposição da economia ao mercado internacional afeta o crescimento.

Considera-se que a determinação dos impactos sobre os preços e a distribuição de renda seja tema que mereça estudos mais aprofundados, dado que, em termos teóricos, a liberalização faz com que os preços domésticos dos bens substitutos de importados sejam reduzidos até se igualarem ao custo de importação. Assim, espera-se que os setores internacionalmente competitivos deixem de usufruir dos benefícios de um mercado protegido e os setores ineficientes reduzam sua produção ou se retirem do mercado.

Como a liberalização implica mudanças nos preços relativos dos fatores de produção, resultando em mudanças na intensidade relativa de uso destes e, por conseguinte, a sua remuneração relativa, sugere-se um estudo mais aprofundado destes efeitos e dos seus impactos sobre a distribuição de renda e bem-estar da população.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDREWS, D. W. K. "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point." USA: **Econometrica**, 1993, 61: 821-846.

ANDREWS, D. W. K. & PLOBERGER, W. "Optimal Tests when a nuisance parameter is present only under the alternative." USA: **Econometrica**, 1994, 62: 1383-1414.

ANDREWS, D. W. K., LEE, I. & PLOBERGER, W. "Optimal change point tests for normal linear regression." USA: **Journal of Econometrics**, 1996, 70: 9-38.

ARAÚJO, B. C. P. O . **Os determinantes do comércio internacional ao nível da firma: evidências empíricas**. BRASÍLIA: IPEA, 2005.

BAI, J. "Likelihood ratio tests for multiple structural changes." EUA: **Journal of Econometrics**, 1999, 91:299-324.

BAI, J. & PERRON, P. "Estimating and testing linear models with multiple structural changes." EUA: **Econometrica**, 1998, 66:47-78.

BANCO MUNDIAL. **World Development Report 1987**. New York: Oxford University Press, 1987.

BAUMANN, R.; CANUTO, O. & GONÇALVES, R. **Economia Internacional**. São Paulo: Editora Campus, 2004.

BARRO, R. & SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. USA: MIT Press, 3 ed., 2001.

BALASSA, B. **Development strategies in semi-industrial economies**. NY and London: Oxford U. Press, 1982.

_____. **The structure os protection in developing countries**. Baltimore: Johns Hopkins U. Press, 1971.

_____. "Tariff Protection in Industrial Countries: An Evaluation". **Journal of Political Economics**, Dec. 73(6), 1965:573-94.

BEN-DAVID, D. & PAPELL, D. H. "International trade and structural change." USA: **Journal of International Economics**, 1997, 43: 513-523.

BERGSMAN, J. "Commercial Policy, "Allocative Efficiency, and X-Efficiency". **Quartely Journal of Economics** 88: 1974, p. 409-433, August.

BHAGWATI, J. N. **Export-promoting trade strategy: Issues and Evidence**. USA: The International Bank for Reconstruction and Development, 1988.

_____. **Anatomy and consequences of exchange control regimes**. Cambridge, Mass.: Ballinger Pub. Co. for NBER, 1978.

_____. **N. International Trade. Selected Reading.** ENGLAND: Penguin Books Ltd, 1972. 3th. ed.

BOURGIGNON, F. & MORRISON, C. **External Trade and Income Distribution.** Development Centre Studies: Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development, 1989.

BRAGA H., SANTIAGO G. M. C. & FERRO, L. C. **Estrutura e proteção efetiva no Brasil: 1985.** In: **Pesquisa e Planejamento Econômico**, vol. 18, n. 3, dezembro, 1988.

BROWN, I., DURBIN, J. & EVANS, J. "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time." USA: **Journal of the Royal Statistical Society B**, 1975, B37:149-163.

BUFFIE, E. F. "Import liberalization vs. Export Promotion." CANADA: **The Canadian Journal of Economics**, 1995, Vol. 28, Issue 3, pg. 603-616.

BURKI, S. J. & PERRY, G. E. **The long march: a reform agenda for Latin America and the Caribbean in the next decade.** USA: The World Bank, 1997.

CABALLERO, R. J. & CORBO, V. **How does uncertainty about the Real Exchange Rate affect exports?** Working Paper 221. World Bank, Country Economics Department, Washington, D. C., 1989.

CAMPBELL, J. Y. & PERRON, P. **Pitfalls and opportunities:** What macroeconomists should know about unit roots. USA: NBER Macroeconomics Conference, 1991, pg 141-201.

CASTRO, V. C. Jr. & DIAS, J. **Análise de quebra estrutural na formação bruta de capital fixo do Brasil.** Curitiba: Editora UFPR, Economia, 2002/2003, 28/29, (26-27), p.257-274.

CAVES, R. E. "International Trade and Industrial Organization: Introduction." **Journal of Industrial Economies** 29, 1980, p. 113-118, dec.

CEPAL, ANUÁRIO ESTATÍSTICO DA AMÉRICA LATINA E DO CARIBE, 2004, CD-ROM.

CEPAL , **Crescer com estabilidade.** São Paulo: Campus, 2001.

CHENERY, H. B. & BRUNO, M. "Development alternatives in an open economy: The caso of Israel." **Economic Journal**, 72(1),1962, pp 70-103.

CHENERY & STROUT 1966

CHENERY, H.; ROBINSON, S. & SYRQUIN, **Industrialization and growth: a comparative study.** New York: Oxford University Press, 1986.

CHOW, G. C. "Tests of equality between sets of coefficients in Two Linear Regressions." **Econometrica**, vol. 28, nr. 3, 1960, pg. 591-605.

COCHRANE, John H. **Time series for Macroeconomic and Finance**. USA: University of Chicago, 1997.

COHEN, S. S. & ZYSMAN, J. **Manufacturing matters**. The myth of the post-industrial economy. USA: Basic Books, 1987, p. 3-25.

CONDON, T. & DE MELO, J. **Industrial organization implication of QR Trade Regimes: evidence and Welfare costs**. Paper prepared for meetings of Applied Econometric Association, Istanbul, 1986, Available from World Bank, Country Economics Department.

CORDEN, W. M. "Strategic Trade Policy." USA: **Economic Theory**, 1989; pg. 274-290.

_____. **Trade policy and economic Welfare**. Oxford: Oxford University Press, 1974.

_____. "The structure of a Tariff System and the Effective Protection Rate". *Journal of Political Economic*, May/June, 1966, 74(3): 221-37.

DAVIES, R. B. "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative." USA: **Biometrika**, 1977, 64:247-254.

DICKEY, D. A & FULLER, W. A "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root." **Journal of the American Statistical Association** 1979, 74: 427-431.

DICKEY, D. & PANTULA, S. "Determining the order of differencing in autoregressive time series with a unit root." **Journal of the American Statistical Association** 74 (June, 1979), p. 427-31. (1987).

DIXIT, A . & NORMAN, V. **Theory of International Trade**. Cambridge: Cambridge University Press, 1980.

EASTERLY, W., LOAYZA, N. & MONTIEL, P. **Has Latin America's post-reform growth been disappointing?** USA: The World Bank, Policy Research Dissemination Center, 1997, Policy Research Working Paper 1708.

EDWARDS, S. "Openness, Trade Liberalization and Growth in Developing Countries." USA: **Journal of Economic Literature**, 1993, Vol. XXXI, pp. 1358-1393.

_____. **Real exchange rates, devaluation, and adjustment: exchange rate policy in developing countries**. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1989b.

_____. "The order of Liberalization of the External Sector in Developing Countries." **Essays in International Finance** n. 156. Princeton, Princeton University, December, 1984.

_____, S. "Stabilization with Liberalization: A Evaluation of Ten Years of Chile's Experiments with Free-Market Policies, 1973-1983". **Economic Development and Cultural Change**, 1985, v. 33, n. 2, (jan):223-254.

ENDERS, **Applied Econometric Time Series**. USA: John Willey & Sons, 2004.

ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing." USA: **Econometrica**, 1987, 55:251-276.

ERZAN, R., KUWAHRA, H., MARCHESE, S. & VOSSENAAR, R. **The profile of Protection in Developing Countries**. UNCTAD Discussion Paper 21. New York: United Nations Conference on Trade and Development, 1988.

