



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
Instituto de Ciências Humanas
Departamento de Economia

Liberalização, Importação e Crescimento Econômico na América Latina

Marcos Souza

Orientador: Prof. Maurício Barata de Paula Pinto

**Brasília
2007**

**Universidade de Brasília
Instituto de Ciências Humanas
Departamento de Economia**

**Liberalização, Importação e Crescimento Econômico
na América Latina**

Marcos Souza

Tese apresentada ao Departamento de Economia da
Universidade de Brasília como requisito parcial para a
conclusão do Curso de Doutorado em Economia

Orientador: Prof. Maurício Barata de Paula Pinto

**Brasília
2007**

**Universidade de Brasília
Instituto de Ciências Humanas
Departamento de Economia**

**Liberalização, Importação e Crescimento Econômico
na América Latina**

Marcos Souza

Prof. Maurício Barata de Paula Pinto (Orientador)
Prof. Fernando Antônio Ribeiro Soares
Prof. Joaquim Pinto de Andrade
Prof. Roberto de Goes Ellery Junior
Prof. Tito Belchior Silva Moreira

**Brasília
2007**

À minha esposa, Aumara

Agradecimentos

Ao Professor Maurício Barata de Paula Pinto pela orientação e pela disponibilidade, bem como pela tranquilidade demonstrada nos momentos mais delicados.

Ao Professor Joaquim P. de Andrade, profissional dedicado e motivado, pelo voto de confiança.

Ao Professores Fernando Soares, Roberto de Goes Ellery Junior e Tito Belchior, membros da banca, e ao Prof. José Angelo pelos comentários, sugestões e críticas, que contribuíram para o rigor, a precisão e clareza deste trabalho.

Ao amigo Alexandre, pela amizade e pelos sonhos compartilhados desde a Universidade Federal de Alagoas – UFAL, e aos amigos da Universidade de Brasília: Élide, Elvino, Franco, José Coelho, Laudo e, em especial, Martim e Ricardo, amigos que tornaram mais agradável a minha adaptação à nova cidade a.

Aos meus pais (in memorian): Maria Petrócia e Amadeu, e irmãos: Marcelo, Mércia e Mônica, agradeço pelo carinho e apoio incondicional, apesar da minha ausência constante.

Às pessoas que sempre confiaram em mim e, dentro de suas possibilidades, contribuíram para a minha formação pessoal e profissional: minha Mãe, Vó Júlia (in memorian), Vó Justina e Chico Potiguar.

A Carlos Feu e Semar pelo incentivo na realização deste trabalho e por me receberem em seu convívio como filho.

À minha esposa Aumara, companheira incansável de todos os momentos, pelo exemplo de determinação e seriedade, pelo carinho, amor e paciência demonstrados na construção de cada etapa deste estudo. Sua companhia, sem dúvida, tornou a execução desta tarefa menos árdua.

Cabe esclarecer que as imperfeições do trabalho final são de minha inteira e exclusiva responsabilidade.

Resumo

Neste estudo, analisamos o impacto da liberalização comercial - definida como movimentos da política comercial em direção à neutralidade, à liberalidade e à abertura - sobre o fluxo de importação e sobre o crescimento econômico (renda e produtividade) de 18 economias latino-americanas no período 1950-2004. Nas estimações, utilizamos técnicas econométricas para dados de séries temporais e de painel; e, na determinação das variáveis explicativas, além de calcularmos séries de estoque de capital total e por tipo de bem: máquinas e equipamentos e bens de construção, construímos um conjunto de indicadores de liberalização, selecionados e estimados a partir de trabalhos e de base de dados internacionais. Por meio deste conjunto de indicadores, que visam captar a liberalização, observamos que todos os países da região podem ser considerados abertos na década de 90. Os resultados mostram que a liberalização elevou a elasticidade-preço da importação do Brasil e o nível da importação do Mercosul e da América Latina. Da mesma forma, sob a hipótese de que as inovações tecnológicas ocorrem principalmente nos países ricos e são melhor absorvidas pelos países mais abertos (Edwards, 1992), verificamos que a liberalização afetou de forma positiva o crescimento dos países latino-americanos. Por meio da contabilidade do crescimento, observamos também, que a produtividade total dos fatores, que teria incorporado os efeitos da abertura sobre o crescimento tecnológico, se elevou na década de 90, apesar de permanecer pequena. Por fim, destacamos que, além da liberalização, as variáveis: estoque de capital em máquinas e equipamentos, capital humano, crescimento tecnológico mundial e defasagem tecnológica dos países latino-americanos apresentaram relação direta com o crescimento econômico da região.

Palavras-chave: Liberalização Comercial; Importações; Crescimento Econômico; América Latina; Séries Temporais; Dados em Painel

Abstract

This work analyzes the impact of trade liberalization – defined as the change in trade policy towards neutrality and openness - on import flows and on economic growth (income and productivity growth) of 18 Latin-American economies during the period 1950-2004. The estimation uses econometric techniques for time series and panel data. For the explanatory variables, we built series for total capital stock and for categories of capital stock: machinery and equipments, and construction. Moreover, trade liberalization indicators were selected and estimated based on the related literature and on international databases. This set of indicators suggests that all countries in the region can be considered open in the 90s. The results show that trade liberalization increased the price elasticity of Brazil's imports. It also increased the level of imports by the Mercosur (Southern Common Market) and by the Latin America region as a whole. Supporting the hypothesis that technological innovations occur most often in developed countries and are better absorbed by open economies (Edwards, 1992), there is evidence that trade liberalization positively affected Latin American countries' economic growth. Considering the accounts affected by growth, it is observed that total factor productivity (which should have incorporated the effects of trade liberalization on technology innovation) increased in the 90s despite staying low. Finally, we stress that, besides trade liberalization, capital stock (machinery and equipments), human capital, world technological growth, and technology differential were found to be directly correlated to economic growth in Latin America.

Key Words: Trade Liberalization; Imports; Economic Growth; Latin America; Time Series; Panel Data

SUMÁRIO

1 . INTRODUÇÃO	1
2 . LIBERALIZAÇÃO: CONCEITO, MEDIDA E EVOLUÇÃO	3
2.1 CONSIDERAÇÕES PRELIMINARES	3
2.2 LIBERALIZAÇÃO: DEFINIÇÃO E MENSURAÇÃO	5
2.2.1 <i>Conceito de Liberalização</i>	5
2.2.2 <i>Medidas de Liberalização Comercial</i>	6
2.3 INDICADORES DE LIBERALIZAÇÃO: AJUSTES	14
2.3.1 <i>Nível de Preços Relativo</i>	14
2.3.2 <i>Intensidade do Comércio Internacional</i>	15
2.4 CORRELAÇÃO ENTRE OS INDICADORES DE LIBERALIZAÇÃO	18
2.5 EVIDÊNCIA DA LIBERALIZAÇÃO LATINO-AMERICANA	23
2.6 CONCLUSÃO	31
2.7 ANEXO	33
2.8 APÊNDICE	44
3 . LIBERALIZAÇÃO E IMPORTAÇÃO NA AMÉRICA LATINA	50
3.1 CONSIDERAÇÕES PRELIMINARES	50
3.2 IMPORTAÇÃO LATINO-AMERICANA: 1960-2003	53
3.3 EQUAÇÃO DE IMPORTAÇÃO	59
3.3.1 <i>Equação de importação: aspectos teóricos</i>	60
3.3.2 <i>Modelagem Econométrica da Equação de Importação</i>	61
3.3.3 <i>Elasticidade-Preço e Renda da Importação Latino-Americana</i>	65
3.4 O MODELO	68
3.4.1 <i>Especificação da Equação de Importação</i>	68
3.4.2 <i>Impacto da Liberalização sobre a Importação</i>	75
3.5 EVIDÊNCIA EMPÍRICA SOBRE LIBERALIZAÇÃO E IMPORTAÇÃO	77
3.5.1 <i>Dados</i>	77
3.5.2 <i>Equação de Importação do Brasil</i>	79
3.5.2.1 <i>Metodologia</i>	79
3.5.2.2 <i>Estimação da Equação de Importação do Brasil</i>	83

3.5.3 <i>Equação de Importação: Mercosul e América Latina</i>	89
3.5.3.1 Metodologia	89
3.5.3.2 Equação de Importação da América Latina e do Mercosul	97
3.6 CONCLUSÃO	103
3.7 ANEXO	105
3.8 APÊNDICE	107
4 . LIBERALIZAÇÃO E CRESCIMENTO NA AMÉRICA LATINA	117
4.1 CONSIDERAÇÕES PRELIMINARES	117
4.2 CRESCIMENTO NA AMÉRICA LATINA: 1950-2002	119
4.3 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO	123
4.4 ESTOQUE DE CAPITAL NA AMÉRICA LATINA: 1950-2004	129
4.4.1 <i>Metodologia</i>	130
4.4.2 <i>Discussão dos Resultados</i>	133
4.5 ANÁLISE EMPÍRICA	142
4.5.1 <i>Equação</i>	142
4.5.2 <i>Dados</i>	143
4.5.3 <i>Estimação</i>	145
4.5.3.1 Resultados	146
4.5.3.2 <i>Discussões Adicionais</i>	156
4.6 CONCLUSÃO	164
4.7 ANEXO	167
4.8 APÊNDICE	172
BIBLIOGRAFIA	183

1. Introdução

Este estudo tem como objetivo investigar o impacto da liberalização comercial sobre o fluxo de importação e sobre o desempenho econômico de 18 economias latino-americanas no período 1950-2004¹. Os resultados, na medida do possível, são apresentados para o Brasil, o Mercosul² e a América Latina³ - AL. O trabalho tem cinco capítulos, considerando este capítulo introdutório e o capítulo de considerações finais.

No Capítulo 2, mostramos como a literatura define e mensura liberalização e os problemas relacionados às medidas mais usuais. Apresentamos, também, um conjunto de indicadores de liberalização por país, coletados de trabalhos e de bases de dados internacionais. Esse capítulo serve, portanto, de base para os dois seguintes, ao determinar o conceito de liberalização e os indicadores a serem adotados no restante do trabalho.

Os indicadores de liberalização são usados na descrição do recente processo de liberalização dos países da América Latina; no estudo do impacto da liberalização sobre o fluxo de importação dos países latino-americanos e na investigação empírica da relação entre liberalização comercial e crescimento econômico (renda e produtividade).

No Capítulo 3, analisamos a evolução da importação agregada na América Latina. Revisamos a literatura e derivamos a equação de importação a partir do

¹ Devido à indisponibilidade de dados para algumas variáveis, nem sempre cobriremos todo esse período. Na verdade, para maioria das questões abordadas, consideramos apenas o período de 1960 a 2000.

² Por Mercosul, consideramos: Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. O Mercosul evoluiu a partir de um processo de aproximação econômica entre Brasil e Argentina em meados dos anos 80 e foi iniciado com a assinatura do Tratado de Assunção, em 1991, entre Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. Na XXVII Reunião do Conselho do Mercado Comum, realizada em dezembro de 2004 em Belo Horizonte, foi formalizada a adesão de Colômbia, Equador e Venezuela ao Mercosul na condição de Estados Associados.

³ Por América Latina, a não ser quando ressaltado, consideramos os seguintes países: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.

modelo de [Clarida \(1994\)](#), que leva em consideração questões de escolha intertemporal. Ressaltamos que a estimação dessa equação, considerando o efeito da abertura comercial sobre as estimativas das elasticidades-preço e renda, se baseia em técnicas econométricas de séries temporais e de dados em painel.

No Capítulo 4, contribuimos para a análise empírica da relação entre crescimento econômico e liberalização comercial na América Latina, seguindo o modelo de [Edwards \(1992\)](#) e usando técnicas econométricas de dados em painel. Dada a indisponibilidade de séries de estoque de capital e a importância desta variável na explicação do crescimento econômico, nesse capítulo, estimamos o estoque de capital agregado e por tipo de bem: máquinas e equipamentos e bens de construção para 18 países da América Latina de 1950 a 2004.

Acreditamos que o trabalho contribuirá para o entendimento da economia latino-americana. Os indicadores de liberalização e as séries de estoque de capital poderão servir de instrumento em outros estudos. Por sua vez, o conhecimento da sensibilidade da importação e do crescimento econômico à variação nas variáveis explicativas, considerando a liberalização comercial, poderá auxiliar no entendimento de características econômicas e na formulação de políticas macroeconômicas para os países da região.

2. Liberalização: conceito, medida e evolução

2.1 Considerações Preliminares

Na literatura de comércio internacional, existem conceitos distintos para o termo liberalização comercial e diversas formas de mensurá-lo; diferentes medidas para se avaliar se um país é ou não aberto ao comércio internacional.

Não existe, no entanto, consenso sobre qual a melhor medida a ser utilizada para mensurar liberalização comercial, nem se existe medida mais adequada para determinada situação. Este ponto de vista levou [Berg e Krueger \(2003, p. 5\)](#) a afirmarem que todas as medidas de liberalização são, de certo modo, imperfeitas⁴.

Em razão disso, o objetivo deste capítulo é: (a) definir o conceito de liberalização a ser utilizado; (b) discriminar as medidas disponíveis, fazendo os ajustes necessários, quando determinado indicador não se restringir a mensurar os efeitos da abertura comercial; e (c) analisar a correlação entre os indicadores, visando verificar se eles medem características diferentes do processo de liberalização.

Cabe mencionar que este capítulo serve como subsídio aos próximos, tendo em vista que as medidas de liberalização serão utilizadas para analisar o impacto da liberalização comercial sobre a importação (Capítulo 3) e sobre o crescimento econômico (Capítulo 4) na América Latina.

Ressaltamos, a priori, que o conceito de liberalização, a ser utilizado neste trabalho, é o mais abrangente, englobando movimentos da política de comércio exterior em três sentidos: neutralidade, redução do viés de comércio; liberalidade,

⁴ O uso de diferentes medidas pelos autores torna difícil a comparação de resultados, pois esses podem ser dependentes da medida de liberalização considerada. Como exemplo, podemos citar [Cardoso e Fishlow \(1989\)](#) e [De Gregorio \(1992\)](#), os quais, analisando o desenvolvimento econômico da América Latina - AL para períodos similares, 1950-1980 e 1950-1985, mas segundo medidas de comércio diferentes, encontram, respectivamente, correlação positiva significativa e não significativa entre liberalização comercial e crescimento econômico.

diminuição do grau de intervenção; e abertura, elevação do fluxo de comércio. Como nenhuma medida consegue agrupar todas as características necessárias, usamos o maior número de indicadores de liberalização disponível para a América Latina no período considerado: 1950-2004.

Dessa forma, este capítulo está dividido em seis subseções, incluindo estas considerações preliminares e a conclusão. A Seção 2.2 estabelece o conceito de liberalização adotado no trabalho e discrimina as medidas que serão utilizadas para mensurá-lo. A Seção 2.3 descreve a metodologia utilizada para ajustar duas medidas de liberalização: nível de preço relativo e intensidade do comércio internacional. A Seção 2.4 analisa a correlação entre as medidas de liberalização disponíveis neste trabalho. A Seção 2.5 mostra a evidência do processo de liberalização comercial na América Latina, no Mercosul e no Brasil com base nas medidas de liberalização apresentadas ao longo do capítulo.

2.2 Liberalização: definição e mensuração

Esta seção está organizada da seguinte forma: na subseção 2.2.1, revisamos as definições alternativas de liberalização; na subseção 2.2.2, apresentamos as formas de mensuração utilizadas na literatura, verificando as vantagens e as críticas sobre cada medida e, finalmente, na subseção 2.2.3, descrevemos as medidas de liberalização que serão utilizadas neste estudo.

2.2.1 *Conceito de Liberalização*⁵

Para analisarmos o impacto da liberalização sobre a importação e sobre o crescimento econômico, entendemos liberalização de forma abrangente, como qualquer movimento da política comercial em direção à: (i) neutralidade; (ii) liberalidade e/ou da (iii) abertura.

De acordo com [Dean et al. \(1994\)](#) e [Pritchett \(1996\)](#), movimentos da política comercial para a neutralidade envolveriam incentivos que buscariam igualar, em média, a competição entre os setores exportadores e importadores; para a liberalidade englobariam redução do nível de intervenção na economia⁶ e, por fim, para a abertura significariam aumento da importância do setor externo na economia (elevação do comércio internacional como proporção do produto interno bruto - PIB).

Desta forma, este conceito de liberalização comercial, engloba uma variedade de mudanças na política comercial, tais como tarifas, intervalo das tarifas, política de controle (restrições quantitativas ou barreiras não tarifárias), mercado de câmbio e política de exportação e importação, assim como os resultados dessas medidas no fluxo de comércio entre os países.

⁵ Na Subseção 2.7.1 e 2.7.2 do Anexo, respectivamente, discutimos a evolução do conceito de liberalização ao longo do tempo e a relação desse conceito com os regimes de comércio.

⁶ A percepção de liberalização como regime de comércio liberal é defendida por [Lal e Rajapatirana \(1987\)](#). Para estes autores, qualquer intervenção governamental deve ser rejeitada, seja para proteger as importações ou para promover as exportações.

É este conceito abrangente de liberalização comercial que adotamos neste trabalho, uma vez que consideramos movimentos da política de comércio exterior nos três sentidos mencionados acima: neutralidade, liberalidade e abertura.

Ressaltamos, no entanto, que não estamos preocupados em definir se um país é ou não, total ou parcialmente, orientado para fora, nem quando se deu e como se processou a mudança⁷, mas sim em determinar medidas que indiquem, segundo esses três sentidos, a evolução do processo de liberalização.

2.2.2 Medidas de Liberalização Comercial

Nesta subseção, especificamos as medidas de liberalização comercial que são utilizadas nos Capítulos 3 e 4 na análise dos efeitos do processo de liberalização sobre a importação e sobre o crescimento econômico da América Latina.

A existência de diversos conceitos de liberalização leva, de forma natural, a uma variedade de medidas para liberalização, fato esse que pode ser comprovado, analisando-se a literatura sobre o assunto. Assim, seguindo [Edwards \(1992\)](#), [Dean et al. \(1994\)](#) e [Harrison \(1996\)](#), optamos por mensurar o processo de liberalização latino-americano a partir de um conjunto de indicadores de liberalização⁸.

De todo modo, enfatizamos que a mensuração do processo de liberalização dos países da América Latina por meio de um conjunto de indicadores está de acordo com o conceito abrangente de liberalização adotado neste trabalho o qual entende por liberalização qualquer movimento da política comercial em direção à: (a) neutralidade; (b) liberalidade e/ou da (c) abertura. Dessa forma, acreditamos que o

⁷ Ao longo deste trabalho, quando definirmos um país como aberto em determinado período, estaremos utilizando os resultados de [Sachs e Warner \(1995\)](#). Estes autores se preocuparam em determinar se 135 economias poderiam ser consideradas abertas ou fechadas no período de 1950-1995, segundo um agregado de indicadores.

⁸ O uso de conjunto de indicadores para a mensuração do processo de liberalização tem se tornado comum nos anos recentes. Atribuímos esta característica atual a maior disponibilidade de dados, principalmente, e ao amplo e profundo processo de reformas estruturais dos países em desenvolvimento, iniciado na década de 80.

conjunto de indicadores de liberalização disponibilizado é capaz de captar qualquer um desses três movimentos da política comercial.

Os indicadores de liberalização⁹ considerados neste trabalho são: (a) nível de preço relativo - *NPR* e nível de preço relativo modificado - *NPRM*; (b) intensidade do comércio internacional - *ICI* e intensidade do comércio internacional ajustada - *ICIA*; (c) indicador de Sachs-Warner - *SW*; (d) imposto de importação¹⁰ - *IIM*; (e) prêmio do câmbio no mercado negro - *PCMN*; (f) tendência da tarifa nominal - *TTN* e (g) medidas não tarifárias – cobertura das medidas não tarifárias - *CMNT*, licenças - *LCN*, proibições - *PRB* e quotas - *QTS*.

De forma breve, descrevemos cada um dos indicadores de liberalização considerado, assim como a fonte dos dados.

a) Indicador do nível de preço relativo

[Dollar \(1992\)](#), usando análise *cross-section*, desenvolve o indicador do nível de preços relativo para estimar a distorção na taxa real de câmbio, baseando-se nas comparações internacionais de preços fornecidas por Robert Summers e Alan Heston.

Esse indicador tem como principal objetivo avaliar as distorções do nível de preços, geradas pela imposição de restrições ao fluxo de comércio internacional. Para isso, mede o preço de uma cesta de bens de consumo idêntica em diferentes moedas domésticas para só então, usando a taxa oficial de câmbio, converter para dólares americanos.

A fórmula do indicador *NPR* é similar à medida habitual da taxa real de câmbio, diferindo pelo fato dos índices de preços empregados terem a mesma ponderação para cada país.

⁹ Na Subseção 2.7.4 do Anexo, classificamos as medidas de liberalização encontradas na literatura de acordo com: (i) forma de mensuração; (ii) finalidade e (iii) grau de agregação. Neste trabalho, os indicadores de liberalização foram classificados de acordo com a forma de mensuração.

¹⁰ O indicador imposto de importação, na literatura de comércio exterior, especificamente na literatura brasileira, é chamado de tarifa verdadeira ou alíquota verdadeira do imposto de importação.

Dessa forma, considerando os Estados Unidos da América - *EUA* como referência, o nível de preços relativo do país *i* é dado por $NPR_i = \frac{100e_i P_i}{P_{EUA}}$, onde e_i é a taxa de câmbio do país *i*, dada em dólares por unidade de moeda doméstica, e P_i é o índice de preço do consumo para o país *i*.

O *NPR* mede o grau de distorção da taxa de câmbio e tem como pressuposto que, assegurada a hipótese da paridade do poder de compra, bem como ausência de barreiras ao comércio e de bens não-comerciáveis, então $NPR = 100$. Assim, desvios de 100, representariam, além de alterações no câmbio devido a fatores financeiros e monetários, os efeitos das barreiras ao comércio internacional e/ou dos bens não-comerciáveis.

Como o interesse é analisar apenas como as barreiras ao comércio¹¹ influenciam o nível de preço, [Dollar \(1992\)](#), para remover o efeito dos bens não-comerciáveis, estimou o *NPR* sobre o *PIB* per capita e sobre a densidade populacional, variáveis *proxies* para dotação de capital, de terra e de trabalho, e considerou o resíduo da regressão¹².

Pressupõe-se, portanto, que ao estimar o *NPR* observado em função dessas variáveis, se está retirando do nível de preço relativo variações resultantes de diferença nos fatores internos de cada país. Dessa forma, a razão entre o NPR_i observado e o NPR_i modificado - *NPRM* fornecerá o grau de distorção do regime de comércio da economia.

O indicador nível de preço relativo, utilizado neste estudo, é a variável nível de preço do consumo p_c da *Penn World Table*¹³ 6.1 - *PWT* 6.1, [Heston et al.](#)

¹¹ Para ser mais preciso, as distorções não são derivadas apenas da existência de barreiras comerciais, mas influenciadas também por outros fatores (custos de transportes, concentração de mercado, diferenças no produto).

¹² A hipótese subjacente a essa estimação considera que países relativamente abundantes no fator trabalho terão preços relativamente mais baixos para os bens não-comerciáveis, uma vez que esses seriam intensivos em mão-de-obra. Na estimação desse indicador, [Harrison \(1996\)](#) utilizou urbanização, terra e população como *proxies*, respectivamente, para as dotações de capital, de terra e de trabalho dos países analisados.

¹³ A *Penn World Table* 6.1- *PWT* ([Heston et al., 2002](#)) apresenta dados econômicos nacionais em series de tempo para grande número de países. Esses dados são denominados em moeda e preços comuns de

(2002). Essa variável está disponível para todos os países da amostra no período 1950-2000.

b) Indicador da intensidade do comércio internacional

A intensidade do comércio internacional visa refletir como alterações na política comercial afetam o fluxo do comércio. Esta medida é calculada por país segundo a razão entre a soma das importações M e das exportações X e o produto interno bruto - PIB , ou seja:

$$ICI = \frac{X + M}{PIB} . \quad [2.2.4.1].$$

Conforme mencionado, a intensidade do comércio deve ser ajustada de forma a retirar os determinantes não-políticos da participação do comércio, tais como nível de desenvolvimento, distância dos parceiros comerciais potenciais, tamanho do país e dotação relativa de fatores.

Para fazer o ajuste, seguindo [Pritchett \(1996\)](#), na Seção 2.3, regredimos o indicador intensidade do comércio internacional em função da área, da população, do nível de renda e da razão entre o preço da importação CIF e preço da importação FOB ¹⁴.

Para o indicador ICI , utilizamos a variável fluxo de comércio exterior total (importação mais exportação) como percentagem do PIB a preços constantes,

forma a permitir comparações de quantidades reais, tanto entre países quanto ao longo do tempo. Recentemente, [Heston et al. \(2006\)](#) divulgaram a versão 6.2 da *Penn World Table* com dados para 188 países (vinte a mais que a versão anterior) e cobrindo o período 1950-2004. Dessa forma, sempre que possível, usamos os dados da PWT 6.2.

¹⁴ O preço do CIF (*cost-insurance-freight*) mede o custo do artigo importado no ponto da entrada do país importador, incluindo custos de transporte, de seguro e de embarque, mas não inclui taxas alfandegárias. O preço FOB (*free on board*) mede o custo de um artigo importado no ponto do embarque do país exportador. Assim, a razão CIF/FOB é medida do custo de transporte do comércio internacional, incluindo os custos de transporte, de seguro e de frete. Observamos que os países diferirão em suas relações médias de CIF/FOB não somente por causa das diferenças do custo de transporte para uma dada composição dos bens, mas também por causa das diferenças na composição do comércio.

variável *OPENK* da *PWT* 6.1. Esta variável está disponível para todos os países analisados, abrangendo o período 1950-2000¹⁵.

A metodologia de ajuste à variável nível de preço relativo e à intensidade do comércio internacional é apresentada na Seção 2.3.

c) Indicador de Sachs-Warner

O indicador de Sachs-Warner determina, segundo um agregado de medidas, se o país é ou não aberto. A medida é representada por variável *dummy* que toma o valor 1 para o país que passa sucessivamente por cinco testes de abertura: (i) tarifa média abaixo dos 40%; (ii) medidas não-tarifárias cobrindo menos de 40% das importações; (iii) prêmio do câmbio no mercado negro abaixo de 20% da média observada durante os anos 70 e 80; (iv) ausência do sistema econômico socialista e (v) ausência de controle extremo sobre as exportações, como impostos, quotas e/ou monopólios estatais.

De acordo com [Berg e Krueger \(2003\)](#), o indicador de Sachs-Warner representa esforço bem sucedido na mensuração da importância total das restrições exercidas pela política comercial.

O indicador, entretanto, pode ser criticado por não ser contínuo, uma vez que não distingue o nível de restrição imposta pelos regimes de comércio. Por exemplo, um país que acabou de atender aos cinco testes de abertura teria, por esse indicador, a mesma classificação de um país considerado completamente aberto¹⁶.

A fonte de dados para esse indicador é: [Sachs e Warner \(1995\)](#) e o trabalho de [Wacziarg e Welch \(2003\)](#). Esse indicador está disponível para todos os países do estudo no período 1950-2000.

¹⁵ Na *Penn World Table* versão 6.2, o período disponibilizado é 1950-2004.

¹⁶ Críticas sobre a medida de Sachs e Warner podem ser encontradas em [Rodriguez e Rodrik \(1999\)](#) e [Harrison e Hanson \(1999\)](#). Recentemente, [Warner \(2004\)](#) faz uma defesa da medida com relação à crítica de Rodriguez e Rodrick.

d) *Indicador imposto de importação*

Este indicador representa todos os impostos coletados sobre os bens no ponto da entrada no país. Os dados são mostrados para o governo central e como percentagem das importações. O imposto de importação é muito utilizado em análises do tipo *cross-section* sobre a relação entre liberalização e desempenho econômico, devido à disponibilidade de dados.

O indicador imposto de importação foi gerado a partir da série *taxes on international trade* do *World Development Indicators – WDI 2005*, [World Bank \(2005\)](#), e de informações da Secretária da Receita Federal no caso do Brasil. Há informações para todos os 18 países da amostra, mas o período de cobertura difere muito entre os países. Em geral, temos dados cobrindo o período 1970-2001 para todos os países.

e) *Indicador prêmio do câmbio no mercado negro*

O indicador *PCMN* é a razão entre taxa de câmbio no mercado paralelo e taxa no mercado oficial. Está disponível para todos os países da amostra no banco de dados *Global Development Network Growth Database*¹⁷ do Banco Mundial para o período 1960-1999, com exceção dos anos 1994, 1995 e 1996. A referência para esse indicador é [Easterly e Sewadeh \(2000\)](#).

f) *Indicador tendência da tarifa nominal*

O indicador tendência da tarifa nominal tem por base a média simples de todas as tarifas *ad valorem* aplicadas sobre os bens importados. O [World Bank \(2002\)](#) disponibiliza esse indicador para a união Européia e mais 163 países do Mundo, incluindo os 18 países latino-americanos desta pesquisa. O período no qual há dados sobre essa medida varia de modo significativo, mas, na média, cobre o período 1980-2002.

¹⁷ Essa base de dados contém informações para a maioria dos países do mundo de 4 tipos: (i) séries temporais macroeconômicas; (ii) séries temporais microeconômicas; (iii) finanças públicas e (iv) indicadores sociais e de fatores fixos.

g) *Medidas não tarifárias*

Em geral, estimativas para medidas não tarifárias são fornecidas em termos da razão-frequência. Por exemplo, seja M_{ij} uma medida não-tarifária imposta pelo país i sobre um produto ou grupo de produtos j . Então, a razão-frequência para essa medida é dada por $f_{mi} = \frac{M_j}{Q}$, onde Q é o número total de produtos ou grupo de produtos na linha de tarifa¹⁸.

De acordo com [Michalopoulos \(1999, p. 23\)](#), a análise da incidência das medidas não-tarifárias entre países, pode ser desenvolvida a partir de três dimensões:

- i) A importância relativa das diferentes medidas não-tarifárias empregadas, por exemplo, a frequência do uso dessas medidas;
- ii) Categorias de produtos afetados pelas medidas e
- iii) Indicadores globais de incidências das medidas não-tarifárias.

Neste estudo, conseguimos obter estimativas médias por período, 1989-1994 e 1995-1998, de quatro indicadores de medidas não tarifárias para 13 países da América Latina. As medidas foram calculadas com base na razão-frequência de todas as categorias de produto de 2 dígitos do *Harmonized System*¹⁹.