FAVERO, Carlo A. **Applied Macroeconometrics**. USA: Oxford University Press, 2001.

FISCHER, F. "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions: an expository note". **Econometrica**, n. 28, 1970, p. 361-66.

FINGER, J. M. & LAIRD, S. "Protection in developed and developing countries : an overview." **Journal of World Trade Law** 2, 1987, n. 6, p. 2-23.

FONSECA, CARVALHO & POUCHET (1998).

FOXLEY, A. **Latin America experiments in neoconservative economics**. Berkley, CA: University of California Press, 1983.

GARBADE, K. "Two methods for examining the stability of regression coefficients. **Journal of American Statistical Association**, n. 72, 1977, p.54-63.

GARDNER, L. A. "On detecting changes in the mean of normal variates." USA: **The Annals of Mathematical Statistics**, 1969, 40: 116-126.

GRAIS, W.; DE MELO, J. & URATA, S. A general equilibrium estimation of the effects of reductions in tariffs and quantitative restrictions in Turkey in 1978. In: SRINIVASAN, T. N. & WHALLEY, (eds.). **General equilibrium trade policy modeling**. Cambridge: Mass.: MIT Press, 1986.

GREENE, w. **Econometric Analysis**, USA: Prentice Hall, Inc., 5th ed., 2003.

HAY, D. A . **The post 1990 brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share and profits**. Texto para discussão nr. 523. Rio de Janeiro: IPEA, 1997.

HAMILTON, James D. Time **Series Analysis**. USA: Princeton University Press, 1994.

HANSEN, B. E. "Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes." USA: **Journal of Business and Economic Statistics**, 1992, 10: 321-335.

HARVEY, Andrew C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. USA: Cambridge University Press, 1994.

_____. **The econometric analysis of time series**. 2nd. Edition. USA: MIT Press, 1993.

HAVYLYSHYN, O. **Pooland: policies for trade promotion.** United Nations Development Programme/World Bank Trade Expansion Program. World Bank, Country Economics Department, Washington, D.C., 1989.

HODRICK, R. J. & PRESCOTT, E. C. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". **Journal of Money Credit, and Banking**, 1997, 29:1-16.

JACQUEMIN, A. "Imperfect Market Structure and International Trade: Some Recent Research". **Kylos**, 1982, 35 (fasc. 1):75-93.

JAIME, F. G. Teoria e Política. Comércio internacional e crescimento econômico. O comércio afeta o desenvolvimento? Rio de Janeiro: **Revista de Comércio Exterior, RBCE, FUNCEX**, 2002.

JAIME, F. G. & SOUZA, J. R. C. **Restrições ao crescimento no Brasil: uma aplicação do modelo de três hiatos (1970-2000).** Minas Gerais: CEDEPLAR, 2002.

JAYATISSA, W. A. "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions when Disturbance Variances are unequal. **Econometrica**, 1977, v. 45, n.5, (jul):1291-1292.

JOHANSEN, S., MOSCONI, R. & NIELSEN, B. "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend." USA: **Econometric Journal**, 2000, 3: 216-249.

JOHNSON, H. G. "The Theory of Tariff Structure with Special Reference to World Trade and Development". In: **Trade and development.** Eds.: HARRY JOHNSON & PETER KENEN. Geneva: Librairie Droz for the Graduate Institute of International Studies, 1965, p.9-29.

_____. "Tariffs and economic development: some theoretical issues." **Journal of Development Studies**, v. 1, n. 1, oct., 1964.

KAVOUSSI, R. M. "Export expansion and economic growth." USA: **Journal of Development Economics**, 1984; Vol. 14, Nr. 50, pág. 241-250.

KATZ , J. M. **Technology generation in Latin American manufacturing industries.** London: Macmillan, 1987.

KHOLODILIN, K. A . **Dealing with structural changes in the common dynamic factor. Model: Deterministic Mechanism.** FRANCE: IRES, 1999.

KIM, M. Korea's adjustment policies and teir implications for other countries. IN: CORBO, v, goldstein & khan, M. (eds.). **Growth-oriented adjustment Programs.** Washington, D.C.: International Monetary Fund and World Bank, 1987.

KINDLEBERGER, C. P. **Economia Internacional.** São Paulo: Editora Mestre Jou, 1966.

KRAMER, W.; PLOBERGER, W. & ALT, R. "Testing for structural change in dynamic models". **Econometrica** 56, 1988:1355-1369.

KRUEGER, A. O. **Exchange rate determination**. Cambridge, Cambridge University Press: 1983.

_____. O. "Trade policy as an input to development." USA: **The American Economic Review**. 1980, vol. 70, nr. 2, pp. 288-298.

_____. **Foreign trade regimes and economic development: Liberalization attempts and consequences**. Cambridge, MA: Ballinger Pub. Co. for NBER, 1978.

_____. **The political economy of the rent-seeking society**. *American Economic Review* 64, 1974, p. 291-303, jun.

KRUEGER, A. & TUNCER, B. "An Empirical Test of the Infant Industry Argument". **American Economic Review**, 1982, 72, n. 5:1142-52.

_____. **Estimating total factor productivity growth in a developing country**. World Bank Staff, Working Paper, 422. Washington, D.C. , 1980.

KRUGMAN, P. R. & OBSTFELD, M. **Economia Internacional – Teoria e Política**. 5ed, São Paulo: Makron Books, 2004.

KUME, H. **A Tarifa Externa Comum no MERCOSUL: Perspectivas Brasileiras**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997.

_____. **A política de importação do Plano Real e a estrutura de proteção efetiva**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão nr. 423, maio, 1996.

_____. **A política de importação recente e a reforma tarifária**. São Paulo: USP/FEA, 1989.

KWIATKOWSKI, D. P., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P & SHIN, Y. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic series have a unit root. USA: **Journal of Econometrics** 54:159-178, 1992

LANNE, M., LUTKEPOHL, H., SAIKKONEN, P. "Comparison of unit root tests for time series with level shifts." USA: **Journal of Time Series Analysis**, 2002, 23: 667-685.

LEVINE, R. & RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. **American Economic Review**, 1992, v. 82, n.4:942-963.

LITTLE, I.; SCITOVSKY, T. & SCOTT, M. **Industry and trade in some developing countries**. London: The Oxford University Press for OECD, 1970.

LOPEZ, R. **Trade policy, growth and investment**. World Bank, Country Economics Department, Washington, D.C., 1989.

LONDERO, E. & TIETEL, S. **Resources, industrialization and exports in Latin America**. New York: St. Martin's Press, 1998.

LUCAS, R. E. "On the mechanics of economic development." USA: **Journal of Monetary Economics**, 1988, 22, 1 (jul):3-42.

MACNEILL, I. B. "Properties of sequences of partial sums of polynomial regression residuals with applications to tests for change of regression at unknown times". **The Annals of Statistics** 6, 1978:422-433.

_____. "Tests for change of parameter at unknown time and distributions on some related functionals of Brownian motion." **Annals of Statistics**, 1974, 2: 950-962.

MARSHALL, D. A. "Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy. **The Journal of Finance**, 1992, v. 47, n. 4, (sep):1315-1342.

MARTIN, W. "Developing countries changing participation in world trade." USA: **The World Bank Research Observer**, 2003, vol. 18, pp. 187-203.

MICHAELY, M. "Exports and growth: an empirical investigation." **Journal Development Economics**, Mar. 1977, 4 (1), p. 49-53.

MICHAELY, M.; PAPEGEORGIOU, D. & CHOSI, A. **Liberalization foreign trade. Vol. 7 Lesson of experience in the developing world.** Oxford & Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1991.

MISHKIN, F. S & SAVASTANO, M. A . **Monetary Policy Strategies for Latin America.** USA: NBER WP, nr. 7617, 2000.

MILLS, Terence C. **Time series techniques for economists.** Great Britain: Cambridge University Press, 1990.

MOHAMMAD, S. & WALLEY, H. **Rent-seeking in Índia: its costs and policy significance.** *Kylos* 37, 1984, p. 387-413.