As medidas não-tarifárias disponíveis neste estudo são: (a) cobertura das medidas não tarifárias - *CBNT*; (b) licenças - *LCN*; (c) proibições - *PRB* e (d) quotas – *QTS*, sendo [Michalopoulos \(1999\)](#) a fonte desses indicadores. O primeiro indicador,

¹⁸ Uma limitação desse indicador é que ele pondera de forma igual à presença da medida, que pode afetar um produto ou grupo de produto. [Nogues et al. \(1986\)](#) discute as limitações e as vantagens das medidas não-tarifárias.

¹⁹ O *Harmonized Commodity Description e Coding System*, conhecido também como *Harmonized System* ou simplesmente *HS*, é uma nomenclatura de produtos internacionais, desenvolvida pela *World Customs Organization* - *WCO*. O *HS* foi iniciado em 1 janeiro 1988 e compreende 97 categorias de produtos, identificadas por um código de 2 dígitos, ou aproximadamente 5.000 grupos de produtos, no caso do código de 6 dígitos, organizados em estrutura legal e lógica. O sistema é usado por mais de 190 países como base para tarifas e coleta de informações estatísticas do comércio internacional. Cabe mencionar, que esse sistema de classificação pode ser facilmente convertido no *Standard International Trade Classification* - *SITC*.

Cobertura das Medidas Não-tarifárias, agrega a razão-freqüência dos outros três, bem como dos preços administrados.

2.3 Indicadores de liberalização: ajustes

Nesta seção, descrevemos a metodologia utilizada na estimação dos indicadores de liberalização comercial nível de preço relativo e intensidade do comércio internacional. Cabe ressaltar que, mesmo após o ajuste, estes indicadores são medidas imperfeitas do grau de liberalização²⁰. Os demais indicadores, mencionados na seção anterior, têm origem direta, sem qualquer ajuste, de trabalhos publicados ou de bases de dados internacionais.

2.3.1 Nível de Preços Relativo

Seguindo [Dollar \(1992\)](#), utilizamos como nível de preço relativo, a variável nível de preço do consumo. Esta variável representa o resultado da equação

$$NPR_i = \frac{100e_i P_{ci}}{P_{cEUA}}$$

nível de preço do consumo nos EUA, multiplicada pela taxa de câmbio (dólares por unidade de moeda doméstica).

De posse do nível de preço relativo, removemos o efeito do preço dos bens não-comerciáveis²¹, regredindo o indicador em função da dotação de fatores do país. Como *proxies* da dotação de fatores dos países usamos as seguintes variáveis: *PIB* per capita²² y fornecido pela *Penn World Tables* 6.1, terra cultivada²³ por pessoa *VTCpp*, obtida na base *World Development Indicators* 2005.

Para estimarmos a relação entre nível de preço e dotação de fatores, usamos diferentes especificações da equação de regressão básica de [Dollar \(1992, p.](#)

²⁰ As imperfeições dos indicadores *NPR* e do *ICI* são discutidas por [Aitken \(1992\)](#).

²¹ O preço dos bens não-comerciáveis difere entre países com base na dotação relativa de fatores.

²² A variável utilizada foi *PIB* per capita a preço de 1996, calculada segundo o Índice de Laspeyres.

²³ A variável terra cultivada, medida em hectares por pessoa, inclui terras definidas pela *Food and Agriculture Organization - FAO* como: as terras de colheita temporária (áreas com colheita dupla são contadas uma só vez), a capina temporária para ceifa ou pasto, as terras sob comércio ou jardins e a terra temporariamente em repouso e exclui as terras abandonadas como resultado de cultivos em turnos.

[527](#)²⁴. Dentre as especificações consideradas, as quais diferiram devido ao emprego de termos quadráticos e interativos das variáveis da equação de regressão básica, tendo como objetivo testar a possibilidade de relações não lineares, escolhemos a de maior coeficiente de determinação ajustado, $R^2 = 0,39$.

Assim, a partir da estimação do modelo de efeito fixo para dados em painel²⁵, consideramos a seguinte especificação:

$$NPR_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{it}^2 + \beta_3 VTCpp_{it} + \beta_4 VTCpp_{it}^2 + \beta_5 y_{it} VTCpp_{it}, \quad [2.3.1.1]$$

onde o NPR estimado representa a distorção no nível de preços relativo esperada quando se considera apenas a diversidade de fatores internos de cada país.

Conforme mencionado anteriormente, dividimos então o NPR observado pelo NPR estimado, encontrando o indicador do nível de preço relativo modificado - $NPRM$, que fornece o grau de distorção do regime de comércio da economia. Os resultados são apresentados na Tabela 2.8.2.2.1 do Apêndice deste capítulo e são analisados na Seção 2.5.

2.3.2 Intensidade do Comércio Internacional

Utilizamos como indicador da intensidade do comércio internacional a variável abertura a preços constantes de 1996, fornecida pela PWT 6.1, que representa o resultado da Equação [2.2.4.1]²⁶.

Segundo [Pritchett \(1996, 312\)](#), ajustamos este indicador para considerar fatores estruturais da economia (tais como tamanho e custo de transporte) e para outros

²⁴ Nível de preço relativo em função do PIB e da densidade populacional.

²⁵ Com base no teste F , rejeitamos a hipótese nula de que os efeitos individuais (termos interceptos dos países) são iguais (Tabela 2.8.2.1.1 do Apêndice) e, a partir do teste de [Hausman \(1978\)](#), rejeitamos a hipótese nula de inexistência de correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas (Tabela 2.8.2.1.2 do Apêndice do capítulo). Em consequência, o estimador de mínimos quadrados ordinários no modelo com efeito fixo, conhecido como *Least Squares Dummy Variable Model – LSDV*, é consistente, enquanto, o estimador de mínimos quadrados generalizados na especificação com efeito aleatório não é (Greene, 2003, p. 301).

²⁶ A PWT 6.2 tem 2000 como ano base.

determinantes das diferenças do fluxo de comércio internacional (dotação relativa de fatores).

Assim, regredimos o indicador em função do: (i) *PIB* per capita - y ; (ii) da razão entre o preço da importação *CIF* e o preço da importação *FOB* - RCF ²⁷; (iii) da variável terra - TER ²⁸ e (iv) da população - POP . As duas últimas variáveis foram obtidas na base *World Development Indicators 2005*. A RCF foi obtida a partir da base de dados *International Financial Statistics - IFS* do Fundo Monetário Internacional - *FMI*.

Para o ajuste, partimos da equação de regressão básica de [Pritchett \(1996, p. 312\)](#)²⁹ e usamos o modelo de efeito fixo para dados em painel³⁰. Dessa forma, estimamos a seguinte equação:

$$ICI_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{it}^2 + \beta_3 RCF_{it} + \beta_4 TER_{it} + \beta_5 POP_{it}, \quad [2.3.2.1]$$

onde o coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2) foi 0,80. Cabe ressaltar que todos os coeficientes estimados mostraram-se estatisticamente significativos ao nível de 1%.

Quanto ao sinal dos coeficientes, estes, conforme esperado pela literatura, mostraram, com o fluxo de comércio, relação direta com a variável população e inversa com as variáveis tamanho do país e razão *CIF/FOB*. Desse modo, quanto maior a razão *CIF/FOB* de um país, devido, por exemplo, a elevados custos de transportes e/ou seguro, menor será o fluxo de comércio desse país.

²⁷ De acordo com [Radelet e Sachs \(1998, p. 3\)](#), essa medida não reflete de forma exata as relações reais dos custos de transportes, por ser, em muitos casos, estimada pela equipe de funcionários do *FMI*, com base em informação incompleta. Não obstante, para os autores, os dados da RCF do *FMI* são relativamente consistentes e fornecem o ponto de partida para o exame dos custos gerais do transporte internacional para quase todos os países no mundo.

²⁸ A variável terra foi obtida multiplicando a variável terra cultivada por pessoa, VTC , pela população.

²⁹ Intensidade do comércio em função da população, da área, da razão CIF / FOB , do PIB per capita e do PIB per capita ao quadrado.

³⁰ De acordo com o teste F e com o teste de Hausman, Tabelas 2.8.2.1.1 e 2.8.2.1.2 do Apêndice, respectivamente, podemos rejeitar a hipótese de igualdade dos efeitos individuais e de inexistência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores. Assim, o modelo com efeito fixo é a melhor escolha (consistente).

Por outro lado, os coeficientes para o produto per capita e produto per capita ao quadrado apresentaram sinal trocado com relação ao esperado pela teoria. Para a segunda derivada, em vez de encontrarmos relação crescente a taxas decrescentes, o resultado mostra relação crescente a taxas crescentes. Assim, o efeito marginal decrescente do produto per capita sobre o comércio internacional não foi observado na estimação com países da América Latina.

Por fim, o indicador intensidade do comércio internacional ajustado é dado pelo resíduo da Equação [2.3.2.1]. Este resíduo mostra a diferença do fluxo de comércio exterior dos países, que seria gerada por políticas comerciais diferentes em países com características similares. Os resultados para o indicador intensidade do comércio internacional encontram-se na Tabela 2.8.2.2.2 do Apêndice do capítulo e são analisados na Seção 2.5.

2.4 Correlação entre os Indicadores de Liberalização

Neste trabalho, como dissemos anteriormente na Seção 2.2, usamos o maior número de medidas de liberalização disponíveis para o conjunto de países da América Latina (conjunto de indicadores), tendo em vista nosso objetivo de mensurar liberalização da forma mais ampla, englobando movimentos da política comercial para: abertura, neutralidade e liberalidade.

Devemos, no entanto, entender o que de fato o conjunto de indicadores está mensurando ou que características da liberalização estão sendo consideradas, de forma a não utilizarmos indicadores fortemente correlacionados na mesma estimação.

Deste modo, de forma a subsidiar a análise econométrica dos Capítulos 3 e 4, calculamos a correlação³¹ entre os indicadores de liberalização por meio da correlação por postos de Spearman³².

Os indicadores de liberalização para os quais calculamos o coeficiente de correlação estão detalhados na Tabela 2.4.1. A tabela tem três colunas: primeira, com o nome do indicador; segunda, com a sigla e terceira, com a fonte do indicador.

³¹ [Prichett \(1996, p. 317-318\)](#) examinou a correlação entre vários indicadores empíricos de liberalização existentes na literatura, e encontrou, para a maioria, coeficientes de correlação baixos e sem significância estatística. Este resultado sugere que os indicadores estão mensurando características distintas do processo de liberalização comercial dos países.

³² A correlação por postos de Spearman é um teste não-paramétrico, que se distingue dos paramétricos por não necessitar de suposições a respeito da distribuição e da escala de medidas das variáveis. Detalhes sobre a correlação por postos de Spearman e sobre testes não-paramétricos podem ser obtidos em [Chou \(1989, cap. 26\)](#).

Tabela 2.4.1: Indicadores de liberalização comercial

Indicador	Sigla	Fonte
1. Nível de preço relativo	<i>NPR</i>	Heston et al. (2002)
2. <i>NPR</i> modificado	<i>NPRM</i>	Subseção 2.3.1
3. Intensidade do comércio internacional	<i>ICI</i>	Heston et al. (2002)
4. <i>ICI</i> ajustada	<i>ICIA</i>	Subseção 2.3.2
5. Sachs-Warner	<i>SW</i>	Sachs e Warner (1995)
6. Imposto de importação	<i>IIM</i>	World Bank (2004)
7. Prêmio do câmbio no mercado negro	<i>PCMN</i>	Easterly e Sewadeh (2000)
8. Tendência da tarifa nominal	<i>TTN</i>	World Bank (2002)
9. Medidas não tarifárias	-	-
9.1 Cobertura das medidas não tarifárias	<i>CMNT</i>	Michalopoulos (1999)
9.2 Licenças	<i>LCN</i>	Michalopoulos (1999)
9.3 Proibições	<i>PRB</i>	Michalopoulos (1999)
9.4 Quotas	<i>QTS</i>	Michalopoulos (1999)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Antes de apresentarmos os resultados, todavia, observamos que o cálculo da correlação envolve apenas duas dimensões, enquanto o conjunto de indicadores da Tabela 2.4.1 tem três dimensões: indicador, país e tempo. Assim, para calcularmos a correlação temos de eliminar alguma dimensão.

Deste modo, calculamos as seguintes matrizes de correlação: (i) média dos indicadores no período para cada país, considerando as dimensões indicador e país e eliminando a dimensão temporal, e (ii) média dos indicadores nos países para cada ano, utilizando as dimensões: indicador e tempo, e omitindo a dimensão país. As Tabelas 2.4.2 e 2.4.3 apresentam, respectivamente, as matrizes de correlação, com a respectiva significância³³ estatística dos coeficientes de correlação por postos de Spearman.

³³ Para n relativamente grande, a hipótese nula de coeficiente de correlação por postos de Spearman ser zero pode ser testada por meio da variável $t = r_s \sqrt{n-2} / \sqrt{1-r_s^2}$, onde r_s é o coeficiente de correlação por postos de Spearman e n é o número de elementos, [Chou \(1989, p. 1.082\)](#).

Tabela 2.4.2: Matriz de correlação por postos de Spearman dos indicadores de liberalização – dimensão: indicador e país

	<i>NPRM</i>	<i>ICIA</i>	<i>SW</i>	<i>IIM</i>	<i>PCMN</i>	<i>TTN</i>	<i>CMNT</i>	<i>LCN</i>	<i>PRB</i>	<i>QTS</i>
<i>NPRM</i>	1,00	0,37	0,02	-0,30	0,05 ^a	0,22	-0,42	0,02	-0,23	-0,13
<i>ICIA</i>	...	1,00	-0,34 ^a	-0,37	0,21	-0,35	-0,24	0,10	-0,33	-0,23
<i>SW</i>	1,00	-0,25	-0,04	0,00	-0,20	-0,27	-0,28	-0,32
<i>IIM</i>	1,00	-0,44 ^a	-0,05	-0,01	0,31	-0,10	-0,05
<i>PCMN</i>	1,00	0,00	-0,60 ^b	-0,26	-0,14	-0,09
<i>TTN</i>	1,00	-0,69 ^c	0,15	0,31	0,22
<i>CMNT</i>	1,00	0,65 ^b	0,51 ^c	0,29
<i>LCN</i>	1,00	0,48 ^c	0,48 ^c
<i>PRB</i>	1,00	0,17
<i>QTS</i>	1,00

Fonte: Estimativas calculadas pelo autor.

Nota: O sobrescrito *a* quer dizer significativo ao nível de 10%, *b* significativo ao nível de 5% e *c* significativo ao nível de 1%.

Observamos que dos indicadores da Tabela 2.4.1, não consideramos o nível de preço relativo e a intensidade do comércio internacional na análise de correlação³⁴, uma vez que estes indicadores servem de base para a derivação do *NPR* modificado e da *ICI* ajustada e guardarem entre si, elevada correlação. Da mesma forma, na Tabela 2.4.3, excluimos os indicadores das medidas não-tarifárias: *CMNT*, *LCN*, *PRB* e *QTS*, uma vez que, para esses indicadores, não temos dados anuais, mas sim médias por período: 1989-1994 e 1995-1998.

Tabela 2.4.3: Matriz de correlação por posto de Spearman dos indicadores de liberalização – dimensão: indicador e tempo

	<i>NPRM</i>	<i>ICIA</i>	<i>SW</i>	<i>IIM</i>	<i>PCMN</i>	<i>TTN</i>
<i>NPRM</i>	1,00	0,07	0,14	-0,34 ^b	0,04	0,02
<i>ICIA</i>	...	1,00	0,60 ^c	-0,60 ^c	-0,70 ^c	-0,95 ^c
<i>SW</i>	1,00	-0,70 ^c	-0,64 ^c	-0,97 ^c
<i>IIM</i>	1,00	0,11	0,32
<i>PCMN</i>	1,00	0,88 ^c
<i>TTN</i>	1,00

Fonte: Estimativas calculadas pelo autor.

Nota: O sobrescrito *a* quer dizer significativo ao nível de 10%, *b* significativo ao nível de 5% e *c* significativo ao nível de 1%.

A matriz de correlação da Tabela 2.4.2 busca captar a similaridade ou não das políticas comerciais latino-americanas por meio dos indicadores considerados.

³⁴ Esclarecemos, não obstante, que as correlações foram calculadas.

Dessa forma, uma elevada correlação entre dois indicadores, explicitaria que, na média do período, a maioria dos países seguiu a mesma política comercial para estes indicadores.

Por outro lado, a matriz de correlação da Tabela 2.4.3 tem como objetivo identificar a similaridade ou não da evolução da política comercial dos países da América Latina. Neste caso, correlações elevadas indicariam tendência semelhante do processo de liberalização na região.

Na Tabela 2.4.2, destacamos a correlação significativa e elevada entre medidas tarifárias e não tarifárias (correlação entre os indicadores cobertura das medidas não tarifárias – CMNT, tendência da tarifa nominal – TTN e prêmio do câmbio no mercado negro – PCMN), bem como a correlação já esperada das medidas não tarifária.

Os resultados da Tabela 2.4.3 mostram que se considerado o indicador de Sachs-Warner como medida de liberalização abrangente, temos uma tendência da política comercial dos países latino-americanos a adotar medidas que conduzem à elevação do fluxo de comércio³⁵ e à redução do imposto de importação, do prêmio do câmbio no mercado negro e da tendência da tarifa nominal³⁶.

Comparando as duas tabelas, observamos que os coeficientes da Tabela 2.4.3 são mais elevados e mais significativos que os da Tabela 2.4.2. Das quinze correlações apresentadas na parte comum das duas tabelas, desconsiderando as correlações com as medidas não-tarifárias, temos: na Tabela 2.4.2, três coeficientes com nível de significância de 10% e, na Tabela 2.4.3, oito com nível de significância de 1%³⁷.

Os resultados indicam, portanto, que a política comercial da maioria dos países latino-americanos seguiu para a mesma direção no período de 1950 a 2000, mas

³⁵ Correlação positiva e significativa entre o indicador de Sachs-Warner e a intensidade do comércio internacional ajustada.

³⁶ Correlação negativa e significativa entre o indicador de Sachs-Warner e o imposto de importação, o prêmio do câmbio o mercado negro e a tendência da tarifa nominal.

³⁷ Estes resultados são semelhantes aos encontrados por [Pritchett \(1996\)](#) e [Harrison \(1996\)](#).

que pode ter havido diferença no timing, na intensidade e/ou nos instrumentos de política comercial usados.

Desse modo, mesmo que as medidas tenham caminhado, em média, no sentido de mostrar os avanços do processo de liberalização latino-americano, a correlação pode ser baixa, porque uma medida pode ter sido adotada no início do período por um grupo de países (com a média indicando liberalização) e no final do período por outro grupo de países (com a média indicando que o país continua fechado). O mesmo raciocínio pode ser verificado quando for diversa a intensidade adotada entre os países.

2.5 Evidência da Liberalização Latino-Americana

O objetivo desta seção é analisar a evidência do processo de liberalização latino-americano a partir do conjunto de indicadores apresentado e discutido nas seções anteriores. Nesta análise, além da América Latina, consideramos Mercosul, Argentina e Brasil.

Para começar, de acordo com o indicador de Sachs-Warner - *SW*, resumido na Tabela 2.5.1, todas as 18 economias latino-americanas, analisadas neste estudo, são consideradas abertas na década de 90³⁸.

Tabela 2.5.1: Períodos de liberalização dos países da América Latina de acordo com o indicador Sachs-Warner - *SW*

Países	Código ISO	Liberalização Comercial	
		Temporária	Recente
Argentina	ARG	...	1991
Bolívia	BOL	1956-1979	1985
Brasil ³⁹	BRA	...	1991
Chile	CHL	...	1976
Colômbia	COL	...	1986
Costa Rica	CRI	1952-1961	1986
República Dominicana	DOM	...	1992
Equador	ECU	1950-1982	1991
Guatemala	GTM	1950-1961	1988
Honduras	HND	1950-1961	1991
México	MEX	...	1986
Nicarágua	NIC	1950-1960	1991
Panamá	PAN	...	1996
Peru	PER	1948-1967	1991
Paraguai	PRY	...	1989
El Salvador	SLV	1950-1961	1989
Uruguai	URY	...	1990
Venezuela	VEN	1950-1959; 1989-1993	1996

Fonte: [Sachs e Warner \(1995\)](#) e [Wacziarg e Welch \(2003\)](#).

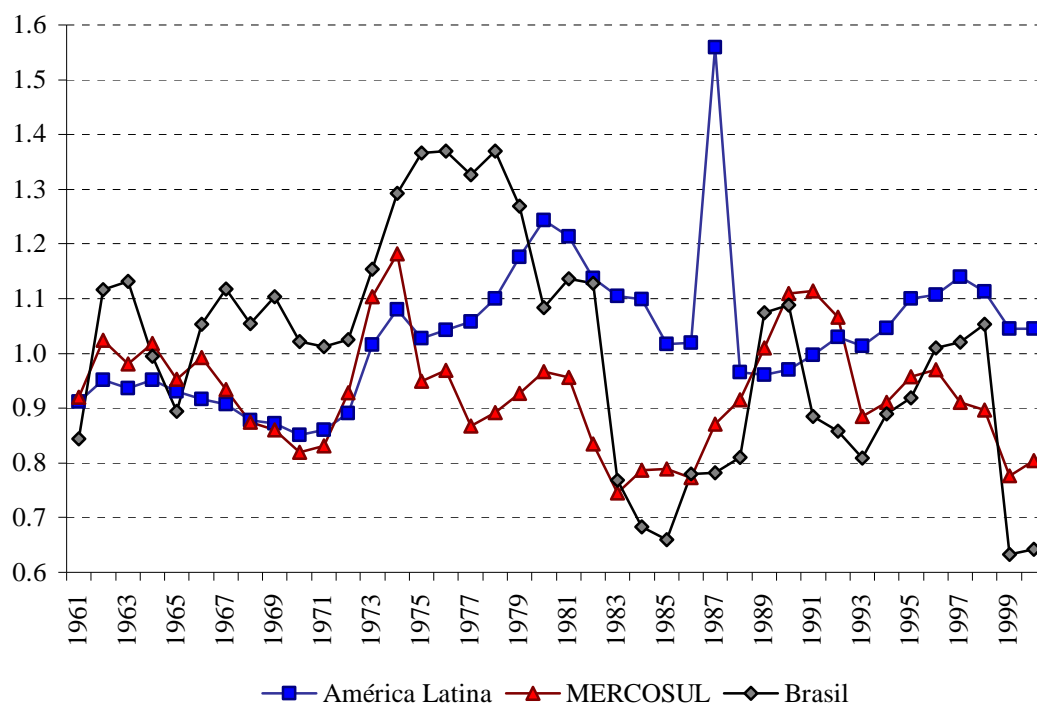
³⁸ De acordo com [Burke e Perry \(1997\)](#), o processo de liberalização latino-americano progrediu de forma significativa durante a década de 90. Para estes autores, o nível de restrições ao comércio internacional na América Latina pode ser considerado próximo ao dos países do leste asiático de industrialização recente (Hong Kong, Indonésia, Korea, Malásia, Filipinas, Cingapura, Taiwan, Tailândia).

³⁹ Entre os anos de 1964 e 1966, houve um esforço de liberalização comercial do Brasil dentro do Plano de Ação Econômica do Governo – PAEG.

Da mesma forma que o indicador *SW*, os demais indicadores, revelam os avanços da América Latina em termos de abertura⁴⁰ durante a década de 90. Como mostramos a seguir, as medidas de liberalização, com única exceção, indicam significativa redução dos obstáculos ao comércio exterior na região.

Segundo o indicador nível de preço relativo modificado - *NPRM*, Gráfico 2.5.1, até o final da década de 70, o nível de distorção da política comercial brasileira esteve acima do da América Latina⁴¹. A partir de então, essa relação se inverte, indicando queda na distorção da economia brasileira em relação à da região.

Gráfico 2.5.1: Comportamento do indicador nível de preço relativo modificado - *NPRM*: 1960-2000



Fonte: Elaborado pelo autor.

Ressaltamos que, por meio do *NPRM*, não é possível identificarmos tendência decrescente da distorção da política comercial na América Latina na década

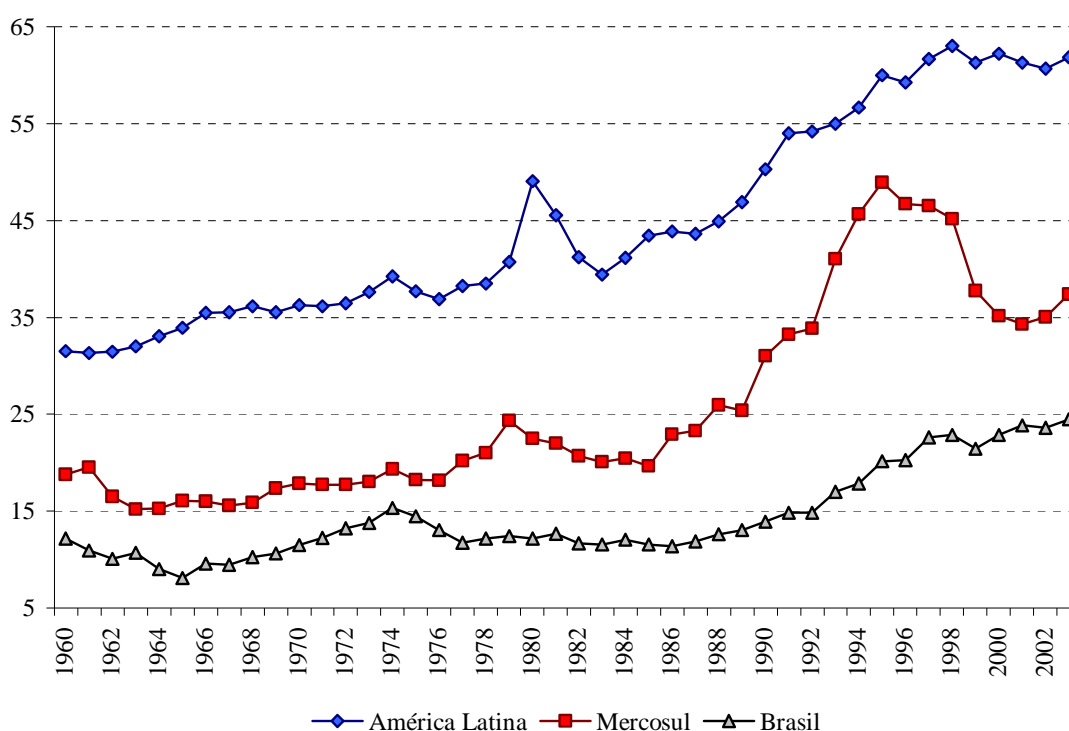
⁴⁰ Na Subseção 2.7.3 do Anexo, descrevemos as tipologias da liberalização (unilateral, preferencial e multilateral).

⁴¹ Na série *NPRM* para a América Latina, observamos um *outliner*, a Nicarágua, em 1987.

de 90, mesmo essa medida apresentando o menor valor do período para o Mercosul e para o Brasil nos últimos anos dessa década⁴².

Por outro lado, no Gráfico 2.5.2, observamos tendência crescente do indicador intensidade do comércio internacional no período para Brasil, Mercosul e América Latina. Nos últimos anos da década de 90, esse indicador apresentou queda, principalmente, no Mercosul e recuperação no período 2000-2003. Assim, no período em que o indicador de *SW* considerou todos os países da região abertos, houve uma elevação do fluxo comercial.

Gráfico 2.5.2: Intensidade do comércio internacional - ICI: 1960-2003 (%)



Fonte: [World Bank \(2005\)](#) e [Heston et al. \(2002\)](#).

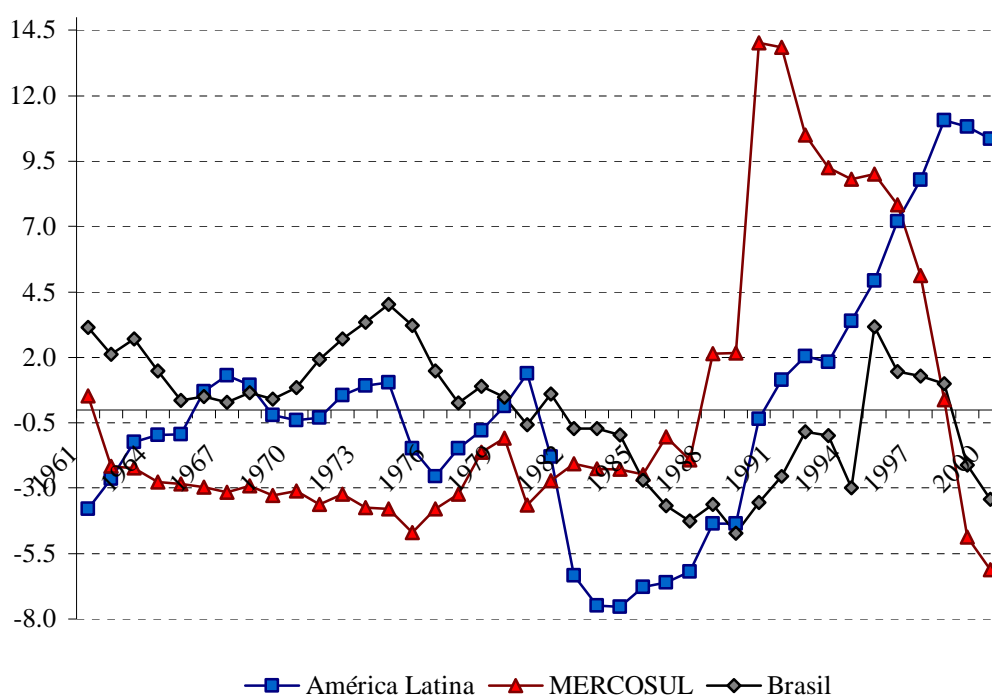
Cabe ressaltar ainda que, segundo a variação real do fluxo de comércio e do PIB⁴³, a intensidade do comércio internacional no Brasil continuou a se elevar nos últimos anos: 13,3% em 2004 e 5,6% em 2005.

⁴²Observamos que o comportamento do indicador *NPRM* para o Brasil, na década de 60, está de acordo com a conclusão de [Bergsman e Malan \(1971\)](#) de que o nível de distorção existente na economia brasileira no período do pós-guerra era elevado. Segundo esses autores, a estrutura de proteção do país favorecia de forma significativa a produção para o mercado doméstico e discriminava contra as exportações.