MOREIRA, M. J. **Industrialization, Trade and Market Failures: The role of Government Intervention in Brazil and South Korea.** London: Macmillan Press, 1995.

_____. **A liberalização comercial Brasileira e os coeficientes de Importação – 1990/95.** Rio de Janeiro: IPEA, TD 703, ISSN 1415-4765.

MOREIRA, M. M. & CORREA, P. G. **Abertura comercial e indústria: o que se pode esperar e o que se vem obtendo.** Rio de Janeiro: BNDES, 1996, Texto para discussão nr. 49.

MORENO-BRID, J. **Capital Flows, Interest Payments and The Balance-of-Payments Constrained Growth Model: A Theoretical and Empirical Analysis.** *Metroeconomica*, 2003, 54 (2-3):346-365.

NASSIF, A **Liberalização comercial e eficiência econômica: a experiência brasileira.** Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Tese de Doutorado, 2003.

NELSON, C. R. & PLOSSER, C.I. "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications." USA: **Journal of Monetary Economics**, 1982, 10:139-162.

NG, S. & PERRON, P. "Unit root Tests in ARMA Models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag." USA: **American Statistical Association**, 1995, 90:268-281.

NISHIMIZU, M. & PAGE JR. J. M. Trade policy, market orientation and productivity change in industry. In: MELO, J. de, SAPIR, A. (eds). **Trade theory and economic reform: essays in honor of Bela Balassa**. Cambridge, MA: Basil, Blackwell, 1991.

_____. "Total Factor Productivity Growth, Technological Progress, and Technical Efficiency Change: Yugoslavia, 1965-78". **Economic Journal**, 1982, (dec):920-36.

NISHIMIZU, M. & ROBINSON, S. Productivity growth in manufacturing. In: CHENERY, H., ROBINSON, S., SYRQUIN, M. (eds). **Industrialization and growth**. Washington, D.C.: Oxford University Press for the World Bank, 1986.

_____. **Trade policies and productivity change in semi-industrialized countries**. Journal of Development economics (October), 1984, p. 177-206;

NUNES, L. C., KUAN, C-M, NEWBOLD, P. "Spurious break." USA: **Econometric Theory**, 1995, 11: 736-749.

OHTANI, K. & TOYODA, T. **Small Sample Properties of Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions Under Heteroscedasticity**. International Economic Review, 1985, v. 26, n. 1 (fev): 37-44.

PACK, H. **Industrialization and trade**. In: CHENERY, h. & srinivasan, T. N. (eds.). Handbook of development economics, v. 1, 1988, New York: North-Holland.

PATTERSON, Kerry. **An introduction to applied econometrics – a time series approach**. USA: St. Martin's Press, 2000.

PERES, W & REINHARDT, N. **Latin America's new economic model: micro responses and economic restructuring**. Grã-Bretanha: Elsevier, 2000, v. 28, n. 9, p.1543-1566.

PERRON, P. **Dealing with structural breaks**. Manuscript in preparation, Department of Economics, Boston University, 2005.

_____. **A note on the finite sample power function of the dynamic CUSUM and CUSUM of squares tests**. Manuscript in preparation, Department of Economics, Boston University, 2005.

_____. **A test for changes in a polynomial trend function for a dynamic time series**. Research Memorandum No. 363, Econometric Research Program, Princeton University, 1991.

_____. "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean." **Journal of Business and Economic Statistics**, 1990, 8: 153-162.

_____. "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis." USA: **Econometrica**, 1989, 57: 1361-1401.

PERRY, G. & BURKI, H. J. **March Reform agenda for Latin America and the Caribbean in the next decade.** USA: 1997.

PREBISCH, R. **The economic development of Latin America and its principal problems.** New York: United Nations, 1950.

PRITCHETT, L. & SETHI, G. **Tariff rates, tariff revenue, and tariff reform: some new facts.** Policy Research Working Paper Series, n. 1143, World Bank, 1993.

PRITCHETT, L. "The tyranny of concepts: CUDIE (cumulated, depreciated investment effort) is not capital". **Journal of Economic Growth** 5 (4), 2000, p. 361-84.

PRODAN, R. **Potential pitfalls in determining multiple structural changes with an application to purchasing power parity.** EUA: University of Houston, Department of Economics, 2003.

QUANDT, R. E. "Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes." USA: **Journal of the American Statistical Association**, 1960, 55: 324-330.

_____. "The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes." **Journal of the American Statistical Association**, 1958, 53: 873-880.

RODRIK, D. **Why we learn nothing from regressing economic growth on policies.** USA: Harvard, 2005.

_____. **Rethinking growth policies in the developing world.** USA: Harvard, 2004.

_____. **Trade Policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence.** USA: Harvard, 2000.

_____. **Why is there so much economic insecurity in Latin America?.** USA: Harvard, 1999.

_____. **Where has All the Growth Gone? External Shocks, Social Conflict, and Growth Collapses.** Harvard University, 1998. (forthcoming, *Journal Economic Growth*).

_____. **Liberalization, sustainability and the design of structural adjustment programs,** World Bank, country economics Department, Washington, D.C., 1988.

ROMER, P. M. **Advanced Macroeconomics.** USA: McGraw-Hill Higher Education, 2001. 2nd ed.

_____. "The origins of Endogenous Growth." USA: **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 8, Number 1, 1994, pp. 3-22.

_____. "Idea gaps and object gaps in economic development." USA: **Journal of Monetary Economics**, Vol. 32, 1993, pp. 543-73.

_____. "Endogenous Technological Change. The Problem of development: A conference of the Institute for the Study of Free Enterprise Systems." USA: **Journal of Political Economy**, Vol. 98, Issue 5, Part 2, 1990, pp. S71-S102.

_____. "Increasing returns and long-run growth". **Journal of Political Economy**, 1986, 94, 5 (oct): 1002-1037.

SACHS, J. Trade and exchange rate policies in growth-oriented adjustment programs. In: CORBO, V.; GOLDSTEIN, M., KHAN, M. (eds). **Growth-oriented adjustment programs**. Washington, D.C.: FMI e Banco Mundial, 1987.

SACHS, J. D. & WARNER, A **Economic reform and the process of global integration**. Brookings Papers on Economic Activity, no. 1, 1995.

SAIKKONEN, P. & LUTKEPOHL, H. "Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time." USA: **Econometric Theory**, 2002, 18:313-348.

SALVATORE, D. **Economia Internacional**. São Paulo: Editora McGraw-Hill do Brasil, 1940.

SAMUELSON, P. A "The gains from international trade once again." USA: **Economic Journal**, vol. 72 , 1962, pp. 820-29.

SANTOS, A; LIMA, G & CARVALHO V. **A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico**. São Paulo: USP, FEA, 2005.

SCHMIDT, P. & SICKLES, R. **Some Further Evidence on the Use of the Chow Test under Heteroskedasticity**. *Econometrica*, v. 45, n. 5, (jul), 1977: 1293:1298.

SHAFAEDDIN, S. M. **Trade liberalization and economic reform in developing countries: structural change or DE-industrialization?** UNCTAD: Discussion Pappers, no. 179, April, 2005.

SIMONSEN, M. H & CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. São Paulo: Editora Atlas, 1995.

SINGER, H. W. **The distribution of gains between investing and borrowing countries**. *American Econ. Rev.* , may, 1950, 40 (2), p. 473-85. 1950

SOARES, I. G. & CASTELAR, I. **Econometria Aplicada com o uso do E-views**. Fortaleza: UFC/CAEN, 2003.

SOUZA, J. R. & JAIME, f. G. (2002)

TAYLOR, L. "Gaps Models." **Journal of Development Economics**. 45(1), 1994, pp. 17-34.

_____. **Varieties of stabilization experience**. Oxford and NY: Oxford U. Press, Clarendon Press, 1988.

TELES, V. K. **Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de Hysteris**. Universidade de Brasília.

Instituto de Ciências Humanas do Departamento de Economia, Campus Universitário Darcy Ribeiro – ICC: 21.07.2003.