O comportamento da medida intensidade do comércio internacional Ajustada, versão do *ICI* ajustada para fatores estruturais, reflete o fluxo de comércio exterior, gerado pela política comercial adotada pelos países⁴⁴.

O resultado para a América Latina, Gráfico 2.5.3, confirma a influência positiva das políticas comerciais no fluxo de comércio na década de 90. Destacamos, entretanto, que a tendência de elevação desse indicador pode não representar queda do nível de intervenção no comércio exterior, mas o esforço contínuo dos países da região em promover as exportações⁴⁵.

Gráfico 2.5.3: Intensidade do comércio internacional ajustada - ICIA: 1960-2000 (%)



Fonte: Elaborado pelo autor.

⁴³ Dados do Sistema de Contas Nacionais Consolidadas do IBGE e da Funcex.

⁴⁴ Lembramos que, com o ajuste, estamos retirando a diferença no fluxo de comércio gerada por fatores internos de cada país, passando a observar, apenas, o efeito da diversidade da política comercial em países com características similares.

⁴⁵ Por exemplo, de acordo com [Paula Pinto \(1983\)](#), as causas do crescimento (o sistema de incentivos) das exportações de produtos manufaturados do Brasil foram mais amplas e profundas que a sugerida apenas pelo sistema de taxas cambiais e de subsídios, ambos introduzidos no Brasil em meados da década de 60. Para o autor, a explicação para o crescimento das exportações de manufaturados, iniciada em meados da década de 50, deve ser suplementada pela análise das políticas que operam no longo prazo.

No caso do Mercosul e do Brasil, a influência da política comercial sobre fluxo de comércio na década de 90 não é tão clara. Na primeira metade da década de 90, o fluxo de comércio estimado para Mercosul e Brasil, segundo fatores estruturais, é menor que o realizado. Nos últimos da década, o resultado, todavia, se inverte⁴⁶.

Como Argentina e Brasil passaram por crises no final do período, acreditamos que o nível baixo deste indicador pode estar refletindo queda do nível comércio exterior advindo de fatores conjunturais, como a desvalorização cambial, a crise de energia no Brasil e a falta de credibilidade na Argentina.

O efeito negativo no fluxo de comércio dessas crises estaria gerando um fluxo de comércio realizado menor que o estimado, suplantando a influência positiva da política comercial adotada no período.

O indicador prêmio do câmbio no mercado negro⁴⁷, por sua vez, aponta: (i) de 1970-1974, para as dificuldades impostas à região pelo primeiro choque do petróleo; (ii) de 1975-1979, para o ajuste ao choque, com exceção do Brasil⁴⁸; (iii) de 1980-1989, para novas dificuldades advindas da segunda elevação dos preços do petróleo e ainda para os efeitos da recessão mundial⁴⁹, da elevação das taxas de juros e da deterioração dos termos de trocas da região, fatores esses que culminaram na crise da

⁴⁶ Argentina e Brasil passaram por crises no fim da década de 90: desvalorização cambial, crise de energia no Brasil e a falta de credibilidade na Argentina. Assim, podemos supor que o baixo nível desse indicador pode estar refletindo queda no nível comercial, advindo de fatores conjunturais não captado pelo modelo de fatores estruturais.

⁴⁷ Para [Rodriguez e Rodrik \(1999\)](#), existem problemas na interpretação do prêmio do câmbio no mercado negro como medida da política comercial. A título de exemplo, segundo esses autores, a permanência de prêmios elevados no mercado de câmbio por longos períodos são indicativos de desequilíbrio macroeconômicos sustentados. Tais desequilíbrios podem surgir como consequência de conflitos políticos, de choques externos, ou de má administração, que se manifestariam por meio de pressões inflacionárias, níveis elevados e crescentes de dívida externa.

⁴⁸ No Brasil, a elevação do indicador *PCMN*, no período, revela a escolha do país pelo não ajustamento ao choque, proporcionada pela grande liquidez mundial.

⁴⁹ A produção per capita mundial caiu de 2,07% ao ano na década de 70 para 1,27% na década de 80. A taxa de juros real americana elevou-se de 1,43% ao ano na década de 70 para 7,41% nos primeiros anos da década de 80. Os termos de trocas da América Latina caíram em média 1,59% ao ano durante a década de 80, [World Bank \(2005\)](#).

dívida da América Latina⁵⁰ e (iv) de 1990-1999, para menores restrições ao comércio internacional.

Tabela 2.5.4: Prêmio do câmbio no mercado negro - PCMN

<i>Períodos</i>	<i>1960-64</i>	<i>1965-69</i>	<i>1970-74</i>	<i>1975-79</i>	<i>1980-84</i>	<i>1985-89</i>	<i>1990-93</i>	<i>1996-99</i>
América Latina	11,87	11,50	37,78	13,50	47,62	60,62	14,20	2,81
Mercosul	16,25	7,25	55,75	22,11	22,79	60,95	19,36	2,17
Brasil	40,93	4,9	9,18	27,08	30,71	83,50	23,23	1,14

Fonte: [Easterly e Sewadeh \(2000\)](#).

Quanto ao comportamento do imposto de importação (valor do imposto arrecadado pelo valor total importado), Tabela 2.5.5, este apresenta tendência decrescente para América Latina e Mercosul, com exceção da segunda metade da década de 80, o que indica queda no nível de distorção na região.

Para o Brasil, a tendência do imposto de importação não é definida; baixos valores no final da década de 70 e início da de 80, elevação no período 1986-89, queda no início da década de 90, e nova elevação em 1994-1997⁵¹.

Tabela 2.5.5: Imposto de importação – IIM (%)

<i>Períodos</i>	<i>1970-73</i>	<i>1974-77</i>	<i>1978-81</i>	<i>1982-85</i>	<i>1986-89</i>	<i>1990-93</i>	<i>1994-97</i>	<i>1998-01</i>
América Latina	11,2	9,0	8,6	8,4	9,2	7,5	6,2	5,6
Mercosul	8,4	8,5	8,7	7,2	8,1	6,2	5,6	5,4
Brasil	4,6	5,0	7,7	5,7	6,3	5,0

Fonte: [World Bank \(2004\)](#).

Nota: Os dados do Brasil incluem 2002.

Os dados da tarifa nominal média, Tabela 2.5.6, mostram que o nível deste indicador para Brasil⁵² e Mercosul é maior que o registrado na América Latina.

⁵⁰ A taxa média de inflação anual, na América Latina, foi de 489,86% e a razão dívida/PIB, em dólares correntes, alcançou média anual de 90,46% no período 1985-89. Em 2002, a inflação média na região foi de 9,40% e a razão dívida PIB caiu para 60,91%, [World Bank \(2005\)](#).

⁵¹ A redução do imposto de importação no Brasil não necessariamente reflete maior grau de abertura. Pode, simplesmente, refletir aumento da distorção, principalmente nos preços relativos, sendo essa derivada do uso indiscriminado dos Regimes Especiais de Importação – REI.

⁵² A referência clássica da análise do sistema de proteção nominal e efetivo brasileiro do pós-guerra até meados da década de 60 é [Bergsman e Malan \(1971\)](#). Estimativas das taxas de proteção nominal e efetiva

Como o imposto de importação mostra o inverso, este resultado pode indicar que o nível de tarifa efetiva⁵³ é maior na América Latina, tendo Mercosul e Brasil maior volume de isenções⁵⁴.

Quanto à tendência da série, esta se mostrou decrescente ao longo de todo o período, à exceção de 1997-1999⁵⁵, quando ela se elevou no Mercosul e no Brasil. Notamos, também, que a queda das tarifas no Brasil ocorreu mais tarde, uma vez que a liberalização comercial brasileira só teve início no ano de 1989. No caso do Brasil, chama a atenção a queda da tendência da tarifa nominal: de 13,9% na década de 90 para 6,56% no período 2002-2003⁵⁶.

Tabela 2.5.6: Tendência da tarifa nominal – TTN (%)

<i>Períodos</i>	<i>1981-83</i>	<i>1984-86</i>	<i>1987-89</i>	<i>1990-92</i>	<i>1993-95</i>	<i>1996-98</i>	<i>1999-01</i>	<i>2002-03</i>
América Latina	32,29	32,34	25,87	17,18	12,28	10,99	10,29	5,06
Mercosul	40,58	36,46	30,77	20,20	11,87	11,32	12,40	6,07
Brasil	48,33	50,33	42,33	26,23	12,40	12,80	13,90	6,56

Fonte: [Michalopoulos \(1999\)](#).

No que concerne às medidas não-tarifárias, estas mostram, de acordo com a Tabela 2.5.7, menor intervenção dos países latino-americanos no comércio exterior em 1995-1998 com relação a 1984-1989. O mesmo comportamento é verificado para o Mercosul, a exceção da medida não-tarifária proibições.

das tarifas no Brasil para 1975 e 1978 são fornecidas por [Braga e Guimarães \(1982\)](#), para o período 1978-1980 por [Tyler \(1980\)](#) e para 1981 por [Tyler \(1985\)](#). [Baumann et al. \(1997\)](#) analisa a política tarifária brasileira nos dois primeiros anos do Plano Real, enquanto [Kume \(1998\)](#) mede a estrutura de proteção nominal e efetiva no país no período 1988-1995. Estimativas da tarifa legal brasileira de 1955 a 1995 foram calculadas por [Castro e Cavalcanti \(1998\)](#) e estão disponíveis no site <http://www.ipeadata.gov.br>.

⁵³ Pode ser entendida como o incremento no valor adicionado proporcionado pela estrutura tarifária em relação ao valor adicionado de livre-comércio.

⁵⁴ Como não dispomos de dados sobre tarifa efetiva para os países da América Latina, não é possível confirmar essa afirmação.

⁵⁵ É de se lembrar que no período 1997-1999 ocorrem as crises da Ásia, Rússia e Brasil.

⁵⁶ As conseqüências macroeconômicas dessa redução, entretanto, devem ser analisadas com atenção, uma vez que [Ostry e Rose \(1992, p. 63\)](#) não rejeitaram a hipótese de insignificância das tarifas na determinação do produto, da balança comercial e da taxa real de câmbio.

Destacamos, também, o comportamento atípico do Brasil, que, segundo esses indicadores, passou a intervir mais no comércio internacional no período 1995-1998.

Este movimento, apesar de parecer temporário e observado no país por ocasião das crises no mercado asiático, representa retrocesso na política liberalizante. As Tabelas 2.5.5 e 2.5.6 mostram que esse movimento, elevação temporária das restrições, também foi observado no imposto de importação e na tarifa nominal.

Tabela 2.5.7: Medidas não-tarifárias (%)

<i>Indicadores</i>	<i>Cobertura das Medidas Não-Tarifárias CMNT</i>		<i>Licenças - LCN</i>		<i>Proibições - PRB</i>		<i>Quotas - QTS</i>	
	<i>1989-94</i>	<i>1995-98</i>	<i>1989-94</i>	<i>1995-98</i>	<i>1989-94</i>	<i>1995-98</i>	<i>1989-94</i>	<i>1995-98</i>
América Latina	18,30	7,99	12,10	3,82	1,88	1,73	1,00	0,27
Mercosul	17,30	5,93	4,37	3,00	2,33	2,75	1,00	0,50
Brasil	16,50	21,60	10,00	11,00	7,00	11,00	0,00	1,00

Fonte: [Michalopoulos \(1999\)](#).

Do exposto acima, podemos concluir que o comportamento dos indicadores de liberalização analisados, à exceção do nível de preço relativo modificado, indica uma mudança da política comercial latino-americana em direção à liberalidade, neutralidade e abertura na década de 90. Esta década, portanto, caracterizou-se pela adoção de políticas comerciais menos restritivas e por maior integração econômica da América Latina com o resto do mundo.

Ressaltamos que, no caso do Mercosul e do Brasil, alguns indicadores, tendência da tarifa nominal e, no caso específico do Brasil, imposto de importação e as medidas não-tarifárias, apresentaram ambigüidades frente à característica liberalizante da região na segunda metade da década de 90⁵⁷. Dados mais recentes e o bom desempenho do comércio exterior brasileiro nos últimos anos, contudo, mostram que este retrocesso foi apenas temporário.

⁵⁷ Segundo [Azevedo e Portugal \(1998, p.44\)](#), no Brasil, esse comportamento ambíguo se deve ao revés da política de liberalização comercial entre o segundo trimestre de 95 e o segundo trimestre de 96, proporcionado pela dificuldade de financiamento dos déficits contínuos da balança comercial, após a formação de quadro externo desfavorável, marcado pela crise cambial mexicana e a elevação das taxas de juros internacionais.

2.6 Conclusão

Neste capítulo, definimos o conceito de liberalização e a forma de mensuração do processo de liberalização da América Latina. Desse modo, entendemos por liberalização qualquer movimento da política comercial em busca de maior neutralidade, redução do viés de comércio; liberalidade, diminuição do grau de intervenção; e abertura, elevação do fluxo de comércio. Para mensurar esse processo de liberalização, de acordo com tendência recente da literatura, empregamos um conjunto de indicadores.

Reunimos seis indicadores de liberalização e quatro medidas não-tarifárias, além de ajustarmos dois destes indicadores⁵⁸, constituindo assim um conjunto com doze medidas de liberalização. Com os indicadores pretendemos captar mudanças do processo de liberalização no diferencial de preços relativos, no fluxo de comércio e nas restrições administrativas ao comércio e analisar o impacto dessas mudanças sobre importação e crescimento econômico nos próximos capítulos.

A partir do conjunto de indicadores disponibilizados, calculamos a correlação por postos de Spearman entre pares de medidas e analisamos a evidência do recente processo de liberalização comercial latino-americano. Os resultados da correlação nos permitem concluir que existe tendência comum no processo de liberalização da América Latina, apesar dos países utilizarem formas distintas para alcançar o mesmo objetivo.

Esta conclusão se reflete em coeficientes de correlação entre os indicadores: significativos para a média dos países por ano (dimensão tempo e indicador), indicando evolução semelhante, e coeficientes baixos e com pouca significância estatística para a média do período por país (dimensão país e indicador), revelando características diversas no uso dos instrumentos de política comercial, diferindo no tempo e/ou na intensidade adotada por país.

⁵⁸ O ajuste procurou retirar, por meio de métodos de estimação, a influência de fatores internos de cada país nos indicadores originais.

A análise da evolução desse conjunto de indicadores na América Latina mostrou, também, que todos confirmam a queda das distorções da política comercial nos anos 90 e a maior integração da região com o resto do mundo. No Mercosul e no Brasil, no entanto, durante a segunda metade dos anos 90, houve descontinuidade do processo de abertura, que deve ter sido influenciada por fatores conjunturais, como a crise asiática, o racionamento de energia no Brasil e a falta de credibilidade da Argentina. Indicadores de liberalização que cobrem o período mais recente, todavia, mostram o retorno da política liberalizante na região.

2.7 Anexo

Neste Anexo, consideramos alguns temas importantes para a definição do conceito de liberalização adotado no trabalho e, também, na escolha da forma de mensuração do recente processo de liberalização latino-americano.

O Anexo está organizado da seguinte forma: na Subseção 2.7.1, analisamos a evolução do conceito de liberalização; na Subseção 2.7.2, revisamos a literatura sobre regimes de comércio; na Subseção 2.7.3, apresentamos uma tipologia para liberalização e, na Subseção 2.7.4, classificamos as medidas de liberalização de acordo com a forma de mensuração, com a finalidade e com o grau de agregação.

2.7.1 *Evolução do Conceito de Liberalização*

Na literatura de comércio internacional, a busca da definição precisa do termo liberalização não é tarefa tão simples quanto parece, principalmente, devido à existência de vários conceitos distintos.

Para [Edwards \(1989\)](#), houve mudanças no significado do termo liberalização ao longo do tempo. Segundo esse autor, na literatura mais tradicional dos anos 60 e 70, liberalização comercial era definida de forma geral e considerava qualquer relaxamento do controle sobre o comércio exterior e/ou câmbio.

Atualmente, o termo liberalização econômica tornou-se, sob vários aspectos, sinônimo de orientação política voltada para o livre comércio, com intervenção governamental mínima ou nula. Desta forma, o termo liberalização é sinônimo de “*laissez-faire*” aplicado ao comércio exterior.

[Edwards \(1989\)](#) entende que as definições alternativas de liberalização comercial, encontradas na literatura, englobam apenas diferenças de grau ou intensidade do processo. Assim, a desvalorização, na presença de restrições quantitativas ou de substituição das restrições quantitativas por tarifas equivalentes, seria uma forma suave de liberalização. Por sua vez, a redução das tarifas, com taxa uniforme de

aproximadamente 10%, ou a completa eliminação das tarifas, constituem formas drásticas de liberalização.

O estudo da literatura sobre a definição de liberalização comercial e a observação de [Edwards \(1989\)](#), referente à mudança desse conceito ao longo do tempo, tendo em vista o grau ou à intensidade requerida no processo, indicam que o conceito de liberalização vem evoluindo a partir dos tipos de regimes de comércio adotados pelos países.

Conseqüentemente, entendemos que a definição vem acompanhando as transformações em torno da política comercial. Dentro desta perspectiva, liberalização pode ser entendida, simplesmente, como uma redução das restrições impostas pela política comercial, sendo esta dependente do regime de comércio vigente na economia antes do processo de reforma.

A guisa de exemplo, temos que qualquer modo de liberalização comercial que se refira ao processo de integração econômica, com início na segunda metade da década de 90, deve ser suficientemente abrangente para levar em consideração os blocos econômicos regionais. Essa perspectiva se deve ao fato de que a formação dos blocos provocou maior liberalização do comércio internacional, mesmo não sendo unilateral esta liberalização⁵⁹.

A formação dos blocos econômicos, contudo, não tem qualquer importância para a definição do processo de liberalização ocorrido nas décadas de sessenta, setenta⁶⁰ e, até mesmo, na da década de oitenta⁶¹. Assim, o grau e a intensidade dos instrumentos de política econômica que levam ao livre comércio alteram a definição de liberalização e são funções do regime de comércio vigente.

Por outro lado, nos trabalhos clássicos da *NBER* sobre regimes de comércio, [Krueger \(1978\)](#) e [Bhagwati \(1978\)](#), a noção de liberalização comercial,

⁵⁹ Cabe ressaltar que a formação dos blocos regionais ampliou a abertura para os países dos blocos, mas não necessariamente para os países externos aos blocos.

⁶⁰ Época em que o regime de comércio, na América latina, era de substituição de importações.

⁶¹ Período de transição entre o regime de substituição de importações para o regime atual, voltado para a promoção das exportações e com pouca intervenção do governo.

significava apenas o uso mais extensivo do mecanismo de preços⁶². Qualquer medida que levasse a reduzir distorção sobre o setor externo, significava movimento a favor da liberalização.

Para [Krueger \(1978\)](#), pelo menos em teoria, não existe, de forma necessária, relação entre liberalização e nível de tarifa e/ou entre liberalização e viés do regime de comércio. Liberalização comercial significaria apenas redução do prêmio de mercado resultante das restrições quantitativas ou das barreiras não-tarifárias.

De acordo com a autora, um regime de comércio pode ser completamente liberalizado e, ainda assim, empregar tarifa excessivamente alta para encorajar a substituição de importações. Isto é, um regime de comércio pode ser liberalizado e altamente viesado⁶³.

Observamos, dessa forma, que apesar do conceito de liberalização evoluir segundo as mudanças nos regimes de comércio, em qualquer regime pode ser encontrada política liberalizante ou não de acordo com o conceito adotado.

A definição de [Papageorgiou et al. \(1991\)](#) para liberalização comercial é semelhante à dada por [Krueger \(1978\)](#), sendo, no entanto, mais abrangente. Além de exigir mudanças na forma de intervenção: menos confiança nas restrições quantitativas e mais confiança nas medidas que levam a maior utilização do mecanismo de preço, o conceito engloba redução da tarifa média e do intervalo de variação das tarifas de proteção nominal e efetiva.

Dessa forma, para [Papageorgiou et al. \(1991\)](#), liberalização comercial abrangeria não apenas redução no viés do regime de comércio, mas também redução no nível de intervenção.

⁶² Por uso mais extensivo do mecanismo de preço, entende-se reduzir as restrições quantitativas e concentrar as medidas de política comercial em instrumentos como, por exemplo, as tarifas.

⁶³ Krueger vem mantendo essa definição em seus trabalhos recentes como, por exemplo, em [Berg e Krueger \(2003\)](#).

Por sua vez, para [Dean et al. \(1994\)](#) e [Pritchett \(1996\)](#), o termo economia orientada para o exterior, tende a ser interpretado de três formas: movimentos para a neutralidade, para a liberalidade e/ou para a abertura.

Segundo esses autores, movimentos da política comercial para a neutralidade envolveriam incentivos que buscariam igualar, em média, a competição entre os setores exportadores e importadores; para a liberalidade englobariam redução do nível de intervenção na economia e, por fim, para a abertura significariam aumento da importância do setor externo na economia (elevação do comércio como proporção do produto interno bruto - *PIB*).

2.7.2 Regimes de Comércio

Aqui, faremos breve revisão sobre como a literatura vem definindo os diferentes tipos de regimes de comércio, tendo em vista ser este conceito, conforme mencionado acima, importante para se entender a definição da liberalização comercial ao longo do tempo.

[Balassa \(1971\)](#) não chega a classificar formalmente os regimes de comércio. O autor se refere apenas aos regimes comércio substituição de importações⁶⁴ e promoção às exportações⁶⁵ e às discussões relacionadas ao período de transição de um regime para o outro⁶⁶.

A classificação formal dos regimes de comércio ocorre com [Krueger \(1978\)](#) e [Bhagwati \(1978\)](#), sendo esta baseada em dois conceitos chaves: (i) viés do regime de comércio - *VRC* e (ii) prêmio de escassez.

O viés do regime de comércio é calculado como a razão entre a taxa efetiva de câmbio recebida pelos exportadores - TCE_x e a taxa efetiva de câmbio paga

⁶⁴ [Bruton \(1989\)](#) faz uma análise da estratégia de substituição de importações, a partir da perspectiva de que essa estratégia é um importante componente para o desenvolvimento econômico.

⁶⁵ [Balassa \(1989\)](#) reúne evidências sobre as vantagens da estratégia de desenvolvimento orientada para fora ou para as exportações.

⁶⁶ [Krueger \(1995\)](#) discute as relações entre políticas orientadas para fora, políticas de livre comércio e políticas *laissez-faire*.

pelos importadores - TCE_m . Se a razão é menor que um, $VRC < 1$, diz-se que o regime de comércio é viesado contra as exportações. Ambas as taxas são corrigidas pelo prêmio de escassez (restrições quantitativas ou tarifárias), concedidos aos exportadores e aos importadores.

Para os exportadores, a taxa efetiva de câmbio é calculada como a taxa nominal de câmbio aplicada aos exportadores (C_x), corrigida pelos subsídios (s) e por outros incentivos dados aos exportadores (r). Ou seja, $TCE_x = C_x(1 + s + r)$.

Por outro lado, a taxa efetiva de câmbio para os importadores é definida como a taxa nominal de câmbio aplicada aos importadores (C_m), corrigida pela tarifa média efetiva de importação (t), outras taxas (n) e o prêmio associado à existência de restrições quantitativas (p). Dessa forma, temos: $TCE_m = C_m(1 + t + n + p)$.

Assim, de acordo com [Bhagwati \(1978\)](#) e [Bhagwati \(1988\)](#), o grau de viés do regime de comércio é dado pela seguinte razão:

$$VRC = \frac{TCE_x}{TCE_m} = \frac{C_x(1 + s + r)}{C_m(1 + t + n + p)}.$$

Com a utilização dos conceitos de viés do regime de comércio e prêmio da escassez, [Krueger \(1978\)](#) e [Bhagwati \(1978\)](#), pioneiramente, classificaram os regimes de comércio de acordo com cinco fases da liberalização.

As características de cada fase, segundo os autores, são: fase 1, ampla imposição de restrições quantitativas, sendo usualmente associada a crises no balanço de pagamentos; fase 2, o sistema de controle torna-se mais complexo e discriminatório, aumentando o viés do regime de comércio ou antiexportações; fase 3, inicia-se o processo de liberalização, caracterizado pela desvalorização da taxa nominal de câmbio e relaxamento de algumas restrições quantitativas; fase 4, substitui-se quotas por tarifas e, finalmente, fase 5, a economia está totalmente liberalizada.

Adicionalmente, [Bhagwati \(1988\)](#) distingue três estratégias básicas de política comercial: (i) substituição de importações ($VRC < 1$); (ii) promoção de exportações ($VRC \approx 1$) e (iii) ultra-promoção de exportações ($VRC > 1$). Cabe ressaltar,

que esses regimes de comércio não estão, necessariamente, relacionados à estratégia liberal. O que se percebe é apenas a exigência de equalização dos incentivos na média, não havendo referência à redução do grau de intervenção estatal na economia.

Para [Edwards \(1989\)](#), a classificação dos regimes de comércio a partir do conceito de viés do regime de comércio e, em consequência, do conceito de liberalização, subentende que a passagem de um regime a outro não exige quebra brusca, mas pode sim ser entendida como um contínuo de regimes. Dessa forma, podemos comparar diferentes *VRC*, verificando seu comportamento ao longo do tempo ou a diversidade do nível deste indicador entre os países.

Segundo o autor, a visão de um contínuo de regimes de comércio e de diferentes níveis de liberalização permite o entendimento mais claro das diferentes questões envolvidas nas discussões de política comercial.

2.7.3 Tipologia da Liberalização

Teceremos, agora, algumas considerações sobre a tipologia da liberalização. De modo geral, podemos classificar liberalização como unilateral, multilateral e preferencial.

Ocorre liberalização comercial unilateral quando um país reduz seu nível de proteção à entrada de bens produzidos fora das suas fronteiras de forma unilateral, sem distinção e contrapartida dos seus parceiros comerciais. Esse tipo de liberalização foi muito comum na segunda metade dos anos 80.

A liberalização multilateral, todavia, envolve acordos comerciais entre países. Como exemplo deste tipo liberalização, podemos citar os acordos comerciais firmados no âmbito da Organização Mundial do Comércio – *OMC*.

Por sua vez, a liberalização preferencial se refere a acordos comerciais que incluem melhores condições de comércio entre dois ou mais países (parceiros preferenciais).

Na literatura sobre liberalização preferencial, são termos comuns: (a) Área de Comércio Preferencial – *ACP*, menores tarifas impostas sobre os bens produzidos pelos países membros (união entre dois ou mais países); (b) Área de Livre Comércio – *ALC*, é uma *ACP* com total eliminação das tarifas sobre os bens produzidos pelos países membros; e (c) União Aduaneira – *UA*, é uma *ALC* com todos os países membros impondo uma tarifa externa comum sobre um dado bem.

O termo *ACP*, no sentido mais amplo, é usado para incluir arranjos com tarifas preferenciais, *ALC*'s e *UA*'s limitadas, [Panagariya \(2000, p. 288\)](#). Exemplo de liberalização comercial preferencial é o recente acordo comercial entre Brasil e China.

Cabe mencionar, ainda, que há também na literatura menção sobre a liberalização regional. Este último tipo se distingue dos três primeiros por envolver acordos comerciais apenas entre países de uma mesma região, por exemplo: Mercosul.

2.7.4 Classificação das Medidas de Liberalização

As medidas de liberalização comercial podem ser classificadas de diferentes formas, dependendo do autor e/ou do parâmetro considerado. A classificação pode ser baseada na forma de mensuração ([Harrison, 1996](#)), na finalidade ([Berg e Krueger, 2003](#)) e/ou no grau de agregação ([Dean et al., 1994](#)).

2.7.4.1 Forma de Mensuração

[Harrison \(1996\)](#) classifica as medidas de liberalização de acordo com a forma de mensuração, verificando se está se baseia (i) nos preços relativos; (ii) no fluxo de comércio e (iii) em dados gerados por órgãos administrativos.

a) Indicadores baseados em preços relativos

Este tipo de medida se refere à comparação de preços dos bens comercializáveis, vendidos no mercado doméstico e no mercado internacional. Visa computar o impacto da política comercial sobre preço, devido ao efeito das diversas fontes de distorções impostas ao comércio internacional pelos países: tarifas, quotas, diferentes taxas de câmbio para importações e exportações e subsídios.

De acordo com [Harrison \(1996\)](#), a principal desvantagem desse tipo de medida é que as informações sobre o preço relativo de bens comercializáveis, nem sempre estão disponíveis para períodos muito longos e/ou para muitos países. Todavia, em vez disso, outras *proxies* são freqüentemente usadas.

A medida de liberalização nível de preço relativo é uma dessas medidas. Essa medida compara o preço de uma cesta de bens (comercializáveis e não comercializáveis) idêntica em diferentes países. No entanto, por não se ater somente a bens comercializáveis, o indicador nível de preço relativo deve ser modificado de forma a eliminar o efeito das distorções que não foram geradas pela ação da política comercial.

b) Medidas baseadas no fluxo de comércio

As medidas de liberalização baseadas no fluxo de comércio observado são medidas de construção simples como, por exemplo, a soma das importações e das exportações como fração do produto ou da taxa de crescimento das importações e das exportações.

Apesar da simplicidade, contudo, esse tipo de medida também apresenta problemas. A abordagem do fluxo de comércio é na melhor das hipóteses *proxy* imperfeita da política comercial. Outros fatores como, tamanho do país, fluxo de capital estrangeiro, distância dos parceiros, política cambial, absorção interna e externa, também, afetam a importação e a exportação. Por exemplo, se compararmos dois países que adotam uma política comercial semelhante, aquele que tiver maior área territorial tenderá a ter menor fluxo de comércio.

Logo, como o fluxo de comércio é função não somente das restrições ao livre comércio, mas também de outros fatores, torna-se necessário ajustes de forma a eliminar o efeito desses outros fatores.

Cabe mencionar que as medidas de liberalização baseadas em preços relativos e no fluxo de comércio são utilizadas na literatura por serem objetivas, contínuas e sensíveis às mudanças na política comercial, as quais implicam alterações na amplitude e na intensidade das distorções sobre comércio exterior. A necessidade de corrigi-los visa resolver a crítica quanto ao requisito de comparabilidade entre os países⁶⁷.

c) Medidas baseadas em dados administrativos

A mensuração direta das barreiras ao comércio também pode ser realizada a partir de medidas derivadas a partir de informações administrativas, tais como: tarifa média, quotas, licenças, proibições e cobertura das medidas não-tarifárias.

Essas medidas são mais conhecidas como medidas de proteção⁶⁸, apesar da estrutura protecionista dos países serem mais abrangentes, englobando, por exemplo, mecanismos de proteção baseados em medidas sanitárias, padrões técnicos, além da chamada proteção contingente⁶⁹.

Devido à falta de dados, as medidas baseadas em dados administrativos são pouco objetivas, difíceis de agregar e de comparar entre diferentes países.

⁶⁷ De acordo com [Edwards \(1989\)](#), as medidas de liberalização devem atender a três requisitos: objetivas, contínuas e comparáveis entre países. O autor, ao revisar criticamente a literatura política e empírica sobre orientação de comércio e crescimento econômico, conclui que a principal limitação dos trabalhos dessa área tem sido a inabilidade de criar medidas sobre a orientação do comércio que atendam, ao mesmo tempo, a cada uma dessas propriedades.

⁶⁸ Detalhes sobre conceitos e medidas de proteção são fornecidos por [Balassa \(1971\)](#). Além disso, o estudo analisa a estrutura de proteção dos seguintes países em desenvolvimento: Brasil, Chile, México, Malásia, Paquistão, Filipinas e Noruega. No Anexo do Capítulo 3, tecemos considerações sobre conceitos e medidas de proteção.

⁶⁹ Na proteção contingente, existe ameaça explícita de aumentar o nível da proteção tarifária caso ocorra maior penetração da importação.

Para ilustrar esta forma de classificação das medidas de liberalização, na Tabela 2.7.4.1.1, apresentamos a classificação do conjunto de indicadores de liberalização utilizados neste trabalho, segundo a forma de mensuração.

Tabela 2.7.4.1.1: Classificação dos indicadores de liberalização comercial segundo a forma de mensuração

<i>Preços Relativos</i>	<i>Fluxo de Comércio</i>	<i>Dados Administrativos</i>
NPR	ICI	IIM
NPRM	ICIA	TTN
PCMN	-	SW
SW	-	CMNT
-	-	LCN
-	-	PRB
-	-	QTS

Fonte: Elaborada pelo autor.

2.7.4.2 Finalidade

[Dean et al. \(1994\)](#) classificam as medidas de liberalização em dois grupos: agregadas e individuais. Segundo os autores, a construção de medidas agregadas sobre o grau de restrição da política comercial não é tarefa fácil, pois, de modo geral, englobam efeito de diversas medidas sobre a economia, além das ligadas ao comércio internacional.

Nesta perspectiva, as medidas agregadas devem ser corrigidas de forma a refletir somente o efeito de mudanças na orientação do comércio exterior. Exemplos desses indicadores são: prêmio do câmbio no mercado negro e intensidade do comércio internacional.

Como alternativa ao uso das medidas agregadas, [Dean et al. \(1994\)](#) sugerem a utilização de um conjunto de medidas individuais, que irão indicar se o regime de comércio está se tornando mais ou menos restritivo.

As críticas mais citadas pela literatura com relação a medidas individuais são: falta de objetividade e dificuldade na comparação entre países. No que diz respeito à objetividade, cabe mencionar a dificuldade para ponderar mudanças em um indicador

com mudanças em outro e a falta de clareza empírica quanto à forma agregação das restrições impostas aos bens para se chegar a uma medida total. Por sua vez, na comparação entre países, o problema surge devido à indisponibilidade de dados.

Tendo em vista essas limitações, o uso de medidas individuais ponderadas, em geral, fica limitado a estudos de casos para países individuais, sendo, portanto, pouco utilizado em análises do tipo *cross-section*.

2.7.4.3 Grau de Agregação

[Berg e Krueger \(2003\)](#) classificam as medidas de liberalização segundo a finalidade: medidas de políticas (tarifas e cobertura das barreiras não tarifárias) e medidas de resultado (intensidade do comércio internacional). As medidas políticas podem ser associadas aos indicadores individuais e as medidas de resultado aos indicadores agregados de [Dean et.al \(1994\)](#).

2.8 Apêndice

2.8.1 Informações

Tabela 2.8.1.1: América Latina

Código ISO	Países
ARG	Argentina
BOL	Bolívia
BRA	Brasil
CHL	Chile
COL	Colômbia
CRI	Costa Rica
DOM	República Dominicana
ECU	Equador
GTM	Guatemala
HND	Honduras
MEX	México
NIC	Nicarágua
PAN	Panamá
PER	Peru
PRY	Paraguai
SLV	El Salvador
URY	Uruguai
VEN	Venezuela

Fonte: Elaborada pelo autor.

Tabela 2.8.2: Mercosul

Código ISO	Países
ARG	Argentina
BRA	Brasil
PRY	Paraguai
URY	Uruguai

Fonte: Elaborada pelo autor.

2.8.2 Resultados da Seção 2.3

2.8.2.1 Regressões e Testes

Tabela 2.8.2.1.1: Teste F para significância dos efeitos individuais

<i>Equações</i>	<i>Estatística F</i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>	<i>Especificação</i>
Nível de preço relativo modificado	15,02**	2,51	Efeito fixo ou aleatório
Intensidade do comercio internacional ajustada	204,04**	2,51	Efeito fixo ou aleatório

Notas: (a) Hipótese nula do teste – os termos interceptos das equações (efeitos individuais) não variam significativamente;
(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 2.8.2.1.2: Teste de Hausman para efeito fixo ou aleatório

<i>Equações</i>	<i>Estatística de Wald</i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>	<i>Especificação do efeito</i>
Nível de preço relativo modificado	23,36**	7,82	Fixo
Intensidade do comercio internacional ajustada	46,07**	7,82	Fixo

Notas: (a) Hipótese nula do teste - inexistência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores;
(b) Sob a hipótese nula, a estatística do teste, dada pelo critério de Wald, tem distribuição qui-quadrado com $K - 1$ graus de liberdade, onde K é o número de regressores;
(c) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

2.8.2.2 Indicadores de Liberalização Estimados

Tabela 2.8.2.2.1: Nível de preço relativo modificado na América Latina: 1950-2000

Ano	Argentina	Bolívia	Brasil	Chile	Colômbia	Costa Rica	República Dominicana	Equador	Guatemala
1961	1,25	0,78	0,84	1,15	1,01	0,85	1,01	0,87	0,90
1962	1,41	0,87	1,12	1,46	1,04	0,77	0,96	0,82	0,92
1963	1,20	0,85	1,13	1,40	0,97	0,79	0,96	0,84	0,94
1964	1,38	0,86	0,99	1,20	1,12	0,80	0,97	0,86	0,90
1965	1,08	0,77	0,89	1,16	1,08	0,80	1,02	0,88	0,88
1966	1,11	0,74	1,05	0,91	0,92	0,80	0,95	0,90	0,87
1967	0,85	0,78	1,12	0,93	0,93	0,81	0,98	0,92	0,86
1968	0,84	0,70	1,05	0,88	0,88	0,82	0,96	0,92	0,85
1969	0,76	0,67	1,10	0,91	0,85	0,83	0,93	0,94	0,85
1970	0,69	0,64	1,02	0,93	0,83	0,85	0,92	0,82	0,84
1971	0,70	0,67	1,01	0,94	0,85	0,87	0,95	0,73	0,82
1972	1,01	0,66	1,03	1,00	0,84	0,90	0,92	0,77	0,79
1973	1,51	0,57	1,15	1,61	0,88	1,00	0,95	0,84	0,87
1974	1,63	0,82	1,29	0,99	0,92	1,04	1,05	0,94	0,94
1975	0,57	0,82	1,37	0,79	0,90	1,07	1,13	1,00	0,97
1976	0,85	0,88	1,37	0,89	0,94	1,12	1,21	1,07	1,03
1977	0,71	0,94	1,33	1,04	1,05	1,17	1,24	1,15	1,09
1978	0,95	1,10	1,37	1,00	1,11	1,22	1,19	1,23	1,11
1979	1,19	1,14	1,27	1,07	1,20	1,25	1,19	1,28	1,15
1980	1,42	1,22	1,08	1,34	1,26	1,38	1,11	1,36	1,17
1981	1,24	1,53	1,14	1,37	1,27	0,70	1,05	1,45	1,20
1982	0,71	1,48	1,13	1,24	1,27	0,70	1,13	1,39	1,18
1983	0,68	1,46	0,77	1,02	1,20	0,82	1,13	1,32	1,22
1984	0,82	1,52	0,68	0,91	1,10	0,87	1,42	1,25	1,24
1985	0,80	1,34	0,66	0,71	0,94	0,85	0,72	1,45	1,43
1986	0,84	1,02	0,78	0,70	0,84	0,86	0,81	1,03	1,04
1987	0,83	1,04	0,78	0,74	0,84	0,88	0,74	0,97	0,85
1988	1,08	1,06	0,81	0,74	0,83	0,86	0,61	0,86	0,88
1989	0,73	1,04	1,07	0,73	0,80	0,90	0,72	0,84	0,89
1990	1,52	1,01	1,09	0,81	0,77	0,93	0,89	0,82	0,77
1991	1,64	1,08	0,89	0,84	0,78	0,86	0,82	0,84	0,88
1992	1,53	1,11	0,86	0,91	0,81	0,95	0,89	0,86	0,92
1993	0,97	1,12	0,81	0,90	0,89	1,01	0,93	0,99	0,95
1994	0,93	1,12	0,89	0,91	1,12	1,04	0,97	1,06	1,03
1995	1,00	1,21	0,92	1,02	1,26	1,09	1,04	1,10	1,10
1996	0,93	1,23	1,01	1,01	1,32	1,10	1,07	1,07	1,15
1997	0,84	1,16	1,02	0,96	1,31	1,80	1,13	1,13	1,23
1998	0,78	1,15	1,05	0,88	1,22	1,77	1,08	1,14	1,25
1999	0,81	1,12	0,63	0,83	1,06	1,77	1,08	0,80	1,13
2000	0,83	1,06	0,64	0,79	0,97	1,84	1,12	0,74	1,14

Nota: continua na próxima página.

Tabela 2.8.2.2.1: Nível de preço relativo modificado na América Latina: 1950-2000 (continuação)

Ano	Honduras	México	Nicaragua	Panamá	Peru	Paraguay	El Salvador	Uruguay	Venezuela
1961	0,97	0,89	0,55	0,83	1,65	0,95	0,89	0,63	0,39
1962	0,97	0,91	0,51	0,81	1,60	0,93	0,98	0,64	0,42
1963	0,98	0,90	0,50	0,84	1,55	0,93	1,02	0,67	0,39
1964	1,01	0,92	0,51	0,91	1,53	1,05	1,01	0,64	0,47
1965	1,03	0,94	0,47	0,94	1,49	1,19	1,05	0,65	0,42
1966	1,05	0,97	0,49	0,98	1,49	1,19	1,07	0,62	0,38
1967	1,05	0,98	0,48	0,99	1,48	1,16	1,05	0,61	0,34
1968	1,01	0,98	0,49	0,99	1,44	0,99	1,03	0,62	0,35
1969	1,00	0,97	0,49	1,02	1,38	1,00	1,04	0,57	0,39
1970	1,01	0,92	0,49	1,02	1,31	1,04	1,03	0,52	0,43
1971	0,98	0,95	0,50	1,10	1,30	1,09	1,03	0,52	0,48
1972	0,97	0,96	0,50	1,27	1,27	1,17	1,08	0,50	0,39
1973	0,96	1,03	0,61	1,52	1,29	1,24	1,22	0,51	0,53
1974	1,07	1,17	0,69	1,61	1,34	1,28	1,40	0,53	0,71
1975	1,07	1,21	0,66	1,73	1,42	1,36	1,41	0,50	0,54
1976	0,98	1,11	0,65	1,73	1,40	1,16	1,38	0,50	0,52
1977	0,96	0,93	0,69	1,89	1,41	0,94	1,42	0,50	0,58
1978	0,98	0,99	0,70	2,11	1,39	0,73	1,46	0,51	0,63
1979	1,08	1,06	0,72	2,22	1,47	0,70	1,81	0,54	0,83
1980	1,11	1,18	0,83	2,15	1,48	0,79	1,79	0,58	1,13
1981	1,16	1,25	0,91	1,66	1,42	0,84	2,01	0,61	1,02
1982	1,14	0,81	1,02	1,51	1,40	0,78	1,98	0,72	0,89
1983	1,23	0,73	0,98	1,41	1,50	0,67	2,29	0,86	0,58
1984	1,20	0,84	1,32	1,24	1,49	0,68	1,66	0,96	0,56
1985	1,26	0,85	1,18	1,18	1,41	0,55	1,32	1,15	0,51
1986	1,21	0,66	2,16	1,57	1,37	0,77	1,46	0,70	0,54
1987	1,24	0,67	11,68	1,86	1,34	1,12	1,15	0,74	0,58
1988	1,27	0,84	0,59	1,91	1,35	0,92	1,35	0,85	0,58
1989	1,37	0,94	0,49	1,74	1,28	1,27	0,92	0,97	0,61
1990	0,72	1,00	0,50	1,99	1,30	1,08	0,87	0,74	0,65
1991	0,68	1,12	0,84	1,91	1,20	1,27	0,95	0,66	0,71
1992	0,74	1,24	0,92	2,04	1,23	1,25	0,90	0,63	0,76
1993	0,67	1,33	0,98	1,94	1,28	1,12	0,89	0,64	0,82
1994	0,61	1,30	0,83	2,02	1,33	1,18	0,95	0,64	0,91
1995	0,70	0,93	0,76	2,30	1,33	1,22	1,09	0,69	1,03
1996	0,70	1,00	0,79	2,19	1,29	1,24	1,15	0,70	0,99
1997	0,79	1,09	0,90	1,89	1,18	1,11	1,29	0,68	1,02
1998	0,83	1,11	0,82	1,87	1,18	1,10	1,17	0,65	0,97
1999	0,93	1,20	0,75	1,82	1,22	0,99	1,05	0,68	0,93
2000	1,15	1,22	0,77	1,61	1,29	1,02	1,00	0,73	0,91

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Dados obtidos com base na metodologia descrita na Seção 2.3.

Tabela 2.8.2.2.2: Intensidade do comércio internacional ajustada na América Latina: 1950-2000

Ano	Argentina	Bolívia	Brasil	Chile	Colômbia	Costa Rica	República Dominicana	Equador	Guatemala
1961	5,82	-1,95	3,14	-0,69	4,13	-25,15	-13,90	-6,98	-5,31
1962	8,76	2,54	2,12	-2,65	4,11	-24,74	0,60	-5,49	-5,09
1963	10,23	3,00	2,71	-2,90	1,92	-24,38	0,58	-8,82	6,20
1964	7,91	1,20	1,48	-1,84	3,45	-22,76	4,05	-7,93	6,63
1965	3,99	4,10	0,36	-2,82	1,69	-20,92	-18,20	-7,20	8,27
1966	6,61	5,67	0,50	-1,15	3,63	-21,04	-9,88	-6,38	10,23
1967	6,33	8,50	0,28	-5,33	2,01	-20,65	-6,35	-4,71	8,76
1968	5,97	3,47	0,66	-4,19	2,42	-16,64	-1,96	-2,23	8,63
1969	2,20	2,94	0,41	-3,53	2,67	-14,41	-1,08	-6,54	6,87
1970	0,28	-2,28	0,85	-4,06	2,69	-9,41	-0,04	-7,57	6,04
1971	-2,47	0,80	1,93	-5,56	3,82	-8,34	-1,30	-3,05	5,58
1972	-2,73	8,29	2,70	-5,50	2,58	-8,42	3,98	1,10	4,51
1973	-3,96	2,72	3,35	-3,92	2,55	-8,50	-4,30	8,41	6,03
1974	-8,29	-6,65	4,03	-3,68	-0,95	-7,45	-4,99	10,91	9,84
1975	-6,52	-5,76	3,23	-5,39	-1,72	-11,30	-0,90	9,16	5,82
1976	-3,66	-9,58	1,49	-3,03	-3,54	-8,96	-10,60	4,97	13,42
1977	-6,45	-12,53	0,27	-0,21	-6,15	-5,85	-14,16	5,06	15,75
1978	-1,50	-4,23	0,90	1,72	1,65	-5,18	-18,74	3,73	12,52
1979	-7,85	1,67	0,48	3,96	0,72	-6,20	-15,21	1,71	7,71
1980	-8,23	-5,34	-0,58	5,47	0,87	-8,15	20,26	1,50	3,42
1981	-1,98	-6,35	0,60	6,92	-1,31	-11,41	9,80	0,19	-0,71
1982	2,99	-12,06	-0,72	1,77	-1,12	-13,31	-4,89	-1,38	-7,80
1983	0,48	-10,86	-0,72	0,50	-2,84	-11,80	-5,09	-6,78	-14,12
1984	-1,32	-11,21	-0,95	1,24	-3,46	-10,15	-7,38	-5,52	-13,05
1985	3,81	-10,67	-2,69	-2,43	-3,80	-10,55	-5,08	-3,61	-14,77
1986	-0,43	-1,52	-3,67	1,05	-3,98	-7,86	-3,27	-2,90	-19,37
1987	-1,34	-2,40	-4,26	2,14	-3,33	-0,53	5,55	-1,87	-13,54
1988	4,56	-0,48	-3,62	3,14	-4,07	-0,70	3,41	-2,79	-12,80
1989	10,54	-3,04	-4,73	5,54	-5,34	5,83	-0,39	-1,79	-11,13
1990	15,03	-0,34	-3,55	6,54	-4,57	9,55	-6,44	-1,72	-7,40
1991	12,37	2,23	-2,54	6,33	-4,11	10,28	-8,03	2,05	-11,53
1992	7,93	4,09	-0,84	5,47	-0,82	18,61	-0,39	7,40	-5,26
1993	-3,09	2,79	-0,99	4,04	2,27	23,46	1,91	4,48	-4,82
1994	-7,20	2,91	-2,98	4,33	3,57	24,99	1,33	4,70	-2,39
1995	-1,92	7,15	3,18	3,67	1,90	26,44	-3,32	6,44	-3,15
1996	-3,06	8,55	1,46	2,13	1,66	32,75	23,42	5,67	-5,06
1997	-10,85	8,59	1,29	-0,33	1,45	37,91	19,02	7,13	-1,02
1998	-14,07	14,06	1,00	-2,01	1,18	53,05	24,46	7,75	5,47
1999	-10,44	5,88	-2,12	-1,71	-1,51	53,64	22,84	0,67	3,72
2000	-8,42	6,14	-3,43	-3,05	-0,32	48,23	24,67	2,21	2,89

Nota: Continua na próxima página.

Tabela 2.8.2.2: Intensidade do comércio internacional ajustada na América Latina: 1950-2000 (continuação)

Ano	Honduras	México	Nicaragua	Panamá	Peru	Paraguay	El Salvador	Uruguay	Venezuela
1961	-29,45	10,64	-30,41	-0,74	13,36	-7,14	-6,49	0,31	22,30
1962	-27,11	9,63	-25,73	7,23	13,57	-20,05	-3,70	0,50	17,68
1963	-18,35	8,60	-19,80	14,80	11,24	-20,86	-0,52	-0,98	15,09
1964	-14,33	7,47	-14,32	8,66	10,54	-19,76	2,03	-0,74	11,04
1965	-0,92	6,69	-10,69	13,84	10,97	-15,40	1,04	-0,36	8,89
1966	11,33	6,23	-11,20	15,49	11,02	-17,19	0,22	-1,81	10,13
1967	19,09	3,38	-7,25	15,68	12,56	-18,55	0,69	-0,67	10,06
1968	23,84	1,56	-15,11	12,82	9,30	-17,72	-1,02	-0,60	7,91
1969	16,30	0,36	-20,14	16,77	6,84	-15,31	-3,63	-0,38	5,87
1970	25,64	-0,87	-17,12	17,90	2,02	-13,91	-5,32	0,35	-2,21
1971	13,98	-3,05	-18,55	18,94	0,95	-14,74	-3,23	0,80	7,96
1972	4,58	-3,62	-12,66	20,13	1,33	-14,36	-0,75	1,46	7,45
1973	15,82	-3,70	-1,52	14,29	-0,74	-14,34	-0,85	0,01	5,06
1974	22,85	-3,55	-6,17	22,11	-1,35	-10,84	-1,25	-0,06	4,39
1975	11,23	-6,85	-13,90	18,02	-2,96	-14,98	-2,33	-0,57	-0,72
1976	7,16	-7,49	-15,68	10,25	-4,98	-11,96	-3,41	-1,04	0,66
1977	12,42	-9,32	-5,64	9,95	-4,13	-6,47	-1,09	-0,24	2,36
1978	20,89	-9,55	-15,27	13,02	-4,97	-4,32	-0,22	-1,55	-3,09
1979	22,91	-9,11	-5,32	10,91	-1,57	5,65	4,91	-2,59	-10,20
1980	19,22	-7,92	7,70	16,46	-2,37	-1,01	-0,59	-4,80	-11,01
1981	5,23	-9,26	6,86	-7,10	-2,16	-4,50	-3,54	-4,97	-8,62
1982	-16,80	-15,81	-12,18	-9,17	-0,87	-8,05	-9,04	-2,48	-3,36
1983	-14,06	-16,15	-8,81	-6,90	-3,30	-12,14	-4,21	3,32	-21,32
1984	-9,06	-16,25	-14,73	-18,11	-5,08	-9,15	-5,56	2,27	-8,24
1985	-9,98	-17,30	-13,71	2,73	-6,20	-13,20	-7,23	2,20	-9,65
1986	-8,91	-14,88	-22,72	-1,24	-8,13	-2,00	-10,01	1,92	-10,91
1987	-11,00	-13,93	-20,62	-14,31	-9,61	0,98	-9,02	-3,00	-11,49
1988	-7,10	-7,94	-4,61	-23,40	-9,91	8,72	-10,86	-1,12	-8,94
1989	-6,88	-7,24	-10,22	-21,69	-7,44	2,44	-11,88	0,41	-11,63
1990	-9,68	-6,36	-10,27	-9,19	-6,73	41,79	-2,53	2,82	-13,14
1991	-7,03	-5,00	-3,22	1,06	-5,84	42,80	-2,33	2,82	-9,95
1992	-8,82	-2,44	3,27	-13,67	-4,40	33,52	0,38	1,40	-8,47
1993	-7,10	-1,69	-1,45	-22,79	-5,52	38,69	7,24	2,37	-7,12
1994	-7,44	3,42	9,64	-25,24	-3,52	43,54	17,14	1,90	-7,55
1995	-4,55	9,64	18,84	-21,50	-1,50	31,18	16,09	3,58	-3,43
1996	-5,41	16,53	37,86	-20,85	-1,03	30,94	3,74	2,05	-1,51
1997	-10,12	22,53	55,50	-15,52	0,27	28,22	6,69	1,84	5,81
1998	-10,17	27,00	64,92	-14,81	1,33	17,59	14,57	-2,98	10,81
1999	-7,22	32,16	102,77	-16,61	-0,72	-4,81	13,66	-2,08	6,67
2000	-0,97	33,43	81,68	-18,27	-0,26	-13,35	22,18	0,71	12,40

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Dados obtidos com base na metodologia descrita na Seção 2.3.

3. Liberalização e Importação na América Latina

3.1 Considerações Preliminares

A liberalização comercial pode afetar os principais determinantes da demanda por importação⁷⁰, preço relativo e renda doméstica. Assim, é de se esperar que altere, também, o fluxo de comércio e, mais especificamente, o fluxo de importação.

Apesar deste fato, poucos estudos têm analisado o impacto da liberalização comercial sobre os determinantes da importação latino-americana. Exceções são os trabalhos de [Melo e Vogt \(1984\)](#) para a Venezuela, [Azevedo e Portugal \(1998\)](#) para o Brasil e [Santos-Paulino \(2002\)](#) para 22 países em desenvolvimento, sendo 9 da América Latina.

As evidências encontradas por [Santos-Paulino \(2002\)](#) sugerem que: (i) o imposto sobre a importação reduz o crescimento da mesma, mas o efeito varia de acordo com a região e com o tipo de regime de comércio existente no país; (ii) a eliminação da distorção na política comercial tem forte impacto positivo sobre a importação e (iii) as elasticidades-preço e renda da importação se elevam como resultado do processo de liberalização comercial.

Especificamente com relação à América Latina, entendemos este resultado, todavia, como parcial. No estudo, a autora não considera, por exemplo, Argentina e Brasil, países que juntos produzem, em média, mais de 47% do produto

⁷⁰ A literatura teórica que modela o fluxo de comércio exterior dos países em desenvolvimento estabelece relação sistemática e significativa com mudanças na renda, nos preços relativos da importação e da exportação. [Houthakker e Magee \(1969\)](#) e [Khan \(1974\)](#) são os pioneiros na modelagem do fluxo de comércio dos países em desenvolvimento, sendo essa literatura vasta e rica, principalmente, em estudos de caso. [Goldstein e Khan \(1985\)](#) fornecem um *survey* dessa literatura.

total dos países analisados neste trabalho⁷¹ e que se liberalizaram não só unilateralmente na década de 90, como, regionalmente, por meio do Mercosul.

Além disso, cabe destacar que alguns autores⁷² questionam a existência de resposta sistemática e significativa do fluxo de comércio a mudanças no preço relativo, produzidas por redução tarifária, por queda na cobertura da restrição quantitativa e/ou por desvalorização cambial nominal.

[Ostry e Rose \(1992, p. 63\)](#), analisando o impacto econômico da tarifa, concluem que: (i) a partir de uma perspectiva teórica, variações no nível de tarifa não podem ser associadas, sem ambigüidades, com movimentos do produto ou do equilíbrio do comércio; (ii) após mudanças exógenas na tarifa, o equilíbrio do comércio pode aumentar, cair ou permanecer inalterado e (iii) de acordo com a evidência empírica, não se pode rejeitar a hipótese de que a tarifa é estatisticamente insignificante na determinação do produto, do equilíbrio do comércio e da taxa real de câmbio.

Dessa forma, a falta de estudos regionalizados sobre o efeito da liberalização no fluxo de importação das economias latino-americanas, bem como o resultado contrário de alguns estudos sobre a significância da tarifa como determinante do fluxo de comércio, apontam para a importância deste estudo.

O objetivo deste trabalho é estimar a equação de importação do Brasil, da América Latina e do Mercosul, considerando o efeito da liberalização comercial e o impacto desta sobre as elasticidades-preço e renda. A amostra analisada engloba dados de 18 países latino-americanos no período 1960-2003.

É de se ressaltar que a estimação das elasticidades-preço e renda da demanda por importação, em um ambiente de liberalização comercial, é importante, por: (i) fornecer a resposta do fluxo de importação a mudanças no preço relativo e na renda; (ii) servir de insumo na determinação do quanto a restrição externa afeta o

⁷¹ A participação média, período 1960-2003, do produto dos países latinos no produto total da América Latina pode ser observada no Gráfico 3.8.1 do Apêndice deste capítulo.

⁷² Como [Rose \(1990\)](#), [Rose \(1991\)](#), [Ostry e Rose \(1992\)](#) e [Reinhart \(1995\)](#).

desempenho econômico dos países e (iii) ser útil aos *policy makers* como guia da elaboração, da implementação e da avaliação das reformas estruturais.

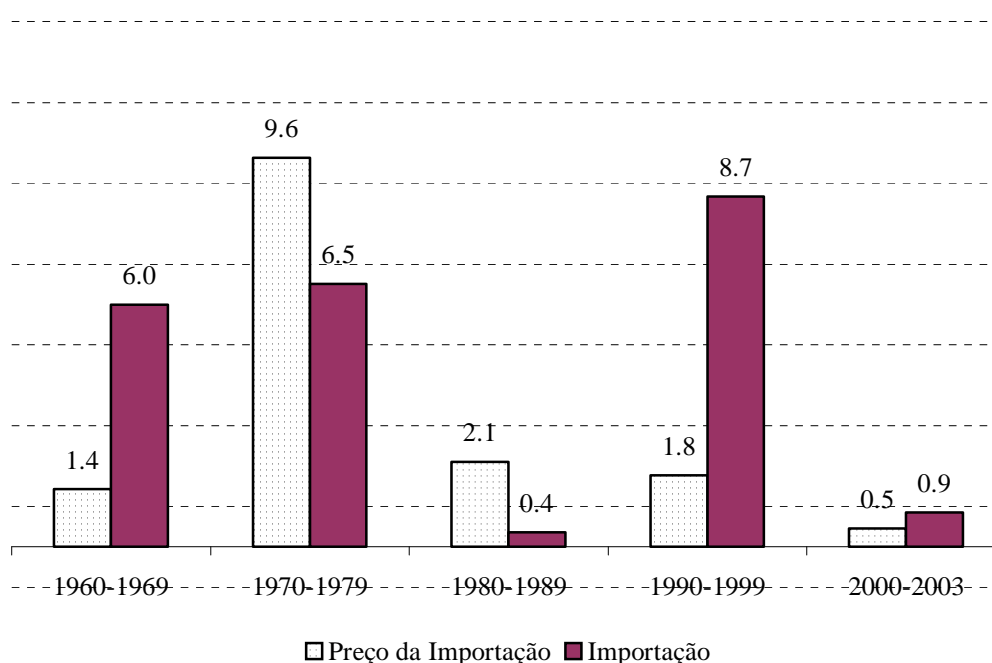
O capítulo está organizado em 6 seções, incluindo esta seção de considerações preliminares e a seção de conclusão. A Seção 3.2 descreve a composição e a evolução da importação latino-americana no período 1960-2003. A Seção 3.3 resume a evidência teórica e empírica sobre a equação de importação, as elasticidades-preço e renda da importação e a relação entre liberalização e importação. A Seção 3.4 especifica a equação de importação a ser estimada. A Seção 3.5 descreve os dados e os procedimentos econométricos, bem como apresenta os resultados com relação ao Brasil, ao Mercosul e à América Latina.

3.2 Importação Latino-Americana: 1960-2003

Nesta seção, levantamos algumas características do comportamento da importação dos países latino-americanos em nível agregado e desagregado no período 1960-2003.

O Gráfico 3.2.1 registra as taxas de crescimento (médias anuais, por década) da importação e do índice de preço da importação latino-americana para o período 1960-2003. Ressaltamos que por importação, consideramos o volume importado em dólares a preços de 2000.