THOMAS, V. & NASH, J. “Reform of Trade Policy – Recent evidence from theory and practice.” USA: **The World Bank Research Observer**, 1991, vol. 6, nr. 2:212-240.

TITLE, C. “Coping with Terms-of-Trade shocks in Developing Countries.” USA: **Federal Reserve**, 2003.

TOYODA, T. & OTANI, K. **Testing equality between sets of coefficients after a preliminary test for equality of disturbance variances in two linear regressions.** *Journal of Econometrics*, v. 31, (1), (fev), 1986: 67-80.

TULHA, J. F. **A liberalização do comércio exterior brasileiro: uma avaliação das mudanças na política de importação no período de 1987-1993.** Dissertação de Mestrado. Departamento de Economia. USP, São Paulo, 1995.

TYLER, W. G. “Incentivos às exportação e as vendas no mercado externo: análise da política comercial e da discriminação contra as exportações 1980/81.” **Pesquisa e Planejamento Econômico**, vol. 13, n. 2, Agosto, 1983.

_____. **Effective Protection and the Structure of Domestic Market Protection.** Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1981.

_____. “Proteção tarifária recente no Brasil.” **Revista de Estudos Econômicos**, 10 (3), set./dez. 1980.

_____. **Manufactured Export Expansion and Industrialization in Brazil.** Tubingen, J. C. B. Mohr, 1976.

UNCTAD. **Handbook of statistics**, New York & Gneva: UNCTAD, 2005.

_____. **Handbook of statistics**, New York & Gneva: UNCTAD, 1994.

VARIAN, H. R. **Microeconomia, Princípios básicos.** Rio de Janeiro: Editora Campus, 1999. 4^a. ed.

YOUNG, A. “Learning by doing and the dynamic effects of international trade.” USA: **The Quarterly Journal of Economics**. Vol. CVI. 1991. pp. 369-405.

VOGELSANG, T. J. “Wald-type tests for detecting breaks in the trend function of a dynamic time series.” USA: **Econometric Theory**, 1997, 13: 818-849.

WACZIARG, R & WELCH, K. H. **Trade liberalization and growth: new evidence.** USA: 2003, NBER, WP 10152.

WORLD BANK, **World development report.** Washington, D.C.: Oxford University Press for the World Bank, 1997.

_____, **World development report.** Washington, D.C.: Oxford University Press for the World Bank, 1987.

APÊNDICES

APÊNDICE I

País: Argentina									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos Comex	VA-Agr	VA-Ind
1974								11,95	43,35
1975								10,23	43,59
1976	651	-554		1.163.600.064				6,58	50,14
1977	1.126	605		1.699.299.936		145		8,15	50,89
1978	1.856	-70		2.103.500.000		273		8,09	47,81
1979	-513	4.308		5.612.699.744		265		7,50	46,10
1980	-4.774	2.305	-2.598	-708.399.872	27.162	788	178	7,80	44,03
1981	-4.712	1.355	-3.193	-1.453.400.064		944	-622	6,35	41,22
1982	-2.353	-1.972	-669	-257.099.808		257	-1.398	6,48	40,34
1983	-2.436	-2.391	-1.230	-475.800.064		183	-1.989	9,60	41,10
1984	-2.495	257	166	949.799.872		268	-522	8,66	41,56
1985	-952	638	2.016	2.551.899.872	49.326	919	-2.605	8,35	39,71
1986	-2.859	410	-745	156.399.872		574	-2.729	7,63	39,28
1987	-4.235	100	-1.302	-522.100.064		-19	-2.406	7,80	37,38
1988	-1.572	369	1.888	2.575.399.744	58.473	1.147	-2.102	8,09	37,83
1989	-1.305	-8.083	-1.826	-1.227.600.000	63.314	1.028	-2.457	8,98	38,49
1990	4.552	-5.884	3.121	2.795.799.872	62.233	1.836	-4.236	9,62	42,35
1991	-647	182	2.040	2.845.599.936	61.334	2.439	-109	8,12	36,02
1992	-5.655	7.630	3.264	4.886.400.384	62.766	3.265	223	6,72	32,72
1993	-8.163	20.328	4.279	6.930.500.288	72.209	2.088	616	5,99	30,68
1994	-11.148	11.360	685	3.813.100.448	85.656	2.622	858	5,58	29,69
1995	-5.175	4.989	-82	2.582.183.840	98.547	4.112	-	5,51	29,02
1996	-6.822	11.713	3.875	6.722.099.488	110.613	5.348	1.749	5,79	28,44
1997	-12.219	16.746	3.293	7.192.299.328	125.052	5.508	1.706	6,08	28,82
1998	-14.510	18.936	3.436	7.462.599.520	141.929	4.965	422	5,67	29,53
1999	-11.948	14.448	1.186	4.894.599.232	145.289	22.257	-1.241	5,70	29,00
2000	-8.989	7.853	-403	3.515.899.200	146.575	9.517	978	4,82	28,29
2001	-3.906	-14.777	-12.083	-8.562.500.960	140.214	2.005	191	5,05	28,06
2002	9.627	-23.688	-4.516	-3.463.699.776	134.147	1.413	-1.259	4,89	27,04
2003	7.941	-15.749	3.581	4.661.852.321	145.583	-296	1.790	10,82	32,40

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balanço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE II

País: Bolívia

Ano	TC	BCF	Sex	Var.Res	End Ext	FDI	Termos	VA-Agr	VA-Ind
							Comex		
1974	-54	168	113.000.000					21,03	36,70
1975	-118	227	170.900.000					22,00	37,68
1976	-332	350	57.699.968			-8	...	21,79	32,73
1977	-397	302	254.600.000			-1	...	21,29	32,96
1978	-6	27	15.100.000			12	...	20,85	33,95
1979	-468	439	191.100.032	/c		67	...	19,13	34,22
1980	-174	-49	141.900.000	-96	2.340	91	720	18,59	33,55
1981	-141	-554	88.300.000	0		149	580	19,02	32,43
1982	-178	29	170.700.000	46		61	607	19,27	32,68
1983	-285	-286	15.500.000	49		13	445	17,63	34,72
1984	-389	-96	336.200.032	95		13	502	20,69	35,70
1985	-432	-156	-4.200.032	-58	3.294	19	458	22,75	33,32
1986	-304	-37	36.000.032	214		20	308	20,56	34,85
1987	-270	-8	45.979.968	-82		66	292	18,33	35,14
1988	-199	48	105.680.000	-13	4.043	-12	233	17,82	33,20
1989	-263	62	68.375.000	-57	3.492	-25	209	17,16	33,98
1990	-534	367	46.700.000	5	3.779	26	138	16,67	34,36
1991	-506	347	-2.899.968	8	3.628	50	114	16,74	34,77
1992	-90	315	-48.699.968	41	3.785	91	-49	17,09	33,65
1993	-303	505	120.300.032	82	3.783	122	-96	16,03	33,56
1994	-380	701	250.700.000	26	4.216	128	32	16,33	31,91
1995	-554	890	-30.500.000	147	4.523	391	_	17,11	31,59
1996	-666	1.182	-18.440.032	310	4.366	472	124	16,88	33,11
1997	-488	868	-163.900.064	90	4.234	728	168	16,38	32,28
1998	-446	462	-198.360.000	133	4.655	947	119	17,24	30,55
1999	-274	403	-265.630.000	32	4.574	1.008	107	14,67	30,37
2000	-352	691	-495.770.032	-39	4.461	734	123	15,11	28,65
2001	35	168	-110.090.032	-34	4.412	660	45	14,87	29,95
2002				-303	4.300	674	62	15,21	29,00
2003				152	5.042	195	105	14,62	29,51

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE III

País: Brasil									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos Comex	VA-Agr	VA-Ind
1974								13,36	39,00
1975								12,92	40,06
1976	-6.520	8.735		4.419.600.192		1.372	...	12,10	40,17
1977	-5.049	6.261		2.304.299.936		1.687	...	13,00	39,71
1978	-6.996	11.363		6.465.500.448		1.882	...	14,67	38,64
1979	-10.516	6.344		-593.000.960		2.223	...	11,61	40,13
1980	-12.831	9.677	-3469,24	-479.199.808	64.000	1.544	-3612,10	11,02	40,64
1981	-11.764	12.791	621,52	3.325.500.192		2.313	-4086,50	11,01	43,83
1982	-16.317	9.146	-4654,89	-1.051.900.320		2.534	-4459,20	10,74	43,72
1983	-6.834	-3.828	268,93	2.565.899.808		1.422	-7623,80	8,97	45,59
1984	33	-5.506	7169,26	8.759.199.744		1.552	-9849,30	10,94	43,95
1985	-280	-8.676	-573,49	987.500.000	105.126	1.360	-11018,80	11,46	45,71
1986	-5.311	-8.189	-3856,49	-1.362.500.256		202	-8487,50	11,54	45,31
1987	-1.452	-9.757	1014,02	3.323.999.744		1.031	-8458,60	11,16	45,16
1988	4.156	-9.137	1249,73	3.902.700.320	113.469	2.629	-8695,10	10,01	45,88
1989	1.002	-11.426	892,72	3.464.300.960	115.096	608	-6770,90	10,12	43,65
1990	-3.823	-5.441	474,47	3.442.299.808	123.439	324	-12047,40	8,52	42,67
1991	-1.450	-4.868	-369,10	2.009.299.552	105.126	89	-9356,70	8,10	38,69
1992	6.089	5.889	14670,30	15.823.299.616	143.236	1.924	-9842,70	7,79	36,16
1993	20	7.604	8709,39	11.621.199.808	153.291	801	-9505,40	7,72	38,70
1994	-1.153	8.020	7215,02	9.581.100.064	153.572	2.035	-4370,10	7,56	41,61
1995	-18.136	29.306	12919,70	16.793.999.424	165.447	3.475	-	9,85	40,00
1996	-23.248	33.428	8326,14	13.839.799.488	186.561	11.667	-852,20	9,01	36,67
1997	-30.491	24.918	-8284,30	-983.999.424	208.375	18.608	1501,70	8,32	29,37
1998	-33.829	20.063	-6989,73	623.198.144	259.496	29.192	1010,80	7,87	29,71
1999	-25.400	8.056	-7782,53	-2.487.100.512	241.468	26.886	-7233,50	8,42	28,78
2000	-24.225	29.376	-2260,36	3.380.657.920	236.157	30.498	-10054,10	7,24	27,49
2001	-23.213	20.331	3307,00	9.427.423.104	226.067	24.715	-12629,40	7,28	27,97
2002	-7.637	-3.909	302,09	2.928.313.088	227.689	14.108	-15323,70	6,15	22,22
2003	4.016	-164	8495,65	10.729.162.267	235.415	9.894	-17761,20	5,84	20,61

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End	Endividamento Externo
Ext	
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE IV

País: Chile									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos	VA-Agri	VA-Ind
								Comex	
1974								6,70	41,24
1975								5,75	49,29
1976	148	247		549.500.064		-1	...	6,63	38,41
1977	-551	601		276.699.936		16	...	8,55	40,47
1978	-1.088	1.960		890.399.872		177	...	10,00	36,73
1979	-1.189	2.161		1.104.099.872		233	...	7,77	36,82
1980	-1.971	3.241	1.269	1.476.699.808	11.207	213	3.811	7,38	37,87
1981	-4.733	4.768	73	573.200.064		383	2.534	7,25	37,44
1982	-2.304	834	-1.379	-		401	2.114	6,32	36,55
				1.014.700.064					
1983	-1.117	-3.224	94	435.200.064		135	2.423	5,49	34,73
1984	-2.111	-80	312	749.100.000		67	2.007	5,86	39,89
1985	-1.413	-1.394	103	344.000.128	20.403	143	1.545	7,54	40,46
1986	-1.191	-2.219	-137	242.500.096		313	1.038	7,64	37,59
1987	-735	-743	66	301.900.096		885	643	8,96	36,99
1988	-231	-903	756	1.263.600.224	18.960	952	131	9,22	37,98
1989	-691	1.241	548	782.500.000	17.520	1.277	-913	8,87	43,09
1990	-485	2.857	2.121	2.152.199.872	18.576	654	-1.809	8,69	41,76
1991	-98	964	1.049	704.300.128	17.319	696	-2.118	8,71	41,46
1992	-957	3.132	2.344	2.142.000.448	18.964	537	-2.594	9,93	40,08
1993	-2.555	2.995	170	78.900.032	19.665	600	-3.762	9,93	38,05
1994	-1.586	5.294	2.918	2.737.100.160	21.768	1.672	-2.619	9,22	35,78
1995	-1.350	2.357	740	755.900.256	21.736	2.205	-	9,43	35,55
1996	-3.083	5.660	1.119	-358.175.040	26.272	3.681	-3.935	9,24	35,29
1997	-3.660	6.742	3.318	2.966.005.952	29.034	3.809	-3.773	8,98	35,20
1998	-3.918	1.967	-2.191	-	32.591	3.144	-6.680	8,42	35,12
				2.201.919.616					
1999	99	238	-747	-652.039.840	34.758	6.203	-7.548	8,49	33,81
2000	-766	828	317	406.509.536	37.177	-348	-7.720	8,36	34,61
2001	-1.100	1.362	-596	-178.539.872	38.032	2.590	-9.987	8,53	34,64
2002	-885	2.097	199	427.899.904	40.395	1.594	-9.365	8,81	34,30
2003	-594	-630	-366	441.073.378	41.179	1.587	-8.631	8,81	34,30

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balanço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE V

País: Colômbia									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos Comex	VA-Agri	VA-Ind
1974								24,62	31,14
1975								24,88	30,61
1976	163	203		321.470.944		14,0	...	24,39	29,83
1977	375	-24		389.805.792		43,0	...	24,13	31,48
1978	258	102		454.947.936		66,0	...	25,57	30,94
1979	438	977		1.216.715.936		103,0	...	23,56	30,64
1980	-206	945	907,6	509.192.128	6 805	51,1	1 614,0	22,00	30,26
1981	-1.961	2.039	- 21,1	-357.893.056		228,0	613,7	19,91	32,49
1982	-3.054	2.232	- 874,1	-1.122.657.760		337,0	702,5	19,80	31,48
1983	-3.003	1.434	- 1 839,2	-1.514.600.000		513,7	648,4	19,30	31,77
1984	-1.401	944	- 380,7	-1.120.100.064		561,0	1 391,3	19,18	32,29
1985	-1.809	2.236	153,9	166.500.064	14 063	1 016,0	765,4	17,80	34,01
1986	383	1.160	1 292,0	853.600.064		642,0	2 497,1	17,45	35,54
1987	336	-1	402,0	-1.074.799.936		293,0	486,6	18,03	37,32
1988	-216	939	193,0	-814.999.744	17 935	159,0	305,0	18,72	36,00
1989	-201	478	434,0	-504.500.192	17 587	547,0	113,0	17,37	37,58
1990	542	-2	610,0	-579.199.744	17 993	484,0	- 501,3	16,62	38,23
1991	2.349	-777	1 763,0	9.100.256	17 335	432,6	- 304,0	16,75	37,89
1992	901	183	1 274,4	-760.700.032	17 277	678,7	- 1 028,8	17,42	37,15
1993	-2.102	2.701	464,4	-1.185.400.096	18 908	719,1	- 604,2	15,80	34,95
1994	-3.673	3.393	182,3	-471.783.424	21 855	1 297,5	332,7	13,88	36,00
1995	-4.527	4.559	- 4,1	-155.945.024	26 340	712,1	-	16,08	31,43
1996	-4.642	6.683	1 729,5	1.837.945.888	31 116	2 783,8	448,4	15,28	31,69
1997	-5.751	6.587	277,9	522.842.464	34 409	4 752,8	579,3	13,82	30,76
1998	-4.858	3.307	- 1 397,6	-1.276.263.520	36 681	2 032,8	- 609,1	13,71	29,37
1999	671	-551	- 311,9	-1.024.746.048	36 733	1 392,4	- 8,9	14,26	28,37
2000	740	80	869,9	-202.981.056	36 131	1 973,5	1 349,9	13,96	28,60
2001	-1.109	2.478	1 217,3	-266.926.976	39 109	2 492,7	476,4	14,02	30,33
2002	-1.452	1.309	138,9	-1.424.973.792	37 336	1 257,7	274,7	14,03	29,97
2003	-1.345	784	- 183,8	-2.872.805.267	38 193	836,9	658,2	13,60	30,34