Gráfico 3.2.1: Evolução do preço e da importação latino-americana: 1960-2003 (%)



Fonte: [World Bank \(2005\)](#).

Na década de 80, o crescimento da importação latino-americana foi quase nulo, 0,4%. Deste modo, o elevado crescimento observado na década de 90, 8,7%, indica o retorno da importação da região as taxas de crescimento registradas nas décadas anteriores, 60 e 70.

Por outro lado, na década de 90, a taxa de crescimento médio do preço da importação foi de 1,8% ao ano, nível da década de 60 e de pré-choques no preço do

petróleo. A respeito, entre 1973-1974 (primeiro choque do petróleo) o crescimento anual do preço da importação foi de 27,9% e 12,3% entre 1979-1980 (segundo choque do petróleo).

Na Tabela 3.2.1, relacionamos três indicadores do comportamento da importação na América Latina, no Mercosul e no Brasil no período 1960-2003. Quanto ao primeiro indicador, observamos que a participação da importação latino-americana na importação mundial é pequena, variando entre o mínimo de 3,6% no período 1985-1989 e o máximo de 5,5%, no período 1995-1999.

Tabela 3.2.1: Indicadores da importação latino-americana: 1960-2003 (%)

Período / Países	Mundo	América Latina	Mercosul	Brasil
Participação da importação dos países da AL na importação mundial				
1960-1969	...	4,4	1,5	0,8
1970-1979	...	4,5	1,6	1,2
1980-1984	...	4,7	1,5	1,0
1985-1989	...	3,6	1,6	1,0
1990-1994	...	4,6	1,2	0,9
1995-1999	...	5,5	1,8	1,2
2000-2003	...	5,1	1,2	0,9
Importação sobre o PIB				
1960-1969	10,8	8,2	5,5	6,5
1970-1979	13,7	9,7	7,1	9,3
1980-1984	14,3	10,0	6,3	6,6
1985-1989	15,5	8,8	5,2	5,5
1990-1994	17,6	13,2	7,9	7,5
1995-1999	21,2	18,6	12,5	12,4
2000-2003	24,6	21,0	10,9	11,3
Taxa de crescimento da importação				
1960-1969	7,6	6,0	3,6	3,5
1970-1979	5,9	6,5	8,2	10,9
1980-1984	2,3	-3,2	-5,1	-7,9
1985-1989	6,5	4,1	4,3	6,1
1990-1994	4,5	12,0	21,0	10,4
1995-1999	7,4	5,4	2,3	7,5
2000-2003	5,5	0,9	-5,7	-0,7

Fonte: [World Bank \(2005\)](#).

O comportamento deste indicador se manteve estável dos anos 60 até a primeira metade da década de 80, apresentando, todavia, queda brusca no período 1985-1989 e tendência crescente durante os últimos quatorze anos.

O comportamento desse indicador nos países do Mercosul e, especificamente, no Brasil é semelhante ao da América Latina. Adicionalmente,

observamos que na América Latina, Mercosul e Brasil o pico do indicador ocorre na segunda metade da década de 90, período que todos os países da região são considerados abertos segundo a medida de Sachs-Warner.

O segundo indicador da Tabela 3.2.1, importação de bens e serviços como percentagem do PIB, revela tendência crescente do comércio mundial. No caso da América Latina, do Mercosul e do Brasil, no entanto, o comportamento positivo da importação como percentagem do PIB só aparece na década de 90.

É também nos anos 90 que o crescimento da importação, terceiro indicador da Tabela 3.2.1, registra sua maior taxa nos três níveis de análise: América Latina (12%,0), Mercosul (21,0%) e Brasil (10,4%).

A propósito do terceiro indicador, cabe mencionar que a importação da América Latina, do Mercosul e do Brasil apresentou crescimento negativo na primeira metade dos anos 80, -3,2%, -5,1% e -7,9%, respectivamente. Em conseqüência, inferimos que o resultado positivo da importação como percentagem do PIB, registrado no mesmo período, estaria mais relacionado ao fraco desempenho econômico dos países da região do que ao crescimento da importação. O decréscimo no numerador (importação) foi menor que no denominador (PIB).

As Tabelas 3.2.2 e 3.2.3 classificam a importação latino-americana e brasileira do período 1980-1999 segundo a origem. Ressaltamos que, para ambas as regiões, a maior parte da importação vem dos países industrializados, tendo esta concentração crescido na última década na América Latina e de, forma mais acentuada, no Brasil.

Tabela 3.2.2: Origem da importação da América Latina (%)

Períodos	1980-85	1986-90	1990-95	1996-99
1. Países Industrializados	64,82	71,15	72,85	71,25
2. Países em Desenvolvimento	35,42	29,84	27,05	27,48
2.1 Mercosul	9,22	9,68	9,65	8,77
2.2 Brasil	3,56	3,89	4,37	3,93

Fonte: [IMF \(2001\)](#).

Dada a origem do fluxo de importação para América Latina, tecemos as seguintes ponderações: existe, a partir de meados da década de 80, tendência a importar mais dos países industrializados e/ou o processo de liberalização comercial da região elevou o fluxo de importação originária desses países.

Tabela 3.2.3: Origem da importação do Brasil (%)

Períodos	1980-85	1986-90	1990-95	1996-99
1. Países Industrializados	41,82	56,70	59,66	61,62
2. Países em Desenvolvimento	57,62	42,56	40,06	37,88
2.1 América Latina	14,04	14,35	18,62	20,96
2.2 Mercosul	4,34	8,57	12,30	15,21

Fonte: [IMF \(2001\)](#).

Assim, se com a liberalização as economias latino-americanas passaram a importar mais produtos manufaturados, então seria natural essa concentração, dada a vantagem comparativa dos países industrializados na produção desses produtos.

A Tabela 3.2.4 descreve a importação do Mundo, da América Latina, do Mercosul e do Brasil por setor⁷³ e como percentagem da importação total. Os setores considerados foram: (i) manufaturados; (ii) alimentos; (iii) combustíveis; (iv) produtos agrícolas; e (v) minérios e metais.

Adotamos essa divisão por ela ser usual na literatura internacional sobre importação e, também, devido à disponibilidade de dados. Ressaltamos, entretanto, que a mesma é pouco utilizada⁷⁴ no Brasil. A literatura nacional sobre importação⁷⁵ costuma dividir a importação de acordo com as categorias de uso: bens de consumo, intermediários e de capital.

⁷³ Seguimos o *Standard International Trade Classification - SITC*, segundo o qual os setores de importação compreendem os seguintes produtos: (i) manufaturados - produtos químicos, manufaturados básicos, maquinaria e equipamento de transporte e bens manufaturados variados, excluindo metais não-ferrosos; (ii) alimentos - alimentos e animais vivos e bebidas e tabaco, óleos animais e vegetais e as gorduras e sementes de óleo, óleo de nozes e sementes do óleo; (iii) combustíveis - combustíveis minerais; (iv) produtos agrícolas - materiais crus, excluindo combustíveis, fertilizantes crus e minerais, carvão, petróleo, pedras preciosas, minérios e sucata metal-ferroso; (v) minérios e metais - fertilizantes e minerais crus, minérios e sucata metal-ferroso e metais não-ferrosos.

⁷⁴ A exceção é o trabalho de [Zini Jr. \(1988\)](#).

⁷⁵ [Portugal \(1992\)](#), [Castro e Cavalcanti \(1998\)](#) e [Resende \(2001\)](#).

Tabela 3.2.4: Composição da importação latino-americana: 1960-2003 (%)

Período / Países	Mundo	América Latina	Mercosul	Brasil
Manufaturados				
1960-1969	52,1	73,6	63,3	55,5
1970-1979	57,5	71,4	62,1	59,7
1980-1989	62,4	67,5	60,1	42,9
1990-1999	74,4	74,9	75,2	67,0
2000-2003	75,0	73,3	72,0	73,4
Alimentos				
1960-1969	19,2	13,5	14,0	19,0
1970-1979	14,3	11,8	10,2	9,1
1980-1989	10,5	11,5	8,2	9,4
1990-1999	8,8	11,4	9,8	10,1
2000-2003	7,5	11,7	9,8	6,8
Combustíveis				
1960-1969	10,1	7,1	13,2	17,7
1970-1979	15,0	10,6	18,0	21,6
1980-1989	18,8	16,1	27,0	42,8
1990-1999	8,8	9,2	11,3	18,3
2000-2003	9,3	10,8	11,5	14,0
Produtos Agrícolas				
1960-1969	9,6	3,1	4,2	2,3
1970-1979	5,8	2,6	4,0	1,8
1980-1989	3,9	2,3	2,7	1,7
1990-1999	2,9	2,0	2,2	2,9
2000-2003	2,0	1,6	1,8	1,7
Minérios e Metais				
1960-1969	8,1	2,3	4,8	6,5
1970-1979	6,0	2,4	4,5	5,3
1980-1989	4,3	2,3	3,0	4,2
1990-1999	3,5	1,9	2,3	3,7
2000-2003	3,0	1,4	1,8	3,0

Fonte: [World Bank \(2005\)](#).

Segundo [Zini Jr. \(1988, p. 631\)](#), essa classificação tem problemas com relação aos bens intermediários, por incluir petróleo, produto com características peculiares. Em consequência, esse produto é geralmente excluído ou considerado isoladamente quando se analisa o comportamento da importação por categoria de uso.

Da análise da Tabela 3.2.4, destacamos duas características do comportamento da importação por setor. A primeira refere-se ao aumento da participação dos combustíveis na importação do Mundo nas décadas de 70 e 80 e de

modo mais significativo, da América Latina⁷⁶, do Mercosul e do Brasil, reflexo da elevação do preço internacional do petróleo e da dependência da maioria dos países da região por esse tipo de bem.

A segunda característica é o crescimento da participação da importação de produtos manufaturados pós-liberalização, o qual alcançou a média anual de 74,9% na América Latina, 75,2% no Mercosul e 67,0% no Brasil nos anos 90. O pico do Brasil ocorre, entretanto, no período 2000-2003.

Assim, dado o comportamento da importação da América Latina na última década, apresentado nas tabelas acima, destacamos a maior importação de produtos do setor de manufaturados e da importação com origem dos países industrializados.

⁷⁶ O maior crescimento da participação dos combustíveis na região se deve, em parte, a opção inicial pelo não ajustamento aos choques externos.

3.3 Equação de Importação⁷⁷

O propósito desta seção é resumir a evidência teórica e empírica sobre a equação de importação. Discutimos, em especial, a literatura que analisa os efeitos da liberalização comercial sobre o fluxo de importação e, como consequência, sobre as elasticidades-preço e renda.

Cabe mencionar que a investigação empírica do comportamento do fluxo de importação e, de modo mais amplo do comércio exterior, é área ativa em economia internacional. O grande número de estudos dedicados ao assunto, dentre os quais citamos os *surveys* de [Goldstein e Khan \(1985\)](#) e [Fullerton et al. \(1999\)](#), justifica-se pela disponibilidade de dados tanto em nível agregado quanto desagregado⁷⁸, pela estrutura teórica utilizada e pela diversidade de aplicação dos resultados (as elasticidades preço e renda).

A seção está dividida em quatro subseções. As Subseções 3.3.1 e 3.3.2 abordam, respectivamente, questões teóricas e econométricas para a modelagem da equação de importação. A Subseção 3.3.2 destaca a literatura que considera a influência da liberalização comercial sobre o desempenho da importação e a Subseção 3.3.3 apresenta o quadro atual das elasticidades-preço e renda da importação latino-americana.

⁷⁷ Esta seção tem como principal referência o trabalho de [Goldstein e Khan \(1985\)](#).

⁷⁸ Dados sobre importação e exportação para estudos *cross-country* em nível desagregado podem ser obtidos nas bases de dados fornecidas pelas seguintes instituições: Fundo monetário Internacional, Banco Mundial, Nações Unidas, Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico.

3.3.1 Equação de importação: aspectos teóricos

De acordo com [Goldstein e Khan \(1985, p. 1.044\)](#), a modelagem do comportamento temporal da importação (equação de oferta e de demanda da importação) depende do tipo e do uso final da mercadoria importada, da estrutura institucional na qual a mercadoria é comercializada, do propósito do exercício da modelagem e da disponibilidade de dados.

A literatura, contudo, é dominada por dois modelos gerais de comércio: o modelo dos substitutos imperfeitos e o modelo dos substitutos perfeitos. O modelo dos substitutos perfeitos⁷⁹ é mais apropriado para bens homogêneos, por exemplo, *commodities*, enquanto o dos substitutos imperfeitos tem como hipótese básica a diferenciação entre domésticos e importados, sendo assim mais adequado para a modelagem da importação em nível agregado.

Neste trabalho, como usamos a importação agregada, adotamos a hipótese dos substitutos imperfeitos⁸⁰. A escolha deste modelo também se justifica pelas diferenças encontradas no preço de um mesmo produto pelos estudos que testam a lei do preço único, com exceção das *commodities*⁸¹.

As equações básicas de importação estabelecidas pelo modelo de substitutos imperfeitos são as de demanda e oferta. A equação de demanda da importação é derivada por meio da aplicação da teoria de demanda do consumidor, na qual o consumidor maximiza a utilidade sujeito à restrição orçamentária. Esta equação estabelece a quantidade demandada em função da renda real e do preço relativo da importação.

Por outro lado, na especificação da equação de oferta da importação, consideramos o lado da oferta apenas por hipótese, pressupondo elasticidade da oferta

⁷⁹ Maiores detalhes sobre o modelo de substitutos perfeitos são fornecidos por [Goldstein e Khan \(1985\)](#).

⁸⁰ Ao considerarmos a importação agregada, excluímos a possibilidade de existência de ilusão monetária, de bens inferiores e de complementaridade entre bens domésticos e importados, o que implica elasticidade-preço e renda da importação, respectivamente, negativa e positiva.

⁸¹ [Isard \(1977\)](#), [Giovannini \(1988\)](#), [Knetter \(1989\)](#) e [Knetter \(1993\)](#) e [Parsley e Wei \(1996\)](#).

de importação infinitamente elástica com relação ao preço⁸². Esta forma de modelagem é bastante encontrada na literatura, uma vez que é aceitável supor que o resto do mundo pode aumentar a oferta de importação para um único país sem elevar o preço.

Considerando a exposição feita acima, estimamos apenas a equação de demanda da importação, denominada a partir de agora equação de importação, uma vez que supomos oferta da importação infinitamente elástica com relação ao preço.

3.3.2 *Modelagem Econométrica da Equação de Importação*

Na modelagem da equação de importação, os trabalhos empíricos consideram: (a) dinâmica de ajustamento; (b) agregação; (c) simultaneidade; (d) quebra estrutural; (e) forma funcional e (f) estacionariedade.

a) Dinâmica de Ajustamento

No mundo real, existe a presença de informação imperfeita e de custos de ajustamentos, que devem ser consideradas. A suposição de ajustamento não-automático é importante para fins de previsão e para avaliar o impacto de mudanças na política econômica.

Na modelagem da importação, uma das sugestões da literatura é modelo de ajustamento parcial no qual a importação se ajusta à diferença entre demanda de importação no tempo t e importação realizada no período anterior $t-1$, $\Delta M_t = \phi[M_t^d - M_{t-1}]$ ⁸³. Outra possibilidade é a modelagem a partir da especificação de

⁸² [Khan \(1974\)](#) modela de forma explícita a equação de oferta da importação, enquanto que [Goldstein et al. \(1980\)](#) a supõe infinitamente preço elástica. No Brasil, a maioria dos trabalhos considera a oferta de importação preço-elástica, como [Dib \(1981\)](#).

⁸³ Essa forma é uma variação mais simples do modelo geral de defasagem distribuída, também conhecido como modelo de Koyck. Há, na literatura, além do modelo de Koyck, mais duas formas de incorporar dinâmica na estimação da equação de importação, o modelo de defasagem polinomial, devido a [Almon \(1965\)](#), e as técnicas de análise de séries temporais, associadas a [Box e Jenkins \(1984\)](#). [Goldstein e Khan \(1985\)](#) descrevem a utilização das abordagens de Koyck e Almon.

um mecanismo de correção de erro – MCE, que permite conciliar o comportamento de curto prazo com o equilíbrio de longo prazo.

b) Agregação

Outra questão que merece destaque refere-se ao nível de agregação dos dados, assunto sobre o qual a literatura não fornece resposta definitiva; existem situações onde a equação desagregada (estimada usando dados desagregados) é mais adequada e casos onde a forma agregada (estimada com dados agregados) oferece mais vantagens. Há ainda estados onde ocorre viés de especificação com as duas modelagens⁸⁴.

Neste trabalho, dada a falta de dados desagregados por grupo de mercadorias para todos os países analisados, estimamos a equação de importação agregada.

c) Simultaneidade

Segundo [Orcutt \(1950\)](#), a elasticidade-preço obtida a partir da equação de importação pode ser viesada por simultaneidade⁸⁵ entre as variáveis preço e quantidade. Sob esta hipótese, a elasticidade-preço baseada no modelo de equação única pode representar uma média ponderada da verdadeira elasticidade. Destacamos, contudo, que a hipótese de elasticidade-preço da oferta infinita é apropriada para a equação de importação dos países latino-americanos⁸⁶ e que, na prática, é bastante adotada.

⁸⁴ [Grunfeld e Griliches \(1960\)](#) e [Aigner e Goldfeld \(1974\)](#), por exemplo, consideram as estimativas provenientes das equações desagregadas mais propensas ao viés de especificação, uma vez que os dados desagregados estão sujeitos a erros de mensuração maiores.

⁸⁵ Lembramos que a simultaneidade, correlação entre as variáveis consideradas exógenas na equação e o termo erro, viola uma das hipóteses básicas do modelo clássico de regressão linear.

⁸⁶ No caso da violação dessa hipótese, há duas soluções possíveis: (i) resolver o modelo estrutural para obter a forma reduzida, estimando-a por meio do método dos mínimos quadrados ordinário ou (ii) usar o método de equações simultâneas, estimando-as por meio dos mínimos quadrados de dois estágios ou variáveis instrumentais. Em geral, essas soluções resolvem o problema da simultaneidade, mas em algumas situações não é possível obter a elasticidade-preço. O problema da simultaneidade também pode ser contornado com a utilização da auto-regressão vetorial - VAR, por considerar todas as variáveis como endógenas, determinando-as de forma conjunta.

Em geral, o problema do viés de simultaneidade é testado por meio de testes econométricos, por exemplo, o teste de especificação de [Hausman⁸⁷ \(1978\)](#).

d) *Quebra Estrutural*

Choques estruturais ou mudanças graduais de política como, por exemplo, o processo de liberalização comercial dos países da América Latina, podem alterar a equação de importação ao longo do tempo⁸⁸.

Assim, testamos o efeito do processo de liberalização sobre a importação por meio de medidas de proteção (como a tarifa legal ou efetiva)⁸⁹ e de variáveis *dummies*. O primeiro conjunto de variáveis analisa como restrições ao comércio exterior afetam o fluxo de importação e o segundo identificar se ocorreram quebras estruturais, mudanças nos parâmetros da equação de importação.

Existem dois procedimentos básicos para detectar quebras estruturais: (i) método da variável *dummy* e (ii) o teste F^{90} , conhecido como teste de Chow, devido a [Chow \(1960\)](#).

Para verificar a alteração no fluxo de importação, gerada por mudança da política comercial, utilizamos como *dummy* de intercepto (aditiva) o indicador de liberalização, *SW* (apresentado no Capítulo 2). Por outro lado, a possível mudança nos coeficientes será analisada por meio de *dummies* multiplicativas.

[Melo e Vogt \(1984\)](#) formularam e testaram duas hipóteses com relação ao impacto da liberalização comercial sobre a importação da Venezuela: (i) aumento da elasticidade-renda com a queda do nível de restrição à importação e (ii) existência de

⁸⁷ O problema da simultaneidade surge quando há regressores endógenos e, portanto, provavelmente correlacionados com o termo erro. Assim, um teste de simultaneidade é, em essência, um teste para verificar a existência de correlação entre regressores e termo erro.

⁸⁸ No período pós-liberalização, a hipótese de instabilidade dos parâmetros da equação de importação não pode ser rejeitada para o Brasil ([Azevedo e Portugal, 1998](#)) e para o México ([Pacheco-López e Thirlwall, 2004](#)). Para a Argentina, [Catão e Falcetti \(2002\)](#) não rejeitaram a hipótese de estabilidade da equação de importação, apesar do alcance das mudanças estruturais no país.

⁸⁹ No Anexo deste capítulo, tecemos alguns comentários sobre proteção comercial.

⁹⁰ [Greene \(2003, cap. 7\)](#) trata da especificação e de testes para determinar a mudança estrutural. De acordo com [Gujarati \(1970\)](#), há algumas vantagens no método da variável *dummy*.

relação crescente entre elasticidade-preço da importação e habilidade dos países em substituir domesticamente os bens importados, como consequência do desenvolvimento econômico que, em geral, é maior com a liberalização⁹¹.

O suporte empírico às hipóteses de [Melo e Vogt \(1984\)](#) é divergente. [Boylan e Cuddy \(1987\)](#) rejeitaram as duas hipóteses⁹² para a Irlanda, [Mah \(1999\)](#) e [Bertola e Faini \(1991\)](#) apenas a segunda para Tailândia e Marrocos, respectivamente, e [Santos-Paulino \(2002\)](#) encontrou evidências que apóiam as duas hipóteses para países em desenvolvimento selecionados.

e) Forma Funcional

Com relação à forma funcional da equação de importação, a teoria econômica fornece pouca informação, restando apenas a orientação empírica, aonde a forma log-linear vem sendo usada com relativo sucesso. [Khan e Ross \(1977\)](#) confirmam essa especificação, assim como [Thursby e Thursby \(1984\)](#), a partir de um conjunto de testes, incluindo o teste de erro de especificação da regressão de [Ramsey \(1969\)](#).

f) Estacionariedade

Até o início dos anos 80, os problemas causados pela não-estacionariedade das variáveis econômicas, haviam sido ignorados. Por sua vez, o uso indiscriminado deste tipo de variável tende a invalidar o processo de inferência clássico, baseado nos mínimos quadrados ordinários. Assim, nos estudos com dados de séries temporais, deve-se considerar a possibilidade de existência de raiz unitária nas variáveis econômicas envolvidas, como também, de co-integração⁹³.

Do exposto acima, consideramos as seguintes questões na estimação da equação de demanda a importação dos países da América Latina: dinâmica de ajustamento, dados agregados, elasticidade-preço da oferta infinita, possibilidade de quebra estrutural, forma funcional log-linear e existência de raiz unitária.

⁹¹ A relação entre crescimento e liberalização na América Latina será analisada no Capítulo 4.

⁹² De acordo com [Mah \(1999\)](#), esse resultado deve ser aceito com ressalvas, pois os autores não levaram em consideração a possibilidade não-estacionariedade das variáveis envolvidas.

⁹³ Essas questões são discutidas em detalhes por [Bahmani-Oskooee e Nirooman \(1998\)](#).

3.3.3 Elasticidade-Preço e Renda da Importação Latino-Americana

Nesta subseção, apresentamos as estimativas encontradas na literatura para as elasticidades-preço e renda da importação dos países da América Latina.

Enquanto há vários estudos sobre elasticidades de importação para economias industrializadas, como o trabalho pioneiro de [Khan \(1974\)](#), o mesmo não se pode dizer em relação à América Latina. Por exemplo, [Fullerton et al. \(1999\)](#) foi o único *survey* encontrado que considera apenas países da região. Por sua vez, [Reinhart \(1995\)](#) e [Senhadji \(1998\)](#) apresentam estimativas para as elasticidades-preço e renda da importação para alguns países latino-americanos.

[Fullerton et al. \(1999\)](#) examinaram estimativas das elasticidades da importação e da exportação dos países latino-americanos, publicadas no período posterior a 1976, e concluíram que a importação dos países da região é inelástica com respeito ao preço e elástica com respeito à renda.

Por sua vez, o *survey* de [Goldstein e Khan \(1985\)](#), que considerou apenas países membros da *Organization for Economic Co-operation and Development – OECD* e cobriu a literatura até o início dos anos 80, com ênfase nos trabalhos posteriores a 1973 e anteriores a 1969, destaca que, para um país industrializado representativo: (i) a elasticidade-preço da importação de longo prazo excede a unidade e a de curto prazo é menor que a de longo prazo; (ii) a elasticidade-renda da importação encontra-se entre 1 e 2 e (iii) existem diferenças significativas nas elasticidades-preço e renda da importação entre os grupos de *commodities*.

A Tabela 3.3.4.1, exibida na próxima página, resume pesquisa realizada sobre estimativas das elasticidades-preço e renda da importação das economias latino-americanas.

As conclusões obtidas a partir da observação da Tabela 3.3.4.1 são semelhantes às encontradas por [Goldstein e Khan \(1985\)](#) para países industrializados e [Fullerton et al. \(1999\)](#) para países latino-americanos: elasticidade-preço e renda, apesar

de algumas exceções, menores que a unidade no curto prazo; elasticidade-preço de longo menor que a unidade em 63% dos estudos e elasticidade-renda de longo prazo maior que a unidade, também, em 63% dos estudos.

Os resultados da Tabela 3.3.4.1, no entanto, devem ser analisados com cuidado, porque alguns desses estudos não consideram a possibilidade de raiz unitária, enquanto outros não incorporam as mudanças ocorridas na região entre meados da década de 80 e meados da década de 90, que, como observado, podem viesar os resultados.

Tabela 3.3.4.1: Elasticidades-preço e renda da importação Latino-Americana

Autor	Países / Período	<u>Curto Prazo</u>		<u>Longo Prazo</u>	
		Preço	Renda	Preço	Renda
América Latina					
Reinhart (1995)	1970-91	-0,36	2,07
Santos-Paulino (2002)	1976-97	-0,15	1,91	-0,17	2,12
Argentina					
Khan (1974)	1951-1969	-0,60	0,08	-0,85	0,14
Reinhart (1995)	1970-91	-0,47	1,09
Senhadji (1998)	1960-93	-0,68	0,70	-1,71	1,21
Catão Falcetti (2002)	1980-97	-0,25	1,92	-0,80	2,42
Brasil					
Khan (1974)	1951-69	-1,32	0,15	-1,69	0,11
Weisskoff (1979)	1953-70	-0,37	2,33
Dib (1981)	1960-79	-0,98	0,45	-2,72	1,25
Zini Jr. (1988)	1970:1-86:3	-0,18*	1,28	-0,46*	3,28
Portugal (1992)	1976:1-87:4	-0,91	0,34
Ferreira (1994)	1973:1-89:4	-0,28*	0,26	-1,36*	1,29
Reinhart (1995)	1970-91	-0,55	2,76
Azevedo e Portugal (1998)	1980:1-94:4	-1,27	2,11
Senhadji (1998)	1960-93	-0,29	0,20	-1,73	1,24
Resende (2001)	1990:1-98:4	-1,39	3,85
Chile					
Khan (1974)	1951-69	-0,25	0,02	-0,63	0,00
Senhadji (1998)	1960-93	-0,01	1,18	-0,02	1,87
Colômbia					
Khan (1974)	1951-69	-1,20	0,29	-0,76	0,21
Reinhart (1995)	1970-91	-1,36	1,14
Bahmani-Oskooee e Niroomand (1998)	1960-92	-5,48	-7,32
Senhadji (1998)	1960-93	-0,44	0,59	-0,80	1,09
Costa Rica					
Khan (1974)	1951-69	-1,84	1,94	-1,98	2,06
Reinhart (1995)	1970-91	-0,75	0,97
Senhadji (1998)	1960-93	-0,57	0,16	-4,18	1,21
Equador					
Khan (1974)	1951-69	-0,98	0,41	-1,17	0,56
México					
Reinhart (1995)	1970-91	-0,39	0,89
Fullerton et al. (1997)**	1981-94	-0,10*	1,82	-0,14*	2,58
Senhadji (1998)	1960-93	-0,22	0,37	-0,77	1,31
Pacheco-López e Thirlwall (2004)	1970-00	-0,61	2,67
Uruguai					
Khan (1974)	1951-69	-1,39	-0,31	-1,23	-0,21
Senhadji (1998)	1960-93	-0,22	1,24	-0,99	5,48
Venezuela					
Khan (1979)	1953-70	-0,90	0,24
Melo e Vogt (1984)	1962-79	-2,09	1,88
Senhadji (1998)					
El Salvador	1960-93	-0,42	0,50	-1,23	1,47
Honduras	1960-93	-0,05	0,10	-0,39	0,74
Nicarágua	1960-93	-0,12	0,27	-0,27	0,57
Panamá	1960-93	-0,06	0,38	-0,16	0,99
Paraguai	1960-93	-0,14	0,69	-0,33	1,58
Peru	1960-93	-0,21	0,17	-0,63	0,50
República Dominicana	1960-93	-0,15	0,43	-0,30	0,86

Fonte: Elaborada pelo autor.

Notas: * Refere-se ao preço dos bens importados e não ao preço dos bens importados relativo ao dos bens domésticos. ** Os autores estimaram a equação de importação do México apenas em relação aos EUA.

3.4 O Modelo

Nesta seção, especificamos a equação de importação utilizada no processo de estimação das elasticidades-preço e renda de curto e de longo prazo e na análise do impacto da liberalização comercial sobre o fluxo de importação dos países latino-americanos.

A seção está organizada do seguinte modo: na Subseção 3.4.1, a partir do problema de otimização intertemporal do consumidor, derivamos a equação econométrica básica, usada para estimar os parâmetros da equação de importação, e, na Subseção 3.4.2, expandimos essa equação para considerar os efeitos da liberalização sobre o fluxo de importação.

3.4.1 Especificação da Equação de Importação⁹⁴

Para derivar a equação de demanda por importação, pressupomos que a decisão de importar em uma pequena economia é tomada por indivíduo representativo. Esse vive infinitamente e decide quanto irá consumir do bem doméstico D e do bem importado M , sendo o bem doméstico o bem numerário da economia. Consideramos ainda uma economia onde não existe produção e não se os bens, se intermediários ou finais⁹⁵.

Dessa forma, a decisão intertemporal do indivíduo representativo é formalizada pelo problema de maximização da função de utilidade dos bens domésticos e dos bens importados, sujeita à restrição orçamentária e à condição de transversalidade. Assim:

$$\underset{(D_t, M_t)_{t=0}^{\infty}}{\text{Max}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\delta} \right) U(D_t, M_t), \quad [3.4.1.1]$$

⁹⁴ Esta seção se baseia em [Senhadji \(1998\)](#) que tem como referência o modelo de [Clarida \(1994\)](#).