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balanço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE V

País: Equador										
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Term os Come x	VA-Agri	VA-Ind	
1974								20,16	33,14	
1975								19,16	39,03	
1976	-10	223		279.599.968		-20	...	18,40	34,74	
1977	-343	503		335.000.032		35	...	17,44	36,24	
1978	-703	663		293.500.000		49	...	17,05	35,30	
1979	-630	666		277.300.000		63	...	15,28	35,43	
1980	-642	980	270	537.600.064	5.997	70	2.283	13,87	39,56	
1981	-998	717	-370	-35.299.936		60	1.738	13,38	42,01	
1982	-1.182	766	-339	-16.400.064		40	1.873	12,29	40,45	
1983	-115	-2.571	327	478.700.064		50	2.184	12,49	41,55	
1984	-273	-1.407	-60	163.499.936		50	1.977	13,17	41,02	
1985	76	-1.122	97	255.299.936	8.703	62	2.048	13,91	42,45	
1986	-582	-1.033	-124	-55.600.064		81	759	13,41	40,95	
1987	-1.187	-209	-185	-183.600.000		123	768	15,48	36,03	
1988	-680	-632	-26	30.499.936	10.669	155	643	15,72	33,15	
1989	-715	-515	118	130.500.000	11.533	160	873	14,70	36,81	
1990	-360	580	261	410.299.936	12.222	126	885	14,31	38,35	
1991	-708	732	79	313.300.000	12.802	160	550	13,30	37,72	
1992	-122	361	-54	48.799.936	12.795	178	583	14,35	36,37	
1993	-845	-40	444	409.789.952	13.631	474	201	12,81	39,62	
1994	-912	176	583	587.319.904	14.589	576	301	19,71	28,49	
1995	-994	-32	-178	-335.669.984	13.934	453	-	16,83	26,31	
1996	3	135	246	111.609.888	14.586	500	438	16,70	24,91	
1997	-427	-13	251	46.150.144	15.099	724	522	15,62	26,49	
1998	-2.001	1.445	-460	-883.830.240	16.400	870	-91	15,81	24,38	
1999	877	-1.344	-492	-1.252.409.888	16.282	648	-88	13,80	22,93	
2000	921	-6.606	307	-840.240.128	13.564	720	574	11,71	28,78	
2001	-665	1.030	-106	-1.275.800.800	14.376	1.330	-153	10,62	34,74	
2002	-1.358	1.118	-66	-1.167.320.736	16.236	1.275	71	8,99	29,41	
2003	-455	302	152	-1.086.126.966	16.586	1.555	324	9,02	28,34	

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balanco de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE XVI

País: México									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos Comex	VA-Agri	VA-Ind
1.974								12,15	31,24
1.975								12,04	32,35
1.976		111				11,81	32,38
1.977		191				11,21	32,07
1.978		274				11,16	32,86
1.979	-5.409	359		-2.891.179.616		1.332	...	10,91	32,74
1.980	-10.422	448	684	1.772.999.424	50.700	2.090	27.749	9,85	33,44
1.981	-16.240	430	1.274	3.762.598.976		3.078	32.215	9,00	33,65
1.982	-5.889	338	-3.354	-2.468.000.448		1.901	25.447	8,96	33,17
1.983	5.866	287	3.102	2.316.900.512		2.192	21.989	8,14	33,41
1.984	4.183	286	3.390	2.425.800.192		1.542	23.025	8,45	35,23
1.985	800	39	-2.434	-3.702.799.040	100.400	1.984	18.359	9,39	34,94
1.986	-1.377	115	595	-375.100.000		2.036	3.782	10,07	35,27
1.987	4.247	78	5.986	3.940.000.320		1.184	6.110	10,30	34,91
1.988	-2.374	-217	-6.721	-8.780.000.448	100.100	2.011	281	9,68	38,00
1.989	-5.825	-174	542	-1.329.100.128	94.400	2.785	608	7,90	32,11
1.990	-7.451	-148	3.261	1.514.699.488	106.700	2.549	6.861	7,75	29,37
1.991	-14.888	22	8.154	7.499.101.920	117.000	4.742	5.977	7,85	28,42
1.992	-24.442	16	1.173	471.300.128	116.500	4.393	6.445	7,52	28,03
1.993	-23.400	9	6.057	4.946.600.384	130.500	4.389	5.983	6,68	28,10
1.994	-29.662	213	-18.398	-19.457.858.912	139.800	10.973	5.230	6,29	26,83
1.995	-1.576	233	9.648	5.624.102.880	164.010	9.526	-	5,74	26,85
1.996	-2.500	152	1.805	-2.637.498.624	156.443	9.186	3.874	5,67	27,87
1.997	-7.666	421	10.513	6.695.798.976	149.028	12.831	6.242	6,26	28,36
1.998	-16.073	313	2.118	-2.542.202.432	160.258	11.897	2.418	5,70	28,55
1.999	-13.999	89	596	-2.979.996.640	166.380	13.055	5.434	5,27	28,61
2.000	-18.188	64	2.862	-1.895.496.960	148.652	16.075	14.517	4,74	28,67
2.001	-18.176	135	7.325	1.648.794.912	144.527	23.147	9.720	4,17	28,01
2.002	-13.792	63	7.090	788.501.984	140.097	14.216	10.497	4,15	27,28
2.003	-8.741	218	9.438	558.733.340	140.555	9.463	10.942	3,97	26,49

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balanço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNCIDE VII

País: Paraguai										
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos	VA-Agri	VA-Ind	Comex
1974									37,70	20,40
1975									35,30	22,65
1976	-69	111		35.240.000		-3	...		36,91	21,02
1977	-59	191		71.590.000		22	...		34,55	22,20
1978	-113	274		90.870.000		20	...		34,11	23,07
1979	-206	359		100.059.968		50	...		32,07	23,77
1980	-277	448	150,5	56.930.032	861	32	27.749		31,40	23,73
1981	-374	430	43,5	-17.550.000		32	32.215		28,62	27,44
1982	-375	338	- 62,3	-3.789.968		37	25.447		27,01	27,89
1983	-248	287	- 52,9	-96.520.000		5	21.989		25,88	26,00
1984	-317	286	- 13,8	-48.800.032		5	23.025		25,74	23,57
1985	-252	39	- 97,8	-239.789.968	1 772	1	18.359		28,69	22,72
1986	-365	115	- 139,8	-452.070.000		1	3.782		28,93	22,57
1987	-490	78	37,8	-148.920.032		5	6.110		27,21	22,60
1988	-210	-217	- 168,2	-559.549.968	2 002	8	281		27,35	22,52
1989	256	-174	145,2	-143.800.032	2 027	13	608		29,63	22,15
1990	390	-148	220,3	-944.219.000	1 695	77	6.861		29,55	23,13
1991	85	22	299,3	-978.903.968	1 666	86	5.977		27,78	25,23
1992	-57	16	- 360,2	-1.662.645.000	1 279	118	6.445		26,56	25,28
1993	59	9	87,2	-1.970.581.872	1 254	75	5.983		24,50	25,89
1994	-274	213	339,3	-2.059.467.032	1 271	137	5.230		24,51	25,82
1995	-92	233	60,2	-3.307.599.936	1 742	98	_		23,73	25,64
1996	-353	152	- 39,4	-2.916.699.936	1 801	144	3.874		24,79	25,91
1997	-650	421	- 205,8	-2.625.999.872	1 927	230	6.242		25,38	26,45
1998	-160	313	23,4	-2.738.099.904	2 133	336	2.418		24,46	26,67
1999	-165	89	116,7	-1.712.400.096	2 697	89	5.434		24,27	26,97
2000	-163	64	- 214,9	-2.064.240.000	2 819	98	14.517		21,86	26,02
2001	-267	135	- 45,0	-1.276.100.128	2 652	79	9.720		20,36	26,11
2002	73	63	- 83,8	-1.325.684.944	2 866	11	10.497		21,38	27,48
2003	146	218	301,3	-1.123.960.065	2 871	85	10.942		23,60	25,14

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE VIII

País: Peru									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos Comex	VA-Agri	VA-Ind
1974								16,49	33,49
1975				140.650.000				15,92	34,67
1976 ...		111		89.600.032		16,37	31,74
1977	-923	191		1.079.400.032		54	...	15,30	34,19
1978	-193	274		650.700.128		25	...	15,65	34,64
1979	730	359		-568.299.872		71	...	13,12	38,28
1980	-101	448	650	313.600.064	9.595	27	3.028	11,68	42,82
1981	-1.728	430	-735	88.100.128		125	1.814	10,23	41,97
1982	-1.609	338	198	339.100.000		48	1.822	10,23	41,97
1983	-872	287	50	494.500.000		38	1.541	10,23	41,97
1984	-233	286	274	-301.489.984		-89	1.592	10,23	41,97
1985	102	39	422	-895.479.936	13.721	1	1.105	10,23	41,97
1986	-1.393	115	-476	-9.270.080		22	196	10,23	41,97
1987	-2.065	78	-1.094	328.259.968		32	284	11,21	27,44
1988	-1.819	-217	-149	280.909.936	16.493	26	462	10,30	33,39
1989	-570	-174	242	701.100.064	18.536	59	-202	10,30	33,39
1990	-1.419	-148	287	474.520.128	22.856	41	-296	8,04	36,18
1991	-1.504	22	834	643.538.368	25.444	-7	-631	8,54	27,38
1992	-1.886	16	520	2.826.006.176	26.612	-79	-297	8,45	25,81
1993	-2.427	9	663	838.627.328	27.447	761	-508	8,50	26,56
1994	-2.785	213	3.059	1.540.763.232	30.191	3.289	-171	9,03	27,86
1995	-4.640	233	921	1.423.390.656	33.378	2.549	-	9,22	29,06
1996	-3.648	152	1.784	-1.394.139.952	33.805	3.488	-197	8,78	28,99
1997	-3.428	421	1.493	-1.237.456.512	28.642	2.054	122	9,33	30,56
1998	-3.390	313	-1.142	-701.622.544	29.477	1.582	-871	9,18	31,07
1999	-1.518	89	-985	101.761.903	28.704	1.812	-1.693	9,22	31,08
2000	-1.559	64	-440	794.444.303	28.150	810	-2.158	10,09	30,60
2001	-1.159	135	275	225.969.782	27.195	1.070	-2.743	10,47	28,21
2002	-1.127	63	852		27.840	2.156	-2.648	10,43	28,34
2003	-1.061	218	516		29.708	1.317	-2.475	10,54	28,78

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balço de Capital Financeiro
Var Res	Varição das Reservas Internacionais
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
End Ext	Endividamento Externo
FDI	Investimento Externo Direto

APÊNDICE IX

País: Uruguai									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos Comex	VA-Agri	VA-Ind
1974								17,78	21,46
1975								20,72	31,53
1976	15,15	33,87
1977	14,02	33,39
1978	-127	97		31.850.000 /d		129	...	16,15	31,87
1979	-357	453		9.229.936		216	...	14,03	32,59
1980	-709	715	95	94.750.064	1.123	290	-162	15,06	35,39
1981	-461	648	25	36.390.032		49	-147	13,53	33,69
1982	-235	1.082	-323	-300.300.000		-14	192	11,79	32,15
1983	-63	250	83	154.800.032		6	52	11,01	29,35
1984	-129	165	-86	-116.500.000		3	-163	13,40	33,14
1985	-98	-75	164	144.700.000	2.689	-8	-301	14,63	34,41
1986	42	18	287	226.800.032		33	-48	13,60	35,95
1987	-141	293	27	-24.900.032		55	106	12,65	36,23
1988	22	201	-47	-100.899.936	4.240	45	148	13,71	35,83
1989	133	-11	-3	-22.999.936	4.313	—	263	12,04	34,20
1990	186	-90	40	-40.999.968	4.472	—	-62	10,90	33,67
1991	42	-431	113	-100.299.968	4.141	—	-126	9,21	34,64
1992	-9	-92	186	-212.800.000	4.136	—	-144	8,50	35,55
1993	-244	228	179	-243.100.032	4.293	102	-109	8,82	32,78
1994	-438	537	99	-416.000.128	4.959	155	-125	7,37	29,66
1995	-213	422	218	-401.099.936	5.193	157	—	7,93	28,00
1996	-233	234	141	-552.699.936	5.387	137	-80	8,62	28,92
1997	-287	609	392	-285.299.904	5.459	113	-117	8,02	28,55
1998	-476	545	515	-37.900.064	6.036	155	104	7,53	28,23
1999	-508	147	-110	-695.900.000	5.618	235	-145	6,96	28,56
2000	-566	772	222	-288.499.904	6.116	274	-494	5,63	27,35
2001	-488	507	278	-152.200.032	5.855	314	-208	6,21	27,23
2002	322	-1.910	-2.328	-2.614.799.936	8.328	121	-415	6,12	26,43
2003	52	-343	1.380	1.070.743.808	8.626	271	-861	9,29	26,71

Legenda:

TC Transações Correntes
 BCF Balanço da Conta Financeira
 Var. Res Variação de Reservas
 Sex Capacidade/necessidade de financiamento
 FDI Investimento Externo Direto
 VA-Agri Valor adicionado da Agricultura no PIB

APÊNDICE XI

País: Venezuela									
Ano	TC	BCF	Var.Res	Sex	End Ext	FDI	Termos Comex	VA-Agri	VA-Ind
1974								5,43	43,01
1975								4,50	53,80
1976	254	65		4.259.180.064		-889	...	5,03	46,51
1977	-3.179	1.702		3.423.140.128		-3	...	4,60	45,83
1978	-5.735	3.182		2.661.820.128		67	...	4,90	44,62
1979	350	3.251		8.058.000.256		88	...	4,94	42,95
1980	4.728	164	3.763	7.708.100.320	26.963	55	19.122	4,77	46,26
1981	4.000	-1.882	-21	5.409.300.192		184	19.065	4,80	46,41
1982	-4.246	-1.528	-8.160	-2.438.000.000		253	13.296	4,90	44,40
1983	4.427	-3.716	446	1.434.000.064		86	12.585	5,20	41,56
1984	4.651	-2.019	1.636	3.674.299.872		-3	12.656	5,59	38,65
1985	3.327	-629	1.699	3.076.499.808	31.238	57	11.887	5,56	52,47
1986	-2.245	-707	-3.882	-2.444.499.872		-444	1.792	6,31	50,83
1987	-1.390	960	-935	543.000.384		-16	4.051	6,67	49,26
1988	-5.809	-1.180	-3.872	-1.670.000.000	35.867	21	946	6,58	50,28
1989	2.161	-3.650	1.077	2.469.199.808	33.812	34	3.024	6,76	51,28
1990	8.279	-4.061	4.376	5.902.699.808	35.528	76	6.441	6,30	57,08
1991	1.736	2.204	2.645	5.207.299.680	36.000	1.728	2.631	5,47	60,56
1992	-3.749	3.386	-845	2.463.500.000	38.447	473	1.617	5,58	56,40
1993	-1.993	2.656	-144	3.316.000.000	40.836	-514	146	5,43	54,39
1994	2.541	-3.204	-1.145	2.018.600.000	40.998	455	-170	5,49	51,58
1995	2.014	-2.964	-1.907	523.799.808	37.537	894	_	5,26	44,09
1996	8.914	-1.784	6.271	8.755.299.552	34.117	1.676	3.341	5,53	41,27
1997	3.732	879	2.641	3.098.999.808	37.242	5.645	2.200	4,49	49,15
1998	-4.432	2.689	-3.854	-1.518.000.320	35.087	3.942	-5.006	4,44	43,13
1999	2.112	-516	612	2.744.999.744	37.016	2.018	1.106	5,06	35,32
2000	11.853	-2.969	5.449	6.755.999.552	36.437	4.180	12.337	4,92	35,63
2001	1.987	-211	-2.028	107.000.192	35.398	3.479	5.871	4,18	40,47
2002	7.599	-9.243	-4.427	-2.252.000.000	35.114	-244	6.931	4,51	35,54
2003	11.524	-5.135	5.443	5.180.999.808	38.043	1.338	8.747	4,34	39,45