⁹⁵ Esse cenário é necessário para que possamos derivar uma equação de importação agregada que não requiera mais dados do que se têm disponível.

sujeito às seguintes restrições:

$$A_{t+1} = (1+r)A_t + (Y_t - D_t) - P_t M_t, \quad [3.4.1.2]$$

$$Y_t = (1-\rho)\bar{Y} + \rho Y_{t-1} + \xi_t, \text{ onde } \xi_t \sim (0, \sigma^2) \quad [3.4.1.3]$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{A_{T+1}}{\prod_{t=0}^T (1+r)^{-1}} = 0 \quad [3.4.1.4]$$

onde δ é a taxa subjetiva de preferência temporal do agente representativo; r é a taxa de juros mundial, sobre a qual a pequena economia toma a trajetória como exógena e constante ao longo do tempo; A_{t+1} é o estoque de títulos estrangeiros em poder do pequeno país; Y é a dotação estocástica que segue um processo auto-regressivo de primeira ordem com média incondicional \bar{Y} e variância incondicional $\sigma^2 / (1-\rho^2)$, onde σ^2 é a variância da ξ_t e ρ determina o grau de persistência dos choques; e P é o preço relativo do bem importado, inverso da definição usual dos termos de troca⁹⁶. Em uma economia com essas características, P é também a taxa real de câmbio⁹⁷.

A Equação [3.4.1.2] é a conta corrente, a Equação [3.4.1.3] é o processo estocástico, que determina o estoque de dotação, e a Equação [3.4.1.4] é a condição de transversalidade, que exclui jogos Ponzi. Assim, as condições de primeira ordem do problema são:

$$\frac{\partial U}{\partial D_t}(D_t, M_t) = \lambda_t, \quad [3.4.1.5]$$

$$\frac{\partial U}{\partial M_t}(D_t, M_t) = \lambda_t P_t \text{ e} \quad [3.4.1.6]$$

⁹⁶ Os termos de troca são, em geral, definidos como a razão entre o preço da exportação e o preço da importação, [Obsfeld e Rogoff \(1998, p. 25\)](#).

⁹⁷ A taxa real de câmbio é definida, normalmente, como a taxa nominal de câmbio multiplicada pelo índice de preço externo e pelo inverso do índice de preço interno. Alguns autores, no entanto, como [Pinto \(1983, p. 47\)](#), quando desejam considerar de forma separada os efeitos do câmbio, do preço externo e do preço interno, utilizam definições alternativas.

$$\lambda_t = \left(\frac{1+r}{1+\delta} \right) E_t \lambda_{t+1} \quad [3.4.1.7]$$

onde λ é o multiplicador de Lagrange sobre a conta corrente.

Da Equação [3.4.1.5], observamos que λ_t é a utilidade marginal do bem doméstico e, da Equação [3.4.1.7], que $\lambda_t P_t$ é a utilidade marginal do bem importado. Além disso, temos que, na escolha ótima, a taxa marginal de substituição entre bem doméstico e bem importado do agente representativo deve se igualar ao preço relativo desses bens.

Supondo função de utilidade instantânea do tipo *log-aditiva*⁹⁸, seguindo [Clarida \(1994\)](#), temos:

$$U(D_t, M_t) = H_t \frac{D_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} + F_t \frac{M_t^{1-\beta}}{1-\beta}, \text{ onde } \alpha > 0 \text{ e } \beta > 0, \quad [3.4.1.8]$$

$$H_t = e^{h_0 + \varepsilon_{H,t}} \text{ e} \quad [3.4.1.9]$$

$$F_t = e^{f_0 + \varepsilon_{F,t}}, \quad [3.4.1.10]$$

onde H_t e F_t são choques aleatórios exponenciais estacionários nas preferências, $\varepsilon_{H,t}$ e $\varepsilon_{F,t}$ são choques estacionários e α e β são os parâmetros da curvatura, que fornecem a elasticidade de substituição entre o bem doméstico e o importado.

As condições de primeira ordem do problema de otimização, Equações [3.4.1.6] e [3.4.1.7], aplicadas na função de utilidade instantânea, Equação [3.4.1.8], produzem o seguinte resultado:

$$D_t = \lambda_t^{-\frac{1}{\alpha}} H_t^{\frac{1}{\alpha}} \text{ e} \quad [3.4.1.11]$$

$$M_t = \lambda_t^{-\frac{1}{\beta}} F_t^{\frac{1}{\beta}} P_t^{-\frac{1}{\beta}}. \quad [3.4.1.12]$$

⁹⁸ As propriedades da função *log-aditiva* podem ser encontradas em [Houthakker \(1960\)](#).

Por conseguinte, substituindo as Equações [3.4.1.9], [3.4.1.10] e [3.4.1.11] na Equação [3.4.1.12] e tomando o logaritmo, obtemos a seguinte equação de importação:

$$m_t = c - \frac{1}{\beta} p_t + \frac{\alpha}{\beta} d_t + \varepsilon_t \quad [3.4.1.13]$$

onde $c = \frac{f_0 - h_0}{\beta}$ e $\varepsilon_t = \frac{\varepsilon_{F,t} - \varepsilon_{H,t}}{\beta}$ e as letras minúsculas indicam o logaritmo da variável correspondente. A especificação da equação em termos do *log* convém por duas razões: (i) permite que a importação reaja proporcionalmente a alterações nas variáveis explicativas e (ii) sob a hipótese de elasticidade constante, evita problemas causados por quedas drásticas nas elasticidades quando a importação aumenta.

Assim, de acordo com a Equação [3.4.1.13], a importação é inversamente proporcional ao preço relativo do bem importado e diretamente proporcional ao consumo dos bens domésticos. Cabe observar que, segundo a identidade da conta corrente, a exportação, X_t , é dada por $X_t = Y_t - D_t = PIB_t - D_t$ e o consumo do bem doméstico por:

$$D_t = PIB_t - X_t. \quad [3.4.1.14]$$

Dessa forma, dado o produto, $PIB_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t$, e a absorção interna, $A_t = C_t + I_t + G_t$, podemos interpretar $D_t = C_t + I_t + G_t - M_t$, como a absorção interna dos bens produzidos domesticamente, pois não considera os bens exportados. Sendo assim, substituindo [3.4.1.14] em [3.4.1.13], obtemos a equação que relaciona a importação com o preço relativo da importação e com a renda:

$$m_{it}^d = c - \frac{1}{\beta} p_{it} + \frac{\alpha}{\beta} pibx_{it} + \varepsilon_{it}, \quad [3.4.1.15]$$

onde $pibx_{it} = \log(PIB_{it} - X_{it})$.

Destacamos uma diferença entre a Equação [3.4.1.15] e a equação de importação tradicionalmente usada nos estudos empíricos: nesta, a variável renda (ou de

escala) costuma ser o *PIB* ou a renda nacional, na Equação [3.4.1.15], em vez do *PIB*, temos a absorção interna dos bens produzidos domesticamente, $PIB - X$ ⁹⁹.

Outra questão em torno da equação que precisamos ressaltar se refere à estacionariedade das variáveis envolvidas, uma vez que elas podem ser de tendência estacionária - TE ou de diferença estacionária – DE. Assim, consideramos quatro casos, que são relacionados na Tabela 3.4.1.1.

Na Equação [3.4.1.15], supomos os importadores sobre a função de demanda $M^d = M$ e oferta perfeitamente elástica com relação a preço, permitindo assim tratamento do preço da importação como exógeno. No entanto, se essas hipóteses não são satisfeitas, as estimativas para $(1/\beta)$, obtidas a partir da Equação [3.4.1.15], podem ser viesadas e inconsistentes¹⁰⁰.

Na Subseção 3.3.1, justificamos a suposição de oferta de importação infinitamente elástica com relação a preço no caso dos países latino-americanos, uma vez que a amostra considerada é composta de países tomadores de preço, com pequeno comércio em relação ao comércio mundial, como pode ser observado na Tabela 3.2.1.

Por sua vez, na Subseção 3.3.2, observamos que a hipótese de ajustamento automático entre a demanda por importação e a importação não é adequada quando confrontada com a complexidade da realidade do comércio internacional.

⁹⁹ Cabe ressaltar que, no processo de estimação, de forma a testar a robustez do modelo, consideramos o *PIB* como variável independente no lugar da variável $PIB - X$ e, como esperado, os resultados não se alteraram de forma significativa.

¹⁰⁰ No caso da hipótese de equilíbrio, $M^d = M$, se os dados forem gerados por sistema em desequilíbrio, as estimativas podem sofrer de viés de especificação e, no caso da hipótese de elasticidade-preço da oferta infinita não ser satisfeita, podem ter um viés em equações simultâneas.

Tabela 3.4.1.1: Especificação do Modelo

Casos	Previsões do Modelo e Estratégia de Teste
<p>1. Todas as variáveis são de diferença estacionária – DE</p> <p>No modelo, são necessárias as seguintes hipóteses para que as variáveis sejam de diferença estacionária:</p> <p>a) Para que D seja de DE, devemos assumir $r = \delta$. Então, a Equação de Euler [3.4.1.7] se resume a $\lambda_t = E_t \lambda_{t+1}$. Portanto, λ_t pode ser escrito como: $\lambda_t = \lambda_{t+1} + e_t$, onde e_t é tal que $E_t e_t = 0$. Em outras palavras, λ_t tem raiz unitária e, portanto, D também herda a raiz unitária, uma vez que H é estacionária. Se D tem uma raiz unitária, então m da Equação [3.4.1.13], também tem raiz unitária.</p> <p>b) Assumiremos que o logaritmo do preço relativo da importação é de diferença estacionária.</p> <p>c) p e d não são co-integradas com o vetor de co-integração $(1 - \alpha)$</p>	<p>Sob as hipóteses (a) –(c), a Equação [3.4.1.13] implica que m, d e p são co-integradas com o vetor de co-integração $(1/\beta - \alpha/\beta)$. Além disso, este vetor de co-integração é único, uma vez que a Equação de importação [3.4.1.13] tem três variáveis integradas de ordem 1 - I(1) - e duas tendências estocásticas comuns. Se não existe relação de co-integração entre essas variáveis, então a estimação da Equação de importação [3.4.1.13] será espúria. Portanto, para confirmar essa possibilidade deve-se testar a co-integração entre as variáveis da Equação [3.4.1.13].</p>
<p>2. Uma das três variáveis é de tendência estacionária - TE</p> <p>Neste caso, temos três possibilidades, dependendo da variável que é de tendência estacionária:</p> <p>a) m é de tendência estacionária</p> <p>O modelo produz este caso sob as seguintes hipóteses: (i) p é de diferença estacionária; (ii) hipóteses (a) no caso 1 e (iii) p e d são co-integradas com o vetor co-integrante $(1 - \alpha)$</p> <p>b) p é de tendência estacionária</p> <p>c) d é de tendência estacionária</p> <p>Das equações [3.4.1.7] e [3.4.1.11], d será de tendência estacionária $\delta > r$.</p>	<p>a) p e d são co-integradas com o vetor co-integrante $(1 - \alpha)$</p> <p>b) m e d são co-integradas com o vetor co-integrante $(1 - 1/\beta)$</p> <p>c) m e p são co-integradas com o vetor co-integrante $(1 - \alpha/\beta)$</p> <p>Nesses três casos, se não existe relação de co-integração entre os pares das variáveis, então tentativas de estimar a equação de importação resultará em regressão espúria. Portanto, para confirmar essa possibilidade deve-se testar a co-integração entre as variáveis da Equação [3.4.1.13].</p>
<p>3. Duas das três variáveis são de tendência estacionária.</p>	<p>Este caso pode ser visualizado como uma rejeição do modelo, uma vez que não existe combinação linear das três variáveis que produza um processo estacionário.</p>
<p>4. Todas as variáveis são de tendência estacionária.</p> <p>Este é o único caso no qual a inferência clássica é válida.</p>	<p>A Equação de importação [3.4.1.13] torna-se uma equação de regressão clássica com coeficientes $(1/\beta - \alpha/\beta)$.</p>

Fonte: [Senhadji \(1998, p. 242-243\)](#).

Dessa forma, introduzimos a possibilidade de comportamento fora do equilíbrio na Equação [3.4.1.15], especificando um mecanismo de ajustamento parcial, no qual mudanças na importação estão relacionadas à diferença entre a demanda por importação no período t e a importação realizada no período $t-1$. Estabelecemos o seguinte processo de ajustamento¹⁰¹:

$$\Delta m_t = \phi[m_t^d - m_{t-1}], \quad [3.4.1.16]$$

onde a diferença entre a demanda por importação m_t^d e a importação m_{t-1} é repassada apenas em parte, $0 \leq \phi \leq 1$, para a importação em t . Este mecanismo de ajustamento parcial introduz uma estrutura de defasagens geométrica na determinação da importação.

A Equação [3.4.1.16] se justifica com base no argumento de existência de custos envolvidos no ajustamento do fluxo da importação desejado¹⁰², bem como no fato de que apenas parte do ajustamento é alcançado dentro do período ([Griliches, 1967](#)).

Segundo [Goldstein e Khan \(1985\)](#), avaliar o comportamento e a duração da defasagem temporal é importante não somente para obter previsões para a importação, mas também para considerar questões de política econômica relacionadas, como mudança na tarifa e na taxa de câmbio.

Assim, substituímos a Equação [3.4.1.15] na Equação [3.4.1.16], e resolvemos para a importação no período t , obtendo o seguinte resultado¹⁰³:

$$m_{it} = \theta_0 + \theta_1 m_{i,t-1} + \theta_2 p_{it} + \theta_3 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3.4.1.17]$$

¹⁰¹ Essa forma de introduzir dinâmica no sistema foi sugerida pioneiramente por [Houthakker \(1969\)](#).

¹⁰² Como parte da importação é realizada com base em contratos, que se estendem por vários períodos, a importação não responde de modo imediato a mudanças na demanda.

¹⁰³ [Thursby e Thursby \(1984\)](#), analisando nove modelos de demanda por importação para cinco países, concluíram que os modelos que incluem comportamento dinâmico por meio de valores defasados da variável dependente - Equação [3.4.1.17] - são mais apropriados que os estáticos, sem valores defasados da variável dependente - Equação [3.4.1.15]. Por modelo apropriado, entenda-se aquele que gera estimativas não-viesadas (ou pelo menos consistentes) e eficientes para as elasticidades.

onde $\theta_0 = \phi c$, $\theta_1 = (1 - \phi)$, $\theta_2 = -\frac{\phi}{\beta}$, e $\theta_3 = \frac{\phi\alpha}{\beta}$ ¹⁰⁴.

Portanto, de acordo com a Equação [3.4.1.17], o fluxo de importação ao longo do tempo depende do preço relativo da importação com respeito aos bens substitutos domésticos, da renda doméstica e do fluxo de importação do período anterior.

Podemos chamar a Equação [3.4.1.17] de equação de importação de curto prazo, dado que ela fornece as elasticidades-preço e renda da importação de curto prazo, θ_2 e θ_3 , respectivamente. As elasticidades-preço e renda da importação de longo prazo são obtidas a partir da Equação [3.4.1.17], excluindo-se o termo m_{t-1} e dividindo-se a equação resultante por $(1 - \theta_1)$. Com isto, enquanto, no curto prazo, o ajustamento da importação em relação a demanda por importação ocorre em parte, no longo prazo, este ajustamento é completo.

3.4.2 Impacto da Liberalização sobre a Importação

No caso dos países da América Latina, como ressaltamos na Subseção 3.3.3, existe outra fonte de viés de especificação na estimação da Equação [3.4.1.17], que ocorre quando não se considera as restrições impostas sobre o fluxo de importação, tais como a política tarifária e o recente processo de liberalização comercial¹⁰⁵. Nesta subseção, corrigimos a equação de importação para este tipo de viés.

A versão ampliada da Equação [3.4.1.17], que considera o efeito das restrições à importação t_{it} e da liberalização comercial lib_{it} sobre a importação é:

$$m_{it} = \theta_0 + \theta_1 m_{i,t-1} + \theta_2 p_{it} + \theta_3 x_{it} + \theta_4 t_{it} + \theta_5 lib_{it} + \varepsilon_{it} . \quad [3.4.2.1]$$

¹⁰⁴ Para simplificar a notação, utilizaremos a partir de agora apenas x_{it} para representar a variável $pibx_{it}$.

¹⁰⁵ Se as restrições são correlacionadas com as variáveis explicativas, as elasticidades estimadas podem ser viesadas e inconsistentes. Neste caso, poderíamos ter um erro de especificação devido a variáveis omitidas, [Ramsey \(1969\)](#).

Observamos que a variável *dummy lib_{it}* toma o valor 1 (um) no período em que a economia é considerada aberta e 0 (zero) no período em que é fechada. Como dito no Capítulo 2, a variável *dummy lib_{it}* é dada pelo indicador de Sachs-Warner.

De acordo com a crítica de Lucas, a liberalização pode causar efeitos não apenas sobre o nível da importação, mas também na sensibilidade da resposta da importação a mudanças no preço e na renda.

Segundo [Melo e Vogt \(1984\)](#), a redução ou a eliminação da distorção na política comercial sobre o fluxo de importação afeta de modo significativo as elasticidades-preço e renda da importação. Para considerar estas hipóteses, a Equação [3.4.2.1] foi expandida para a forma:

$$m_{it} = \theta_0 + \theta_1 m_{i,t-1} + \theta_2 p_{it} + \theta_3 x_{it} + \theta_4 t_{it} + \theta_5 lib_{it} + \theta_6 libp_{it} + \theta_7 libx_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3.4.2.2]$$

onde as variáveis *libp_{it}* e *libx_{it}* representam o produto das respectivas variáveis (*libp* = *lib* * *p* e *libx* = *lib* * *x*), *t* a dimensão tempo e *i* o país¹⁰⁶. A partir da Tabela 3.3.4.1, esperamos encontrar os seguintes valores para os coeficientes da Equação de importação [3.4.2.2]: $0 < \theta_1 < 1$, $\theta_2 < 0$, $\theta_3 > 0$, $\theta_4 < 0$ e $\theta_5 > 0$.

Na Equação [3.4.2.2], observamos que as variáveis preço e renda aparecem duas vezes na equação, tornando possível mudanças nas elasticidades com a abertura da economia. Como o indicador de Sachs-Warner é uma *dummy* que assume o valor 0 (zero) ou 1 (um), as elasticidades-preço e renda pré-liberalização serão iguais a θ_2 e θ_3 , respectivamente, no período pré-abertura, e $(\theta_2 + \theta_6)$ e $(\theta_3 + \theta_7)$ no período pós-liberalização, caso esta seja significativa.

Em resumo, a Equação [3.4.2.2] apresenta as seguintes características: (i) derivada do problema de maximização intertemporal do consumidor; (ii) inclui a variável dependente defasada como variável explicativa e (iii) considera os efeitos das restrições à importação, da liberalização comercial e das implicações desses efeitos sobre as elasticidades-preço e renda.

¹⁰⁶ Observamos que as variáveis *lib_{it}* é uma *dummy* de nível e *libp_{it}* e *libx_{it}* *dummies* multiplicativas.

3.5 Evidência Empírica sobre Liberalização e Importação

Na Seção 3.3, enfatizamos que apesar da existência de muitas pesquisas sobre o comportamento do fluxo de comércio e, de forma específica, do fluxo de importação, o mesmo não pode ser dito com relação à análise do comportamento da importação sob o impacto da liberalização comercial latino-americana.

Destarte, visando a contribuir para preenchimento dessa lacuna, estimamos o impacto da liberalização sobre a importação do Brasil na Subseção 3.5.2, e do Mercosul e da América Latina na Subseção 3.5.3. A seguir, na Subseção 3.5.1, descrevemos a fonte dos dados utilizados.

3.5.1 Dados

Os dados utilizados no processo de estimação da Equação [3.4.2.2] são: indicadores de liberalização, fluxo de importação e exportação¹⁰⁷, renda e preço relativo da importação.

No caso da estimação da equação de importação do Brasil, usamos também os dados da série tarifa legal do *IPEADATA*¹⁰⁸, uma vez que os indicadores¹⁰⁹ imposto de importação - *IIM* e tendência da tarifa nominal - *TTN* estão disponíveis para a economia brasileira apenas para os períodos 1980-2002 e 1981-2003, respectivamente¹¹⁰.

¹⁰⁷ Lembramos que a equação de importação derivada na Seção 3.4, especifica a importação em termos do preço relativo da importação e da produção líquida da exportação.

¹⁰⁸ No período 1955-95, a série tarifa legal do Ipea é dada pela razão entre o imposto calculado e o total das importações. A partir de 1996, a tarifa legal passou a ser a razão entre o imposto calculado e valor tributável.

¹⁰⁹ Maiores detalhes sobre os indicadores de liberalização podem ser encontrados no Capítulo 2 e no Anexo deste capítulo.

¹¹⁰ Observamos que, como ressaltado por [Zini Jr. \(1988, p. 627\)](#), o indicador imposto de importação - *IIM* apresenta várias limitações: não reflete a taxa de proteção efetiva e nem a existência de tarifa proibitiva. [Kume \(1998\)](#) fornece estimativas da tarifa efetiva por atividade da economia brasileira, mas apenas para anos selecionados da década de 90.

Para as variáveis importação, exportação e renda usamos, respectivamente, as séries importação de bens e serviços, exportação de bens e serviços e PIB do WDI 2005 ([World Bank, 2005](#)). Estas séries são cotadas em dólares constantes de 2000 e estão disponíveis para todos os países da amostra para o período 1960-2003.

O preço relativo da importação para o país i foi determinado por: $p_{im}e_i / p_{id}$, onde p_m é o preço da importação; p_d , o preço dos bens produzidos no país e e é a taxa nominal de câmbio (moeda doméstica por dólar americano).

Para a variável p_m , consideramos a série obtida a partir da razão entre valor da importação de bens e serviços em dólares correntes e valor da mesma série em dólares constantes de 2000 e, para a variável taxa nominal de câmbio e , usamos a série fator de conversão alternativo do Banco Mundial.

O fator de conversão alternativo é produzido pelo Banco Mundial a partir da aplicação da metodologia Atlas¹¹¹, onde o fator de conversão de um determinado ano é dado pela média da taxa de câmbio daquele ano e dos dois anos anteriores, ajustada pela diferença nas taxas de inflação do país e dos EUA.

Em geral, o fator de conversão corresponde à taxa nominal de câmbio oficial, disponibilizada na base de dados *International Financial Statistics – IFS* ([IMF, 2005](#)). Entretanto, quando há necessidade, são realizados refinamentos pelos técnicos do Banco Mundial.

Como *proxy* da variável p_d , utilizamos o índice preço do atacado - IPA, fornecido pela IFS¹¹², quando disponível, ou o deflator implícito do PIB, fornecido pelo WDI 2005. De modo geral, geramos a série preço relativo da importação para todos os países da amostra para o período 1960-2003.

¹¹¹ Maiores detalhes sobre a metodologia podem ser obtidos no item *Technical Notes* das edições do *World Bank Atlas*.

¹¹² Não conseguimos obter o índice de preço do atacado - IPA para sete países: Bolívia, República Dominicana, Equador, Guatemala, Honduras, Nicarágua e Paraguai.

3.5.2 Equação de Importação do Brasil

Esta seção tem como objetivo fornecer estimativas para as elasticidades-preço e renda da importação do Brasil, assim como, encontrar evidências empíricas do impacto da liberalização comercial sobre a importação. Na Subseção 3.5.2.1, descrevemos a metodologia econométrica considerada usada (séries temporais) e, na Subseção 3.5.2.2, apresentamos os resultados da estimação.

3.5.2.1 Metodologia

A estimação da Equação [3.4.2.2] tem como referência a metodologia de series temporais. Como questões importantes devem ser observadas na estimação dessa equação, resumimos, a seguir, de forma breve, a literatura de séries temporais.

A modelagem das séries temporais se baseia em dois tipos de modelos: (i) univariados¹¹³, nos quais as características da série de interesse são explicadas de forma exclusiva pelo comportamento da própria série, e (ii) multivariados¹¹⁴, nos quais a série de interesse é explicada também pelo comportamento de outras séries, permitindo, em consequência, relações de interdependência e de causalidade¹¹⁵.

Esses modelos se baseiam na hipótese de que o processo estocástico gerador da série temporal é estacionário¹¹⁶. Na prática, todavia, muitas séries econômicas não são de tendência estacionária ou são com quebra estrutural¹¹⁷.

¹¹³ Modelos que se encaixam nessa classificação são: auto-regressivo - *AR*, médias-móveis - *MA*, auto-regressivos e de médias móveis - *ARMA* e os integrados auto-regressivo de médias-móveis - *ARIMA*.

¹¹⁴ Dessa classe, são exemplos os modelos de defasagem distribuída e de vetores auto-regressivos - *VAR*.

¹¹⁵ [Griffiths et al. \(1993, p. 680\)](#).

¹¹⁶ Dizemos que uma série de temporal Y_t é estacionária no sentido fraco ou covariância estacionária se ela satisfaz as seguintes condições: (i) $E[Y_t] = \mu$ para todo t e (ii) $E[(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu)] = \gamma_j$ para todo t e j e, estacionária no sentido forte ou estrito, se para qualquer valor j_1, j_2, \dots, j_n a distribuição conjunta de Y ($Y_t, Y_{t+j_1}, Y_{t+j_2}, \dots, Y_{t+j_n}$) depende apenas do intervalo que separa as datas j_1, j_2, \dots, j_n e não de t , [Hamilton \(1994, p. 45-46\)](#).

¹¹⁷ Segundo [Nelson e Plosser \(1982\)](#), a maioria das variáveis macroeconômicas é caracterizada por processos com raiz unitária, são não-estacionárias. [Perron \(1989\)](#) critica essa conclusão e argumenta que as variáveis macroeconômicas são processos de tendência estacionária com quebra estrutural.

A estratégia para detectar a presença de tendência não estacionária e de quebra estrutural baseia-se no conhecimento prévio da série, na análise gráfica e dos coeficientes de autocorrelação ou do correlograma e em testes para a presença de raiz unitária.

Na análise de regressão, o tratamento das séries temporais de tendência não estacionária depende do tipo da tendência, que pode ser determinística ou estocástica¹¹⁸. Se a tendência for determinística, inclui-se uma tendência temporal linear¹¹⁹ de forma a analisar o componente irregular estacionário. Por sua vez, se a tendência for considerada estocástica pode-se aplicar os seguintes métodos: (i) incluir valores defasados da variável dependente e da variável independente; (ii) trabalhar com a diferença das séries e (iii) estimar a equação por meio de Cochrane-Orcutt, ajustando para a auto-correlação serial de primeira ordem ([Hamilton, 1994, p. 561-562](#)).

O método da diferença é o mais utilizado para a remoção de tendências estocásticas, sendo próprio dos modelos de séries temporais univariados. Por exemplo, a metodologia de previsão Box-Jenkins, conhecida como método auto-regressivo integrado de média móvel - *ARIMA*, utiliza esse método¹²⁰.

Lembramos que o uso de séries temporais de tendência não estacionária pode dificultar a análise de regressão¹²¹. A previsão pode ser viesada e ineficiente ou o processo de inferência estatística convencional, baseado nos mínimos quadrados ordinários, pode ser enganoso.

Outro problema que a literatura de series temporais destaca é o da regressão espúria¹²². Esta ocorre quando há tendência comum entre duas ou mais séries

¹¹⁸ Alguns macroeconomistas consideram que as séries econômicas são melhores caracterizadas por tendências estocásticas, que por tendências determinísticas, como [Nelson e Plosser \(1982\)](#) e [Stock e Watson \(1988\)](#). [Enders \(1994, p. 176-181\)](#) faz uma análise da remoção de tendência de séries temporais.

¹¹⁹ [Hamilton \(1994, p. 438\)](#) discute especificações alternativas a linear, para a remoção de tendência determinística.

¹²⁰ A metodologia de previsão Box-Jenkins pode ser consultada em [Box e Jenkins \(1984\)](#), segunda edição do livro clássico que deu origem à metodologia *ARIMA*.

¹²¹ Os problemas causados por tendências estocásticas na análise da regressão são discutidos por [Stock e Watson \(1988\)](#).

¹²² O caso da regressão espúria foi descoberto num experimento de Monte Carlo por [Granger e Newbold \(1974\)](#) e explicado teoricamente por [Phillips \(1986\)](#).

temporais, fazendo com que ambas pareçam relacionadas. Como consequência, as convencionais estatísticas t e F , produzidas pelo método dos mínimos quadrados ordinários - *MQO*, tendem a não rejeitar a hipótese de não relação entre as variáveis¹²³.

A literatura dedicada aos testes que detectam a presença de raiz unitária, bem como, identificam a ordem de integração¹²⁴ de uma série temporal é vasta. Os mais tradicionais são os testes de [Dickey e Fuller \(1979\)](#), simples - *DF* e aumentado - *DFA*, e [Phillips e Perron \(1988\)](#) – *PP*.

O teste de Dickey e Fuller Aumentado - *ADF* é uma extensão do teste Dickey-Fuller, por adicionar a possibilidade de autocorrelação entre os resíduos. Por outro lado, o teste Phillips-Perron considera a possibilidade de heteroscedasticidade nos erros¹²⁵. Cabe mencionar ainda que apesar de usados sem restrições, na prática, esses testes apresentam baixo poder¹²⁶.

Há também os testes [Kwiatkowski, et. al. \(1992\)](#) – *KPSS* e [Elliot, Rothenberg e Stock \(1996\)](#) – *ERS*, que, de modo diferente dos testes *DF*, *DFA* e *PP*, tem como hipótese nula a estacionariedade da série, ausência de raiz unitária.

Os testes para a presença de raiz unitária, também, têm problemas quando a série temporal apresenta quebra. A presença de quebra estrutural pode ser verificada pelo teste de Chow ou pelo teste de Perron¹²⁷. Especificamente, [Perron \(1989\)](#) analisa o problema e descreve o procedimento a ser adotado para testar a presença de raiz unitária sob hipótese de quebra estrutural no período $\tau = t + 1$ ¹²⁸.

¹²³ Na prática, deve-se suspeitar desse problema quando a regressão estimada apresentar $R^2 > d$ de Durbin-Watson.

¹²⁴ Uma série temporal é dita integrada de ordem d e denotada por $I(d)$, quando a série torna-se estacionária ao ser diferenciada d vezes, [Hamilton \(1994, p. 437\)](#).

¹²⁵ [Maddala e Kim \(1998, cap. 4\)](#) discutem, de modo detalhado, as principais modificações propostas aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller e Phillips-Perron.

¹²⁶ Probabilidade do teste rejeitar corretamente uma hipótese nula falsa, probabilidade de não se cometer erro do tipo II ([Greene, 2003, p. 892-893](#)).

¹²⁷ [Perron \(1989\)](#) analisa o problema e descreve o procedimento a ser adotado para testar a presença de raiz unitária sob a hipótese de quebra estrutural no período $\tau = t + 1$.

¹²⁸ A metodologia Box-Jenkins também é usada para detectar presença de raiz unitária e quebra estrutural, que, de acordo com essa literatura, pode ser de quatro tipos: aditiva, temporária, mudança de nível e de inovação, [Chen e Liu \(1993, p. 285\)](#).

Antes da publicação do trabalho de [Engle e Granger \(1987\)](#), a análise de regressão com séries não estacionárias era realizada tomando-se a diferença das séries. Por exemplo, se as séries fossem integradas de ordem d , então para serem consideradas na estimação, as séries eram diferenciadas d vezes. Esses autores observam, todavia, que tal procedimento apresenta limitações, uma vez que leva a perda de informações de longo prazo presentes nas séries em nível. Entretanto, caso exista combinação linear estacionária entre séries não-estacionárias¹²⁹, então essas não devem ser diferenciadas.

Co-integração entre séries não estacionárias significa dizer que existe alguma relação de equilíbrio no longo prazo entre as séries e que estas, conseqüentemente, possuem tendências estocásticas comuns¹³⁰ e que, portanto, podem ser estimadas com as variáveis em nível.

Nesse caso, além da regressão não ser espúria, não haveria perda de informação de longo prazo e a estimação evidenciaria um mecanismo de correção de erro para a relação, que corrigiria gradualmente os desequilíbrios de curto prazo até alcançar a relação de longo prazo entre as séries.

A teoria da paridade do poder de compra é um exemplo de hipótese econômica muito utilizada na aplicação do conceito co-integração: os distúrbios de curto prazo provocam desvios que vão sendo corrigidos com o tempo, convergindo para a relação estabelecida pela paridade do poder de compra.

Na literatura, encontramos outros exemplos da aplicação desse conceito a diversas relações econômicas de equilíbrio no longo prazo: demanda por moeda ([Johansen e Joselius, 1990](#)), Lei de Engle ([Ogaki, 1992](#)) e equação de importação para bens de consumo ([Clarida, 1994](#)).

Existem duas metodologias para testar e estimar vetores co-integrados. A primeira, devida a [Engle e Granger \(1987\)](#), verifica se o resíduo da relação de equilíbrio é estacionário e, caso seja, cria o mecanismo de correção de erro - *MCE*, o qual consiste

¹²⁹ Duas séries temporais X_t e Y_t são co-integradas de ordem d se cada série tomada individualmente é $I(d)$ e existe uma combinação linear estacionária, $I(0)$, dessas variáveis, $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$, para o vetor de co-integração (α_1, α_2) .

¹³⁰ [Enders \(1994, p. 356-362\)](#) discute e aplica o conceito de co-integração a vários modelos econômicos.

no modelo dinâmico em primeira diferença. Neste caso, o coeficiente do erro defasado da relação de longo prazo representa a velocidade de ajustamento do desequilíbrio entre as variáveis co-integradas.

A segunda, devida a [Johansen \(1988\)](#) e [Stock e Watson \(1988\)](#), usa a modelagem *VAR* e busca determinar o posto da matriz da velocidade de ajustamento, dado pela diferença entre a matriz identidade e a matriz de parâmetros. O teste estabelece se há co-integração, quantos e quais são os vetores de co-integração e quais os coeficientes do mecanismo de correção de erro.

Embora de aplicação simples, o procedimento de Engle-Granger apresenta limitações; baseia-se em resultados válidos para grandes amostras, o que nem sempre ocorre, e num estimador de dois estágios ([Enders, 1994, p. 385](#)).

Assim, do exposto acima e seguindo [Enders \(1994, cap. 4 e 6\)](#), estimamos a equação de importação do Brasil, considerando a possibilidade da não estacionariedade das séries por meio do teste *ADF*, a hipótese de mudança estrutural por meio dos testes de Chow e [Perron \(1989\)](#)¹³¹ e a possibilidade de co-integração por meio da metodologia de [Johansen \(1988\)](#) e [Stock e Watson \(1988\)](#). Observamos, todavia, que não descrevemos os detalhes técnicos dos testes de raiz unitária *ADF* e *KPSS* e de co-integração, assim como, da estimação de vetores co-integrados. Os detalhes podem ser encontrados nas obras de referência citadas acima.

3.5.2.2 Estimação da Equação de Importação do Brasil

Nesta subseção, estimamos a equação de importação do Brasil com o objetivo de analisar o impacto da liberalização comercial sobre a importação segundo as Equações [3.4.1.17], [3.4.2.1] e [3.4.2.2].

Lembramos que a Equação [3.4.1.17] é semelhante às especificações encontradas na literatura, mas considera como variável renda a absorção interna de bens produzidos domesticamente, *PIB* menos exportação. A Equação [3.4.1.17] não leva em

¹³¹ [Enders \(1994, p. 249-251\)](#) descreve, em detalhes o procedimento de Perron.

conta, todavia, o impacto da política comercial sobre a importação, que é considerado na Equação [3.4.2.1]. A terceira especificação, Equação [3.4.2.2], tem como objetivo testar as hipóteses de [Melo e Volgt \(1984\)](#), pois supõe que a liberalização afeta não apenas o nível da importação, mas também a sensibilidade da resposta da importação a mudanças no preço relativo da importação e na renda (*PIB* menos exportação).

Como discutimos na Subseção 3.5.2.1, a primeira etapa do processo de estimação da equação de importação é a análise da ordem de integração das variáveis a partir do teste *ADF*¹³². Os resultados do teste *ADF* para as séries importação, preço da importação, tarifa legal e *PIB* menos exportação são apresentados na Tabela 3.5.2.2.1 e seguem a metodologia sugerida por [Enders \(1994, p. 254-258\)](#)¹³³.

Tabela 3.5.2.2.1: Teste *ADF* de raiz unitária

<i>Série</i>	<i>Estatística do teste ADF - τ</i>	<i>Probabilidade (%) - p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	-2,432	35,83	<i>I(1)</i>
Preço da importação	-2,900	5,38	<i>I(1)</i>
<i>PIB</i> menos exportação	-3,307	2,08	<i>I(0)</i>
Tarifa legal	-3,795	2,64	<i>I(0)</i>

Nota: Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária.

Em primeiro lugar, de acordo com o teste *ADF* nas três versões (com intercepto e tendência¹³⁴, com tendência e sem intercepto e tendência), não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para a série importação. A partir da hipótese de quebra estrutural pós-liberalização e aplicando o procedimento de [Perron \(1989\)](#)¹³⁵, o teste *ADF* para a série de importação, entretanto, fornece evidência contrária; como

¹³² Na aplicação dos testes de raiz unitária e na estimação das equações de importação, consideramos o logaritmo das seguintes séries: importação, preço da importação e *PIB* menos exportação.

¹³³ Segundo esse autor, devemos estimar primeiro a versão com intercepto e tendência, se esta rejeitar a H_0 podemos parar o teste e considerar a série como estacionária, contudo se ela não rejeitar H_0 , devemos estimar a versão com intercepto. Se a versão com intercepto, também não rejeitar H_0 , deve-se prosseguir com o teste estimando a versão sem tendência e intercepto.

¹³⁴ Segundo [Enders \(1994, p. 256\)](#) a versão com intercepto e tendência apresenta menor poder de rejeitar hipótese nula de raiz unitária quando comparada com as versões só com intercepto ou sem intercepto e tendência.

¹³⁵ Uma limitação do procedimento de [Perron \(1989\)](#) é que ele assume que a data da quebra estrutural é conhecida.

podemos observar na Tabela 3.5.2.2.2, a série de importação do Brasil é de tendência estacionária.

Tabela 3.5.2.2.2: Teste *ADF* de raiz unitária com quebra estrutural

<i>Série</i>	<i>Estatística do teste ADF - τ</i>	<i>Probabilidade (%) - p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	-2,504	1,36	<i>I(0)</i>
Preço da importação	-3,158	0,23	<i>I(0)</i>

Nota: Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária.

Os resultados do teste *ADF* para a série preço da importação são idênticos aos da série importação; sem considerarmos quebra estrutural, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária com 5% de significância e, supondo quebra estrutural, a hipótese de raiz unitária pode ser rejeitada.

Para série *PIB* menos exportação, como podemos observar na Tabela 3.5.2.2.1, a evidência fornecida pelo teste *ADF* é de estacionariedade. Obtemos resultado idêntico para série tarifa legal, a hipótese de não estacionariedade foi rejeitada ao nível de 5% de significância.

Com o objetivo de confirmar os resultados obtidos pelo teste *ADF*, empregamos o teste de [Kwiatkowski, et. al. \(1992\)](#) - *KPSS*, que, de modo distinto do teste *ADF*, tem como hipótese nula a estacionariedade da série. De acordo este teste, Tabelas 3.8.2.1 e 3.8.2.2 do Apêndice do capítulo, supondo ou não quebra estrutural, não podemos rejeitar a hipótese nula de estacionariedade das séries importação, preço da importação, *PIB* menos importação e tarifa legal.

Na busca por mais evidências acerca da ordem de integração das séries importação, preço da importação, tarifa legal e *PIB* menos exportação, utilizamos o software *Scientific Computing Associates Statistical System 7.0*, que testa a existência de raiz unitária e quebra estrutural com base na metodologia de Box-Jenkins. De acordo com esta metodologia, todas as séries consideradas na estimação da equação de importação do Brasil mostraram-se estacionárias em nível.

Portanto, com base na evidência dos testes de raiz unitária, apresentados nesta seção, as séries importação, preço da importação, tarifa legal e *PIB* menos

exportação são de tendência estacionária e, em consequência, a equação de importação do Brasil é a equação de regressão clássica com coeficientes $(1 \frac{1}{\beta} - \frac{\alpha}{\beta})$, caso quatro da Tabela 3.4.1.1¹³⁶. Os resultados da estimação estão resumidos na Tabela 3.5.2.2.3.

Tabela 3.5.2.2.3: Resultados da estimação da equação de importação do Brasil

Variáveis Explicativas	<i>Variável Dependente: importação</i>			
	<i>Equação [3.4.1.17]</i>	<i>Equação [3.4.2.1]</i>	<i>Equação [3.4.2.2]</i>	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	-1,16**	-1,85**	-1,16**	-0,89***
Importação defasada	0,81*	0,86*	0,81*	0,83*
Preço da importação	-0,33*	-0,34*	-0,33*	-0,25***
PIB menos exportação	0,24**	0,32**	0,24***	0,21
Tarifa legal	...	0,29
Sachs-Warner	0,00	1,67
SW _p	-0,63*
SW _x	-0,50
P_{LP}	-1,80	-2,36	-1,80	-1,46 e -5,12
x_{LP}	1,30	2,19	1,30	1,23
R^2 Ajustado	0,97	0,97	0,97	0,97
Período	1961-2002	1961-2002	1961-2002	1961-2002

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%; (b) Devido à evidência de autocorrelação nos resíduos, obtida a partir do teste de Breusch-Goldfrey – BG de autocorrelação de ordem superior (teste do multiplicador de Lagrange), as equações foram estimadas por meio do método de [Newey e West \(1987\)](#); (c) SW_p e SW_x representam o produto entre o indicador de Sachs-Warner e as variáveis preço da importação e PIB menos exportação, respectivamente; (d) As elasticidades-preço, p_{LP} , e renda, x_{LP} , de longo prazo são calculadas a partir dos coeficientes da variável de importação defasada e das elasticidades de curto prazo. Logo, como não provêm diretamente da estimação das equações de importação, não foi computado o nível de significância de seus coeficientes. Nota-se, ainda, que, na coluna (iv), são apresentados dois valores para cada elasticidade de longo prazo, correspondentes ao período pré-liberalização e pós-liberalização.

O coeficiente da variável dependente defasada é estatisticamente significativo e elevado em todas as estimações, indicando diferenças entre o curto e o longo prazo. Desse modo, a importação brasileira levaria mais de um ano para ajustar-se totalmente a mudanças no preço e na renda.

¹³⁶ Como evidência da estacionariedade das séries da equação de importação do Brasil, estamos considerando também os resultados dos testes de raiz unitária de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#) e [Im, Pesaran e Shin \(2003\)](#) para dados em painel, que são apresentados na Seção 3.5.3.2.

No que concerne às elasticidades preço e renda, os resultados confirmam o observado pela literatura (Tabela 3.3.4.1): (a) elasticidade-preço negativa e menor que a unidade no curto prazo e maior que a unidade no longo prazo e (b) elasticidade-renda positiva e menor que a unidade no curto prazo e maior que a unidade no longo prazo.

Além disso, a liberalização comercial brasileira elevou a elasticidade-preço da importação de curto e de longo prazo, que, com a abertura, passaram, respectivamente, de -0,25 para -0,88 e de -1,46 para -5,12. A liberalização, contudo, não afetou a elasticidade-renda de forma significativa.

De acordo com indicador de liberalização de Sachs – Warner e da variável tarifa legal, o processo de abertura do país não foi suficiente para modificar o nível de importação do Brasil, dado que os coeficientes dessas variáveis não se mostraram estatisticamente significativos.

Para [Melo e Vogt \(1984\)](#), a liberalização eleva as elasticidades-renda e preço; quanto mais amplo e profundo for o processo de liberalização comercial, maior será a habilidade do país escolher entre bens domésticos e importados, devido a variações na renda e no preço.

Com relação a essas hipóteses, a evidência apresentada pela Equação [3.4.2.2] para economia brasileira, coluna (iv) da Tabela 3.5.2.2.3, apóia apenas a relacionada a elasticidade-preço. O coeficiente SWp é estatisticamente diferente de zero e negativo, -0,63, indicando que a abertura aumentou a sensibilidade da resposta da importação brasileira a aumentos no preço da importação. Por outro lado, o coeficiente da variável SWx não apresentou o sinal esperado e não se mostrou estatisticamente significativo.

Cabe esclarecer que a equação [3.4.2.1] foi estimada separadamente para cada indicador: tarifa legal e Sachs-Warner, tendo em vista a correlação encontrada entre estas variáveis; negativa e significativa ao nível de 1%. Esta relação já era esperada pelo fato do indicador de SW considerar como um dos elementos de análise da abertura a tarifa média nominal.

Observamos que quando usamos o indicador imposto de importação como *proxy* para a variável tarifa o resultado é semelhante ao encontrado com a tarifa legal; sinal não esperado e coeficiente não estatisticamente significativo. Estimamos, ainda, a equação de importação do Brasil usando o indicador tendência da tarifa nominal, que não se mostrou significativo, apesar de ter o sinal esperado.

Os resultados do teste de raiz unitária para as séries imposto de importação e tendência da tarifa nominal e das duas estimações podem ser observados, respectivamente, nas Tabelas 3.8.2.3, 3.8.2.4 e 3.8.2.5 do Apêndice do capítulo¹³⁷.

Quanto à variável tarifa legal¹³⁸, é de se ressaltar que, apesar dessa medida tarifária se apresentar como declinante (queda média de 10 pontos percentuais entre as décadas de 80 e 90), o indicador imposto de importação¹³⁹ não se comportou da mesma forma¹⁴⁰. Assim, podemos entender que a alteração do sistema tarifário brasileiro, advinda do processo de liberalização, não afetou significativamente o protecionismo, medido pelo imposto de importação. Este fato pode ter decorrido de maior eficiência na arrecadação, de menor sonegação, mas também de queda no nível de isenções tarifárias.

De acordo com o exposto, a estimação da equação de importação para o Brasil mostra que o processo de liberalização comercial brasileiro, ocorrido entre o fim da década de 80 e início de 90, resumido pelo indicador de Sachs-Warner e pelas variáveis tarifa legal, tendência da tarifa nominal e imposto de importação, tornou a importação do país mais sensível a variações no preço. Não alterou, contudo, o nível da importação nem a resposta desta devido a mudanças na renda. A seguir, analisamos se esta evidência é confirmada na América Latina e no Mercosul.

¹³⁷ A Seção 2.4 mostra que o indicador de liberalização de Sachs-Warner não apresenta correlação significativa com as medidas de proteção tendência da tarifa nominal - *TTN* e imposto de importação - *IIM*. A correlação por postos de Spearman entre esses três indicadores é estatisticamente significativa na dimensão média *cross-section* por ano. No caso específico do Brasil, encontramos evidência de correlação entre o indicador SW e os indicadores tarifa legal e tendência da tarifa nominal.

¹³⁸ Tarifa legal – razão entre imposto calculado e valor importado.

¹³⁹ Imposto de importação – razão entre valor arrecadado e valor importado.

¹⁴⁰ Na Tabela 2.5.5, podemos observar que a série imposto de importação não tem tendência definida apesar da queda no início dos anos 90.

3.5.3 Equação de Importação: Mercosul e América Latina

Nesta subseção, estimamos a equação de importação do Mercosul e da América Latina, considerando o recente processo de liberalização comercial na região. A metodologia utilizada, conhecida como dados em painel¹⁴¹, combina séries temporais (1960-2003) e *cross-section* (18 países da América Latina ou 4 no caso do Mercosul).

A literatura destaca as seguintes vantagens da estimação com dados em painel¹⁴² sobre a estimação com dados convencionais (séries de temporais e *cross-section*): (i) controle da heterogeneidade individual; (ii) maior quantidade de informação, variabilidade dos dados, número de graus de liberdade, menor colinearidade entre as variáveis e, portanto, maior eficiência na estimação e (iii) análise mais eficiente da dinâmica de ajustamento.

A seção está organizada da seguinte forma: na Subseção 3.5.3.1, destacamos três metodologias de estimação para dados em painel e, na Subseção 3.5.3.2, apresentamos e discutimos os resultados de estimação e de inferência das equações de importação da América Latina e Mercosul.

3.5.3.1 Metodologia

Para combinarmos dados em séries temporais e *cross-section* podemos utilizar três modelos: (a) modelo de regressões aparentemente não-relacionadas (*SUR* do inglês *Seemingly Unrelated Regressions*); (b) modelo de efeitos fixos e (c) modelo de

¹⁴¹ Cabe lembrar que este painel, comumente usado em estudos macroeconômicos, é denominado na literatura de “pseudo” painel ou cohort, pois resulta da agregação de n séries temporais individuais e não da escolha simultânea de t observações para n indivíduos. Por sua vez, a estrutura de dados em painel (ou logitudinais) consistiria de observações repetidas sobre a mesma unidade seccional, como por exemplo sobre uma mesma família, [Greene \(2003, p. 72\)](#).

¹⁴² A referência clássica sobre estimação com dados em painel é [Hsiao \(1986\)](#) e [Baltagi \(1995\)](#).

efeitos aleatórios¹⁴³. A seguir, discutimos as características dos modelos a partir da Equação [3.4.1.17], reescrita abaixo:

$$m_{it} = \theta_{0it} + \theta_{1it}m_{i,t-1} + \theta_{2it}p_{it} + \theta_{3it}x_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3.5.3.1.1]$$

A Equação [3.5.3.1.1]¹⁴⁴ é uma especificação genérica da Equação [3.4.1.17]. Nela, os interceptos e os parâmetros de resposta podem diferir para cada país em cada período de tempo. Essa equação, entretanto, serve apenas para fins descritivos, pois não é estimável; há mais coeficientes que observações.

A estimação da Equação [3.5.3.1.1] exige a especificação de hipóteses. Consideremos dois tipos: (i) as tradicionais, que se referem às variáveis explicativas, aos erros e à relação estatística entre ambos, e (ii) as específicas dos estudos com dados em painel, que se referem à variabilidade dos coeficientes.

Uma hipótese simples sob a Equação [3.5.3.1.1] é supor coeficientes constantes no tempo, mas específicos para cada país. Dessa forma, a especificação seria:

$$m_{it} = \theta_{0i} + \theta_{1i}m_{i,t-1} + \theta_{2i}p_{it} + \theta_{3i}x_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3.5.3.1.2]$$

onde, sob as hipóteses clássicas¹⁴⁵, poderíamos estimar as equações de importação dos países latino-americanos separadamente, usando o estimador dos mínimos quadrados ordinários.

Essa hipótese tem a vantagem de tratar as diferenças individuais dos países, permitindo testar diferenças comportamentais. Tem a desvantagem, contudo, de

¹⁴³ [Judge et al. \(1988, cap. 11\)](#) especifica de forma detalhada o modelo *SUR*, enquanto os modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios podem ser encontrados em [Greene \(2003, cap. 13\)](#).

¹⁴⁴ [Greene \(2003, cap. 14\)](#) discute uma variedade de modelos que podem ser obtidos a partir da Equação [3.5.3.1.1].

¹⁴⁵ As hipóteses do modelo clássico (padrão ou gaussiano) de regressão linear são: (i) linear nos parâmetros, $y = X\beta + \varepsilon$; (ii) não existência de multicolinearidade perfeita, X é $n \times K$ com posto K ; (iii) valor esperado zero do termo erro, $E[\varepsilon / X] = 0$; (iv) homocedasticidade ou variância igual a do termo erro e covariância zero, $E[\varepsilon\varepsilon' / X] = \sigma^2 I$; (v) regressores não-estocásticos, X é uma matriz não-estocástica, e (vi) termo erro normalmente distribuído, $\varepsilon / X \sim N[0, \sigma^2 I]$, [Greene \(2003, p. 10\)](#).

não considerar a interdependência entre as decisões de importação dos países da América Latina.

O segundo tipo de hipótese, com relação à heterogeneidade dos países, nos leva a especificação de três modelos econométricos para dados combinados: (i) regressões aparentemente não-relacionadas; (ii) modelo de efeitos fixos e (iii) modelo de efeitos aleatórios. Vejamos as hipóteses por traz desses modelos.

a) Regressões Aparentemente Não-Relacionadas - SUR

A especificação do modelo de regressões aparentemente não-relacionadas¹⁴⁶ surge quando supomos existência de fatores não observados, incluídos no termo erro, que podem afetar todos ou alguns indivíduos ao mesmo tempo, originando correlação contemporânea entre os erros de dois ou mais indivíduos (países).

Em termos da Equação [3.5.3.1.1], a especificação do modelo de regressões aparentemente não-relacionadas - *SUR* nos leva a mesma especificação da Equação [3.5.3.1.2], só que agora, além de reconhecermos a existência de heteroscedasticidade entre as equações, consideramos a possibilidade de correlação contemporânea.

A estimação das equações de importação dos países da América Latina, Equação [3.5.3.1.2], sob a hipótese de correlação contemporânea, é mais eficiente com o estimador *SUR* (mínimos quadrados generalizados) do que a estimação separada de cada equação importação por mínimos quadrados ordinários¹⁴⁷.

De acordo com [Greene \(2003, p. 343\)](#), quanto maior a correlação dos erros e quanto menor a correlação entre as variáveis explicativas das equações, maior o ganho com o uso dos mínimos quadrados generalizados. Por outro lado, sob a hipótese de inexistência de correlação contemporânea, a aplicação dos mínimos quadrados

¹⁴⁶ O termo aparentemente não-relacionadas se deve originalmente a [Zellner \(1962\)](#). Por outro lado, para [Judge et al. \(1988, p. 444\)](#), devido às características de correlação contemporânea dos erros e à hipótese de que cada unidade cross-section tem vetor de coeficiente diferente, o modelo de regressões aparentemente não-relacionadas não é, de forma apropriada, um método para dados combinados. Os autores consideram como modelos para dados em painel: efeitos fixos e efeitos aleatórios.

¹⁴⁷ Nesse caso, o estimador de mínimos quadrados ordinários é não-viesado, mas não tem variância mínima, não é BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*).

ordinários para cada equação, separadamente, é eficiente e, portanto, não há necessidade do emprego do estimador *SUR*.

Para testar a presença de correlação contemporânea, [Judge et al. \(1988, p. 456\)](#) sugerem a estatística do multiplicador de Lagrange. A estatística é dada por

$\lambda = T \sum_{i=2}^M \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$ que, sob a hipótese nula de ausência de correlação contemporânea entre os erros, tem distribuição qui-quadrado χ^2 com $M(M-1)/2$ graus de liberdade.

os erros, tem distribuição qui-quadrado χ^2 com $M(M-1)/2$ graus de liberdade.

Cabe ressaltar que o estimador *SUR* usa muitos graus de liberdade, tornando assim a estimação pouco eficiente e até mesmo impossível quando o número de unidades *cross-section* é grande e o número de séries temporais é relativamente pequeno.

b) Modelo de Efeitos Fixos

O modelo de efeitos fixos combina parcimônia, heterogeneidade e interdependência, pois admite que os coeficientes θ da Equação [3.5.3.1.2] sejam idênticos para todos os países, com exceção do termo intercepto θ_0 que é específico por país¹⁴⁸:

$$m_{it} = \theta_{0i} + \theta_1 m_{i,t-1} + \theta_2 p_{it} + \theta_3 x_{it} + \varepsilon_{it}. \quad [3.5.3.1.3]$$

Além disso, o modelo supõe também que os erros sejam independentes e que tenham distribuição $N(0, \sigma^2)$ para todos os países e em todo o período. Sob estas hipóteses, o estimador de mínimos quadrados ordinários, conhecido neste contexto como *least square dummy variable - LSDV*, é consistente e eficiente.

Para testarmos a hipótese de termos interceptos específicos por país θ_0 (existência de efeitos individuais) usamos a estatística

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_r^2)/(n-1)}{(1 - R_{LSDV}^2)/(nT-n-K)}, \text{ onde } n \text{ é o número de países, } T \text{ é a}$$

dimensão temporal do painel, K é o número de regressores sem o termo constante,

¹⁴⁸ Essa especificação considera apenas a heterogeneidade seccional. Podemos especificar o modelo, contudo, considerando apenas heterogeneidade temporal ou heterogeneidade seccional e temporal.

LSDV indica o modelo com efeitos fixos e *r* o modelo restrito com termo constante único.

Outra característica desse modelo é que ele permite controlar para variáveis omitidas quando elas variam entre unidades *cross-section*, mas não ao longo do tempo. Dessa forma, os efeitos individuais podem ser livremente correlacionados com os demais regressores.

c) *Modelo de Efeitos Aleatórios*

Como o próprio nome esclarece, o modelo de efeitos aleatórios especifica efeitos (diferenças) individuais de forma aleatória e não de forma determinística, como no modelo de efeitos fixos. No modelo, a heterogeneidade individual é introduzida no termo erro, o qual é dividido em duas partes: erro global e erro específico individual.

A equação de importação, na especificação com efeitos aleatórios, é semelhante à especificação com efeitos fixos, mas difere no termo intercepto θ_{0i} , que passa a ser considerado aleatório. Na especificação com efeitos aleatórios, o termo intercepto θ_{0i} é modelado da seguinte forma:

$$\theta_{0i} = \theta_0 + \mu_i, \quad [3.5.3.1.4]$$

onde o termo θ_0 é um parâmetro desconhecido que representa o intercepto populacional médio e μ_i é um erro aleatório não-observável que responde por diferenças individuais no comportamento dos países.

Além disso, o modelo supõe $E(\mu_i) = 0$, $Var(\mu_i) = \sigma_\mu^2$ e independência entre os μ_i s não apenas um dos outros, mas também do termo erro da Equação [3.5.3.1.3] ε_{it} . Em consequência, o termo intercepto θ_0 é constante por país e ao longo do tempo. Assim, $E(\theta_{0i}) = \theta_0$ e $Var(\theta_{0i}) = \sigma_\mu^2$.

Do exposto, a especificação da equação de importação dos países da América Latina com efeitos aleatórios é:

$$m_{it} = \theta_0 + \theta_1 m_{i,t-1} + \theta_2 p_{it} + \theta_3 x_{it} + w_{it}, \quad [3.5.3.1.5]$$

onde $w_{it} = \varepsilon_{it} + \mu_i$ é o novo termo erro. Este tem as seguintes propriedades: (i) média zero, $E[w_{it}] = 0$; (ii) homocedasticidade, $E[w_{it}^2] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2$; (iii) autocorrelação (correlação dos erros de um mesmo país em diferentes períodos de tempo), $E[w_{it} w_{is}] = \sigma_\mu^2$ para $t \neq s$, e (iv) inexistência de correlação entre os erros de diferentes países, $E[w_{it} w_{js}] = 0$ para $i \neq j$.

Na especificação da equação de importação com efeitos aleatórios, a heterogeneidade dos países é inserida pelo termo aleatório μ_i , considerado constante ao longo do tempo, mas que pode ser visualizado como uma coleção de fatores específicos dos países que não estão presentes na regressão.

Devido à hipótese de correlação dos erros de um mesmo país em diferentes períodos de tempo, a estimação do modelo de efeitos aleatórios é feita por meio do método dos mínimos quadrados generalizados.

d) Escolha do Modelo

Apresentamos, acima, algumas características dos modelos: regressões aparentemente não-relacionadas, efeitos fixos e efeitos aleatórios. Faltou explicitar, no entanto, a especificação que consideramos mais adequada para a equação de importação da América Latina e do Mercosul.

A especificação *SUR* é apropriada quando existem diferenças entre as equações de regressão e correlação contemporânea entre os erros. A amostra considerada neste trabalho abrange apenas países da América Latina, assim acreditamos que as equações de importação destes países têm características comuns.

Consideramos coerente, todavia, a suposição de correlação contemporânea, uma vez que choques externos afetam, em geral, todos os países da região. Assim, para testarmos esta hipótese, usamos a estatística do multiplicador de Lagrange.

A escolha entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios, de acordo com [Hsiao \(1986, p. 41-43\)](#), depende do objetivo do estudo e do contexto dos dados (a forma como foram escolhidos). Se o objetivo for fazer inferência com respeito à população, a partir de amostra aleatória da mesma, o modelo de efeitos aleatórios é a escolha adequada. Se o objetivo, contudo, for analisar o comportamento de uma amostra, então o modelo de efeitos fixos é mais apropriado, por ser, neste caso, indiferente considerar a amostra como aleatória ou não. Assim, como nossa amostra de países não é aleatória e toda inferência de interesse se refere a este grupo, a escolha correta seria a especificação com efeitos fixos.