Legenda:

TC	Transações Correntes
BCF	Balanço da Conta Financeira
Var. Res	Varição de Reservas
Sex	Capacidade/necessidade de financiamento
FDI	Investimento Externo Direto
VA-Agri	Valor adicionado da Agricultura no PIB

APÊNDICE XII

Taxa de crescimento do PIB dos Principais Países da América Latina a Preços Constantes de 1990

	Argentina	Bolívia	Brasil	Chile	Colômbia	Equador	México	Paraguai	Peru	Uruguai	Venezuela
1980-85	-1,43	-1,92	1,27	-0,17	2,65	1,76	1,89	2,23	-0,50	-3,46	-3,95
1985-90	0,03	2,27	1,86	6,34	4,83	1,62	1,82	3,85	-1,80	3,68	2,62
1980-90	-0,70	0,15	1,57	3,03	3,74	1,69	1,85	3,04	-1,15	0,05	-0,72
1981	-6,11	0,92	-4,25	6,47	2,23	3,81	8,67	8,69	4,78	1,90	-2,54
1982	-2,26	-4,36	0,84	-12,07	1,19	0,90	-0,67	-1,21	-0,07	-8,15	-1,42
1983	5,80	-4,46	-2,93	-3,69	1,75	-3,33	-3,77	-3,06	-12,48	-10,44	-11,49
1984	2,91	-0,60	5,40	5,67	4,09	3,49	3,37	3,10	4,45	-1,12	-3,68
1985	-6,85	-0,97	7,85	4,06	4,01	4,15	2,29	4,03	1,88	1,16	-0,19
1986	7,10	-2,49	7,49	5,41	7,27	2,33	-3,32	-0,11	11,09	8,90	6,52
1987	2,55	2,60	3,53	5,96	5,50	-7,21	1,84	4,32	9,76	7,99	3,62
1988	-1,81	2,96	-0,06	7,24	4,24	10,67	1,31	6,39	-9,11	-0,12	5,73
1989	-6,64	3,79	3,16	9,84	3,40	-0,06	4,23	5,78	-12,94	1,37	-8,84
1990	-0,53	4,64	-4,43	3,36	3,81	3,20	5,23	3,00	-5,35	0,63	6,98
1990	-1,99	4,43	-4,61	3,28	4,11	2,90	5,10	3,12	-5,44	0,48	5,49
1991	10,65	5,40	0,97	7,31	2,30	5,46	4,18	-3,65	2,71	3,84	10,49
1992	9,63	1,69	-0,28	10,82	4,40	3,59	3,72	3,46	-0,39	8,32	7,04
1993	5,88	4,26	4,52	6,89	5,57	1,84	1,78	3,86	4,79	3,58	-0,44
1994	5,75	4,78	6,23	4,99	4,49	3,70	4,44	4,09	12,74	7,08	-3,73
1995	-2,86	4,71	4,19	8,97	4,92	2,13	-6,13	5,68	8,58	-2,37	5,92
1996	5,47	4,48	2,48	6,90	1,94	3,03	5,44	0,43	2,50	5,17	-0,41
1997	8,02	4,86	3,05	6,75	3,32	5,24	6,83	3,00	6,86	5,41	7,44
1998	3,83	5,03	0,18	3,33	0,75	2,15	5,13	0,79	-0,63	4,39	0,35
1999	-3,38	0,31	0,91	-0,48	-3,79	-5,73	3,61	-1,52	0,85	-3,46	-5,69
2000	-0,83	2,27	3,90	4,48	2,41	0,88	6,73	-3,32	2,84	-1,94	3,83
2001	-4,44	1,65	1,27	3,52	1,46	5,46	-0,29	1,96	0,14	-3,59	3,35
2002	-10,81	2,74	1,52	2,01	1,95	3,80	0,73	-1,59	4,87	-12,68	-8,86
2003	8,75	2,42	0,55	3,35	4,79	2,30	1,23	3,80	3,77	3,00	-9,75

APÊNDICE XIII

Taxa de crescimento da Renda Bruta Disponível a Preços Constantes de 1990

País	Argentina	Bolívia	Brasil	Colômbia	Chile	Equador	México	Paraguai	Peru	Uruguai	Venezuela
1980-85	-2,39	-2,54	0,79	-3,38	1,11	0,57	0,92	1,84	-1,54	-5,17	-5,85
1985-90	0,44	2,27	1,98	8,45	5,17	-0,41	2,37	5,06	-1,46	5,63	1,44
1980-90	-0,99	-0,17	1,38	2,37	3,12	0,08	1,64	3,44	-1,50	0,08	-2,28
1981	-7,43	-4,22	-5,73	1,45	-0,57	-0,66	7,29	12,01	2,43	3,47	-0,61
1982	-4,43	-4,96	-0,57	-17,00	-0,13	-0,66	-3,94	-2,22	-0,54	-9,29	-9,63
1983	5,00	-5,81	-2,68	-3,87	-0,34	-1,56	-4,26	-2,19	-13,38	-15,21	-10,32
1984	3,47	2,01	5,95	2,41	6,90	-0,64	3,36	1,39	3,06	-3,39	-5,46
1985	-7,81	0,55	7,62	1,58	-0,11	6,58	2,67	0,85	1,75	-0,26	-2,88
1986	7,60	-4,13	8,17	6,73	11,18	-5,25	-5,73	-1,16	11,64	13,83	-13,06
1987	2,77	4,85	3,58	11,32	5,32	-6,75	3,84	4,17	11,24	12,02	11,26
1988	-1,80	2,49	0,49	10,45	3,65	6,23	1,51	8,98	-9,07	1,45	1,63
1989	-7,76	2,33	2,68	10,71	1,60	0,84	5,38	8,25	-13,94	1,77	-5,14
1990	2,03	6,11	-4,59	3,26	4,34	3,49	7,35	5,37	-4,42	-0,12	15,18
1990	-1,09	4,53	-5,04	2,28	2,45	26,48	7,65	5,85	-5,60	-1,21	14,94
1991	13,30	3,19	1,87	6,97	3,91	8,46	3,51	2,62	3,39	4,47	3,98
1992	11,09	2,43	0,36	10,45	3,30	10,11	3,82	2,74	0,22	8,63	3,43
1993	5,70	2,30	4,02	6,67	5,86	4,68	1,22	3,84	3,94	3,97	-2,43
1994	5,63	5,98	7,11	6,13	6,69	4,59	3,99	1,58	14,07	6,75	-4,11
1995	-3,50	4,79	4,53	13,09	4,53	1,72	-7,47	6,31	8,37	-1,38	6,89
1996	5,88	5,28	2,22	4,19	1,08	4,33	6,55	1,67	3,49	5,01	4,71
1997	7,76	5,70	2,57	6,65	3,30	5,30	8,10	0,91	7,72	5,20	4,14
1998	2,80	5,33	-0,71	3,21	-0,33	-1,52	4,20	1,29	-1,19	5,44	-9,47
1999	-4,18	-0,05	-0,23	-0,39	-2,60	-3,32	4,65	-4,47	-0,43	-4,33	4,51
2000	0,59	1,82	4,31	4,61	2,90	4,64	7,72	-6,57	2,36	-3,04	21,41
2001	-4,69	2,21	0,51	1,90	0,80	2,52	-0,57	1,41	-0,21	-2,27	-5,79
2002	-10,65	2,77	1,85	2,46	2,46	5,05	1,53	-5,52	4,60	-12,12	-7,51
2003	9,82	2,75	0,13	3,97	5,69	3,52	2,20	4,85	3,59	-2,22	-5,19