Por outro lado, podemos aplicar o teste F e o teste de Hausman para verificar, respectivamente, a significância dos efeitos individuais e a existência de correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas.

A escolha entre o modelo de efeitos fixos e de efeitos aleatórios será feita a partir do teste de [Hausman \(1978\)](#)¹⁴⁹, que testa a existência de correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas, ortogonalidade entre efeitos aleatórios e regressores. Se não existe correlação, ambos os estimadores são consistentes, mas o primeiro estimador é ineficiente¹⁵⁰.

Por outro lado, na presença de correlação entre os efeitos individuais, o estimador de mínimos quadrados ordinários na especificação efeitos fixos é consistente, mas o estimador de mínimos quadrados generalizados com efeitos aleatórios é inconsistente ([Hsiao, 1986, p. 48-49](#)).

Ainda com relação à estimação da Equação de [3.5.3.1.1] com dados combinados, destacamos as seguintes questões: (i) dinâmica de ajustamento da equação,

¹⁴⁹ A estatística do teste de Hausman é baseada no critério de Wald: $W = \chi^2[K-1] = [b - \hat{\beta}]' \hat{\Psi}^{-1} [b - \hat{\beta}]$, onde b e $\hat{\beta}$ são os coeficientes da estimação efeito fixo e efeito aleatório, respectivamente, e $\hat{\Psi} = Var[b] - Var[\beta]$, a matriz de covariância; e K , o número de regressores. Sob a hipótese nula W tem distribuição qui-quadrado com $K-1$ graus de liberdade, onde K é o número de regressores ([Greene, 2003, p. 302](#)).

¹⁵⁰ Efeito fixo por mínimos quadrados ordinários (*least square dummy variable - LSDV*) e efeito aleatório por mínimos quadrados generalizados.

representada pela variável dependente defasada¹⁵¹; (ii) ordem de integração das variáveis envolvidas; (iii) heteroscedasticidade e (iv) autocorrelação.

De acordo com [Greene \(2003, p. 314-317\)](#), os dois últimos problemas, heteroscedasticidade e autocorrelação, no contexto dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, são tratados da forma tradicional, uma vez que esses modelos são apenas extensões do modelo de regressão clássico.

No que concerne à dinâmica de ajustamento, fato comum nas relações econômicas, esta é uma das vantagens da estimação com dados em painel. No entanto, mesmo supondo que o erro não seja autocorrelacionado, pode existir correlação entre a variável dependente defasada com o erro¹⁵².

De acordo com [Greene \(2003, p. 307\)](#), esse complicador adicional não impede a estimação da Equação [3.5.3.1.1] com efeitos fixos ou aleatórios, mas torna necessária a aplicação de outras técnicas, como o uso de variáveis instrumentais ou do método dos momentos generalizados - *MMG*¹⁵³. Neste estudo, consideramos o estimador de variáveis instrumentais, conforme sugerido por [Hsiao \(1986, p. 75-76\)](#).

No caso da equação de importação com efeitos fixos, o estimador de variáveis instrumentais é obtido reescrevendo a Equação [3.5.3.1.3] em termos da primeira diferença (o que elimina θ_0) e usando a segunda diferença ou a segunda defasagem da variável dependente como instrumento para a primeira diferença da variável dependente defasada.

Por fim, com respeito à estacionariedade das variáveis no contexto de painel, a literatura é ainda incipiente, principalmente, devido à existência de poucos

¹⁵¹ Lembramos que a especificação dinâmica da equação de importação é usada devido à hipótese de defasagem de ajustamento da importação com relação à importação do período anterior, discutida na Subseção 3.3.2.

¹⁵² [Hsiao \(1986, cap. 4\)](#) discute a estimação com dinâmica de ajustamento dos modelos de efeitos fixos e aleatórios.

¹⁵³ Do inglês *Generalized Method of Moments - GMM*. Segundo [Santos-Paulino \(2002, p. 970\)](#), o estimador *MMG* é preferido ao estimador *LSDV* para estimar o modelo de efeito fixo dinâmico, quanto T é pequeno. O estimador *LSDV* produz estimativas não consistentes se o número de unidades de *cross-section*, n , tende para o infinito e o número de períodos de tempo, T , está fixo. Mais especificamente, o viés é dado por $1/T$. Neste estudo, como o número de anos é relativamente grande, $T = 43$, o viés não é significativo.

painéis com dimensão temporal longa. Até o momento, a pesquisa tem sido direcionada para o desenvolvimento de testes de raiz unitária com dados em painel, como forma de aumentar o poder dos tradicionais testes de raiz unitária ([Marques, 2000, p. 53](#)).

Em conseqüência, dada à importância do conhecimento da presença de raiz unitária nas séries e a dimensão temporal do nosso painel, testamos a hipótese de presença de raiz unitária nas séries: importação, preço da importação, *PIB* menos exportação, imposto de importação e tendência da tarifa nominal dos países da América Latina no contexto de dados em painel. Os testes usados foram [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#) e [Im, Pesaran e Shin \(2003\)](#) que têm com hipótese nula, respectivamente, processo de raiz unitária comum e processo de raiz unitária individual.

Em resumo, a estimação da equação de importação da América Latina e do Mercosul considera: (i) dados em painel; (ii) liberalização; (iii) especificação efeitos fixos ou aleatórios; (iv) estimador de variáveis instrumentais e *LSDV* e (v) raiz unitária; (vi) heteroscedasticidade; (vii) correlação contemporânea (especificação SUR) e (viii) correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas.

3.5.3.2 Equação de Importação da América Latina e do Mercosul

Nesta subseção, apresentamos as evidências do impacto da liberalização sobre a importação dos países da América Latina e do Mercosul a partir da especificação do modelo de painel para as Equações [3.4.1.17], [3.4.2.1] e [3.4.2.2].

Antes da estimação, vejamos a ordem de integração das séries envolvidas a partir dos testes de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#) e [Im, Pesaran e Shin \(2003\)](#). Os resultados do teste de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#) para a presença de raiz unitária comum nas séries importação, preço da importação, *PIB* menos exportação e imposto de importação encontram-se na Tabela 3.5.2.2.1.

Tabela 3.5.3.2.1: Teste de Levin, Lin e Chu (processo de raiz unitária comum) – América Latina

<i>Série</i>	<i>Estatística</i>	<i>Probabilidade (%) – p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	-4,850	0,00	<i>I(0)</i>
Preço da importação	-2,267	1,17	<i>I(0)</i>
<i>PIB</i> menos exportação	-1,971	2,44	<i>I(0)</i>
Imposto de importação	-6,392	0,00	<i>I(0)</i>

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;

(b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 15 países da América Latina considerados na estimação da equação de importação da América Latina. Os resultados com 18 países foram idênticos.

Como podemos observar, rejeitamos a hipótese nula de presença de raiz unitária comum em todas as séries usadas na estimação da equação de importação dos países da América Latina ao nível de 5% de significância segundo o teste de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#). Este resultado foi também confirmado pelo teste [Im, Pesaran e Shin \(2003\)](#) para a presença de raiz unitária individual, apresentado na Tabela 3.8.3.1 do Apêndice do capítulo.

Assim, com base na evidência dos testes de raiz unitária, as séries importação, preço da importação, *PIB* menos exportação e imposto de importação dos países da América Latina são estacionárias em nível. Em consequência, a equação de importação da região, também, como no caso da importação do Brasil, é de regressão clássica com coeficientes $(1 - \alpha / \beta)$, caso quatro da Tabela 3.4.1.1.

A Tabela 3.5.3.2.2 apresenta as estimativas para a equação de importação latino-americana, obtidas a partir da especificação efeito fixo¹⁵⁴ e estimador de variáveis instrumentais¹⁵⁵. Antes de discutirmos os resultados, duas observações são necessárias com relação ao processo de estimação.

¹⁵⁴ O teste *F* confirmou a hipóteses de significância dos efeitos individuais (Tabela 3.8.3.3 do Apêndice) e, o teste de Hausman (Tabela 3.8.3.4 do Apêndice), a hipótese de correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas da equação de importação da América Latina. Assim, a especificação efeito fixo é a mais adequada.

¹⁵⁵ Na Tabela 3.8.3.5 do Apêndice, re-estimamos a equação de importação da América Latina a partir do estimador *LSDV*. Os resultados, no entanto, não diferem dos apresentados na Tabela 3.5.3.2.2.

Primeira, para estimação de painel de dados do tipo equilibrado e de maior dimensão temporal, excluímos da amostra de 18 países da América Latina: Bolívia, Panamá e Venezuela. A exclusão dos três países permitiu que as estimativas fossem baseadas em períodos comuns para todos os países.

Segunda, as estimativas foram corrigidas para a presença de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países, dado que, por meio da estatística do multiplicador de Lagrange, não foi possível rejeitar esta hipótese ao nível de 5% de significância. Os resultados do teste de correlação contemporânea nos erros encontram-se na Tabela 3.8.3.2 no Apêndice do capítulo.

Tabela 3.5.3.2.2: Resultados da estimação da equação de importação latino-americana

<i>Variáveis Explicativas</i>	<i>Variável Dependente: Importação</i>		
	<i>Equação [3.4.1.17]</i>	<i>Equação [3.4.2.1]</i>	<i>Equação [3.4.2.2]</i>
Importação defasada	0,87*	0,78*	0,80*
Preço da importação	-0,14*	-0,14*	-0,14*
<i>PIB</i> menos exportação	0,16*	0,20*	0,18*
Imposto de importação	...	-0,32*	-0,31*
Sachs - Warner	...	0,06*	0,02
SW_p	-0,01
SW_x	0,01
p_{LP}	-1,10	-0,65	-0,68
x_{LP}	1,25	0,90	0,90
No. de <i>cross-section</i>	15	15	15
Período	1962-2002	1970-2002	1970-2002

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%;
 (b) SW_p e SW_x representam o produto entre o indicador de Sachs-Warner e as variáveis preço da importação e *PIB* menos exportação, respectivamente;
 (c) Estimativas corrigidas para a presença de correlação contemporânea nos erros das equações, evidenciada a partir da estatística do multiplicador de Lagrange, Tabela 3.8.3.2 do Apêndice;
 (d) As elasticidades-preço, p_{LP} , e renda, x_{LP} , de longo prazo são calculadas a partir dos coeficientes da variável de importação defasada e das elasticidades de curto prazo. Logo, como não provêm diretamente da estimação das equações de importação, não foi computado o nível de significância de seus coeficientes. Na Equação [3.4.2.2], apresentamos dois valores para cada elasticidade de longo prazo, que correspondem ao período pré-liberalização e pós-liberalização.

Os resultados mostram que os argumentos tradicionais da importação: importação defasada, preço relativo da importação e renda (*PIB* menos exportação) têm o sinal esperado e são estatisticamente significativos nas três equações. Cabe destacar

também a robustez dos coeficientes dessas variáveis que não variam significativamente entre as três especificações.

As elasticidades-preço e renda da importação de curto prazo encontram-se bem abaixo da unidade, revelando a baixa sensibilidade da importação latino-americana a mudanças no preço e na renda no curto prazo. No longo prazo, como esperado, a importação da região responde mais a preço e a renda que no curto prazo.

O coeficiente da variável *dummy* liberalização SW ¹⁵⁶ tem o sinal esperado nas duas especificações, mas só é significativo na Equação [3.4.2.1]. Quando se considera não só o impacto da abertura no nível das importações, mas também nas elasticidades, Equação [3.4.2.2], o coeficiente deixa de ser significativo. O coeficiente de 0,06 da *dummy* liberalização, indica uma elevação no valor importado de 1,06 milhão de dólares a preço constante de 1995, o que correspondente a um aumento de 2,7% da importação média dos anos 80 em um país médio da região.

Destacamos, também, a magnitude e a significância estatística do coeficiente da variável imposto de importação nas especificações da Equação [3.4.2.1] e [3.4.2.2], -0,32 e -0,31, respectivamente.

Assim, essas evidências mostram que tanto a redução do nível de proteção quanto as mudanças na política comercial, mostradas no Capítulo 2, proporcionaram impacto significativo sobre a importação da região nos anos 90.

A Coluna referente à Equação [3.4.2.2] da Tabela 3.5.3.2.1 fornece as estimativas para testar as hipóteses de variação nas elasticidades-preço e renda após a abertura. A partir dos coeficientes das variáveis *dummies* de inclinação SWp e SWx , não encontramos evidências a favor dessas hipóteses.

Tratemos da estimação da equação de importação dos países do Mercosul. Na Tabela 3.5.3.2.3, segundo os resultados do testes de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#), não podemos rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária comum nas series

¹⁵⁶ Lembramos que está variável não foi estatisticamente significativa na equação de importação do Brasil.

importação e preço da importação e rejeitamos para as variáveis *PIB* menos exportação e imposto de importação.

O teste de [Im, Pesaran e Shin \(2003\)](#) para a existência de raiz unitária individual confirma apenas a hipótese de não estacionariedade para série de importação (Tabela 3.8.3.7 do Apêndice). Cabe destacar, no entanto, que rejeitamos a existência de raiz unitária quando consideramos quebra estrutural na série de importação devido ao processo de liberalização dos países do bloco (Tabela 3.8.3.8 do Apêndice).

Dadas essas evidências, tomamos as séries da equação de importação do Mercosul de tendência estacionária. Assim, a equação de importação dos países do bloco também se encontra no caso quatro da Tabela 3.4.1.1, situação na qual a inferência clássica é válida.

Tabela 3.5.3.2.3: Teste de Levin, Lin e Chu (processo de raiz unitária comum) - Mercosul

<i>Série</i>	<i>Estatística</i>	<i>Probabilidade (%) – p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	-0,806	21,02	<i>I(1)</i>
Preço da importação	-1,632	5,13	<i>I(1)</i>
<i>PIB</i> menos exportação	-2,686	0,36	<i>I(0)</i>
Imposto de importação	-2,157	1,55	<i>I(0)</i>

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;

(b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 4 países do Mercosul.

A Tabela 3.5.3.2.4 apresenta os resultados da estimação da equação de importação do Mercosul¹⁵⁷. Desta tabela destacamos: (i) coeficiente da variável dependente defasada relativamente elevado, que confirma a hipótese de ajustamento não automático das importações; (ii) inelasticidade da importação com relação a preço e renda no curto prazo; (iii) elevação das elasticidades no longo prazo e (iv) elasticidade-renda de longo prazo maior que a unidade.

¹⁵⁷ No Apêndice do capítulo, apresentamos alguns resultados adicionais à estimação da equação de importação dos países do Mercosul: (i) Tabela 3.8.3.9, teste de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países do Mercosul; (ii) Tabela 3.8.3.10, teste *F* para significância dos efeitos individuais; (iv) Tabela 3.8.3.11, teste de Hausman para a especificação da equação de importação do Mercosul com efeitos fixos ou aleatórios e (v) Tabela 3.8.3.12, resultados da estimação da importação do Mercosul por *LSDV*.

Para o Mercosul, como observado na América Latina, a liberalização mostrou-se relevante, elevando o patamar de importação dos países do bloco em 1,07 milhão de dólares constantes de 1995, o que equivale a um aumento de 2,4% da importação média da década de 80 em um país médio do bloco.

Também, não encontramos evidências acerca das hipóteses de Melo e Vogt, segundo as quais a liberalização alteraria a sensibilidade de resposta da importação a mudanças no preço e na renda. Por outro lado, divergindo do resultado encontrado para a América Latina, o coeficiente da variável imposto de importação não se mostrou estatisticamente significativo¹⁵⁸.

Tabela 3.5.3.2.4: Resultados da estimação da equação Do Mercosul

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Importação		
	Equação [3.4.1.17]	Equação [3.4.2.1]	Equação [3.4.2.2]
Importação defasada	0,75*	0,61*	0,71*
Preço da importação	-0,42*	-0,29*	-0,24*
PIB menos exportação	0,37*	0,69*	0,51*
Imposto de importação	...	0,18	0,12
Sachs - Warner	...	0,07*	0,01
SW_p	-0,01
SW_x	0,01
p_{LP}	-1,65	-0,74	-0,82
x_{LP}	1,49	1,76	1,78
No. de <i>cross-section</i>	4	4	4
Período	1962-2002	1970-2002	1972-2002

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%;
 (b) SW_p e SW_x representam o produto entre o indicador de Sachs-Warner e as variáveis preço da importação e PIB menos exportação, respectivamente;
 (c) As elasticidades-preço, p_{LP} , e renda, x_{LP} , de longo prazo são calculadas a partir dos coeficientes da variável de importação defasada e das elasticidades de curto prazo. Logo, como não provêm diretamente da estimação das equações de importação, não foi computado o nível de significância de seus coeficientes. Na Equação [3.4.2.2], apresentamos dois valores para cada elasticidade de longo prazo, que correspondem ao período pré-liberalização e pós-liberalização;
 (d) A partir da estatística do multiplicador de Lagrange, não encontramos evidência de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação na especificação da Equação [3.4.2.1].

¹⁵⁸ Obtemos resultado idêntico quando usamos a variável tendência da tarifa nominal.

3.6 Conclusão

Este capítulo teve como objetivo estimar a equação de importação do Brasil, da América Latina e do Mercosul, considerando os efeitos da liberalização comercial e as implicações destes efeitos sobre as estimativas das elasticidades-preço e renda de curto e de longo prazos.

A robustez dos resultados foi testada variando a amostra dos países e o método de estimação utilizado: séries temporais, dados em painel com o estimador *least square dummy variable* e o estimador variáveis instrumentais.

A Tabela 3.6.1 resume os resultados encontrados, apresentando o intervalo dos coeficientes estimados¹⁵⁹.

Tabela 3.6.1: Equação de importação e liberalização comercial no Brasil, no Mercosul e na América Latina

<i>Variáveis Explicativas</i>	<i>Nível de Agregação</i>		
	<i>Brasil</i>	<i>América Latina</i>	<i>Mercosul</i>
Importação defasada	0,81 a 0,86	0,78 a 0,87	0,61 a 0,75
Preço da importação	-0,25 a -0,34	-0,14	-0,24 a -0,42
<i>PIB</i> menos exportação	0,24 e 0,32	0,16 a 0,20	0,37 a 0,69
Tarifa legal
Imposto de importação	...	-0,31 e -0,32	...
Sachs - Warner	...	0,06	0,07
<i>SW_p</i>	-0,63
<i>SW_x</i>
<i>p_{LP}</i>	-1,46 a -5,12	-0,65 a -1,10	-0,74 a -1,65
<i>x_{LP}</i>	1,23 e 2,19	0,90 e 1,25	1,49 a 1,78

Fonte: Tabelas 3.5.2.2.3, 3.5.3.2.2, 3.5.3.2.4 e a Tabela 3.8.2.5 do Apêndice.

A hipótese de que só parte do ajustamento do fluxo da importação é alcançada em um período é confirmada pela significância da variável defasada da importação em todas as regressões estimadas. Assim, choques no preço, na renda ou nas

¹⁵⁹ Consideramos apenas os resultados robustos, com coeficientes estatisticamente significativos ao nível de 1%, 5% e 10%.

restrições ao comércio causariam efeitos por mais de um período no fluxo de importação, sendo esse período maior no Mercosul e menor no Brasil, onde as elasticidades de curto e de longo prazo variariam mais significativamente.

Como esperado, a importação mostrou-se inelástica no curto prazo com relação ao preço nos três níveis de agregação. No longo prazo, a elasticidade se eleva, chegando a ficar elástica com relação a preço nas especificações que consideram o impacto da liberalização no Brasil. Desse modo, com a abertura, a capacidade dos países de substituir bens domésticos por importados, devido a variações no preço, aumentou.

As importações do Brasil, da América Latina e do Mercosul se mostraram inelásticas com relação à renda no curto prazo e maior que a unidade no longo prazo, com exceção de duas especificações na América Latina.

No que concerne aos indicadores de restrição ao comércio, o imposto de importação para a América Latina se mostrou significativo, indicando que menores níveis de barreiras tarifárias favorecem o fluxo de importação da região. Resultado semelhante, contudo, não foi observado no caso do Brasil e do Mercosul. Cabe mencionar que, no Brasil, a tendência decrescente das barreiras tarifárias não se materializou em uma queda correspondente no imposto de importação (valor arrecadado do imposto pelo valor importado).

Quanto ao indicador de liberalização, indicador de Sachs e Warner - *SW*, encontramos evidência de que a abertura comercial elevou o nível da importação dos países latino-americanos e do Mercosul em cerca de 2,7% e 2,4%, respectivamente. Também, cabe destacar que com a abertura o Brasil elevou a capacidade de substituir bens domésticos por importados em razão de aumentos do preço relativo dos bens importados.

3.7 Anexo

Neste Anexo, tecemos algumas considerações sobre proteção comercial. Em geral, os países utilizam diversos instrumentos de política comercial: tarifas, restrições não tarifária, quotas, isenções, entre outros, com o objetivo de proteger setores domésticos da concorrência internacional¹⁶⁰.

Podemos definir proteção¹⁶¹ como toda política econômica que afeta a relação de preços relativos dos bens no mercado doméstico e internacional. Assim, sem precisarmos o ambiente econômico, nem os instrumentos de política comercial e supondo pequeno país, consideramos abaixo, com o auxílio do diagrama preço – quantidade, dois tipos de proteção: proibitiva e redundante.

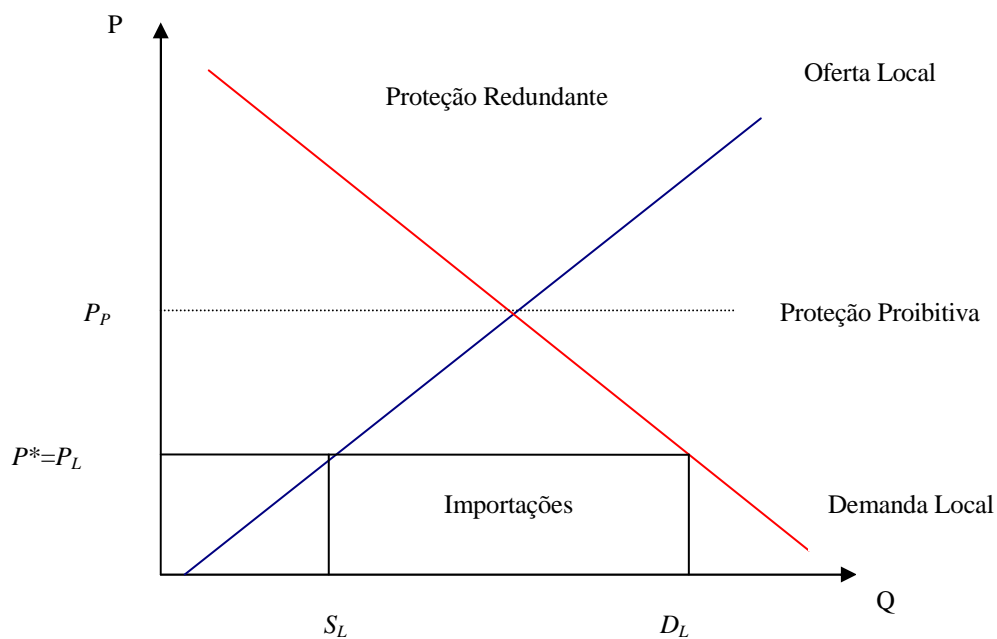
No gráfico, P^* representa o preço internacional. Sem proteção, o preço doméstico (local) é igual ao preço internacional e o excesso de demanda é suprido pela oferta externa (importações). Com um nível de proteção moderado, o preço doméstico é maior que o preço no mercado internacional, mas menor do que P_P . Neste preço, a proteção elimina apenas uma parte das importações. Quando o preço local se igual a P_P a proteção atinge um nível proibitivo, pois elimina totalmente as importações. Quando o preço nacional encontra-se acima do preço P_P a proteção é considerada redundante, uma vez que as importações já foram completamente eliminadas no nível P_P .

Como medidas de proteção, citamos três que são tradicionalmente usadas nos estudos empíricos: (i) comparação internacional de preço; (ii) uso das alíquotas legais do imposto de importação e (iii) uso da arrecadação do imposto de importação sobre as importações. Observamos que as três medidas conseguem mensurar os diversos níveis de proteção, tais como a proibitiva e a redundante, ilustradas no Gráfico 3.7.1. Como ressaltado no Capítulo 2, essas medidas, contudo, não estão livres de críticas. O uso das alíquotas legais, por exemplo, não computa o efeito de isenções concedidas ao imposto de importação.

¹⁶⁰ Os instrumentos de política comercial (ou de proteção) também são usados como fonte de renda para os governos. Atualmente, entretanto, esse objetivo é secundário para a maioria dos países.

¹⁶¹ [Corden \(1971\)](#) é a referência clássica da teoria da proteção.

Gráfico 3.7.1: Proteção proibitiva e redundante



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nos estudos que consideram vários países, a medida mais usada é a terceira, tendo em vista a dificuldade de obtenção dos dados necessários para o cálculo das duas primeiras e o fato dela representar a tarifa efetiva.

3.8 Apêndice

3.8.1 Informações

Tabela 3.8.1.1: Indicadores de liberalização

<i>Sigla</i>	<i>Indicador</i>
<i>CMNT</i>	Cobertura das medidas não tarifárias – razão frequência das licenças, proibições e quotas
<i>ICI</i>	Intensidade do comércio internacional – razão entre exportações mais importações e <i>PIB</i>
<i>ICIA</i>	Intensidade do comércio internacional ajustada
<i>IIM</i>	Imposto de importação sobre as importações
<i>LCN</i>	Licenças – razão frequência das licenças
<i>NPR</i>	Nível de preço relativo – taxa de câmbio real com ponderação idêntica dos índices de preço
<i>NPRM</i>	Nível de preço relativo modificado
<i>PCMN</i>	Prêmio do câmbio no mercado negro – razão entre taxas de câmbio
<i>PRB</i>	Proibições – razão frequência
<i>QTS</i>	Quotas – razão frequência das quotas
<i>SW</i>	Sachs-Warner
<i>TTN</i>	Tendência da tarifa nominal – média simples das tarifas <i>ad valorem</i>
<i>t</i>	Tarifa legal – alíquota legal do imposto de importação

Fonte: Elaborada pelo autor.

3.8.2 Regressões e Testes da Subseção 3.5.2.2

Tabela 3.8.2.1: Teste KPSS de raiz unitária

<i>Série</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico - 5%</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	0,087	0,146	$I(0)$
Preço da importação	0,186	0,463	$I(0)$
PIB menos exportação	0,200	0,146	$I(1)$
Tarifa legal	0,061	0,146	$I(0)$

Notas: (a) Hipótese nula do teste – ausência de raiz unitária;
 (b) Os valores críticos assintóticos de Kwiatkowski et al. (1992, Table 1).

Tabela 3.8.2.2: Teste KPSS de raiz unitária com quebra estrutural

<i>Série</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico - 5%</i>	<i>Ordem de integração</i>
PIB menos exportação	0,121	0,463	$I(0)$

Notas: (a) Hipótese nula do teste – ausência de raiz unitária;
 (b) Os valores críticos assintóticos de Kwiatkowski et al. (1992, Table 1).

Tabela 3.8.2.3: Teste ADF de raiz unitária

<i>Série</i>	<i>Estatística do Teste ADF - τ</i>	<i>Probabilidade (%)</i>	<i>Ordem de Integração</i>
Tendência da tarifa nominal	-2,503	1,51	$I(0)$
Imposto de importação	-6,759	0,04	$I(0)$

Nota: Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária.

Tabela 3.8.2.4: Teste KPSS de raiz unitária

<i>Série</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico - 5%</i>	<i>Ordem de Integração</i>
Tendência da tarifa nominal	-2,503	1,51	$I(0)$
Imposto de importação	-6,759	0,04	$I(0)$

Notas: (a) Hipótese nula do teste – ausência de raiz unitária;
 (b) Os valores críticos assintóticos de Kwiatkowski et al. (1992, Table 1).

Tabela 3.8.2.5: Resultados da estimação da equação de importação do Brasil

<i>Variáveis Explicativas</i>	<i>Variável Dependente: importação</i>	
	<i>Equação [3.4.2.1]</i>	
	<i>(i)</i>	<i>(ii)</i>
Constante	-1,04	-0,24
Importação defasada	0,81*	0,70*
Preço da importação	-0,45**	-0,43**
<i>PIB</i> menos exportação	0,18	0,15
Tendência da tarifa nominal	...	-0,18
Imposto de importação	0,41	...
P_{LP}	-2,37	-1,46
x_{LP}	0,94	0,49
R^2 Ajustado	0,95	0,96
Período	1980-2002	1981-2002

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%;

(b) A partir do teste geral de heteroscedasticidade de White e do teste de Breusch-Godfrey - BG (teste do multiplicador de Lagrange), não encontramos, respectivamente, evidências de heteroscedasticidade e de autocorrelação nos resíduos;

(c) SW_p e SW_x representam o produto entre o indicador de Sachs-Warner e as variáveis preço da importação e *PIB* menos exportação, respectivamente;

(d) As elasticidades-preço, p_{LP} , e renda, x_{LP} , de longo prazo são calculadas a partir dos coeficientes da variável de importação defasada e das elasticidades de curto prazo. Logo, como não provêm diretamente da estimação das equações de importação, não foi computado o nível de significância de seus coeficientes.

3.8.3 Regressões e Testes da Subseção 3.5.3.2

Tabela 3.8.3.1: Teste de Im, Pesaran e Shin (processo de raiz unitária comum)

-

América Latina

<i>Série</i>	<i>Estatística</i>	<i>Probabilidade (%) – p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	-4,279	0,00	<i>I(0)</i>
Preço da importação	-3,976	0,00	<i>I(0)</i>
<i>PIB</i> menos exportação	-2,666	0,38	<i>I(0)</i>
Imposto de importação	-7,090	0,00	<i>I(0)</i>

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;

(b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 15 países da América Latina considerados na estimação da equação de importação da América Latina. Os resultados com os 18 países da amostra, todavia, foram idênticos.

Tabela 3.8.3.2: Teste de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países latino-americanos

<i>Equações</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>
Equação [3.4.1.17]	289,58**	124,34
Equação [3.4.2.1]	137,40**	124,34
Equação [3.4.2.2]	142,93**	124,34

Notas: (a) Hipótese nula do teste - ausência de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países da América Latina;

(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Tabela 3.8.3.3: Teste de *F* para significância dos efeitos individuais – América Latina

<i>Equações</i>	<i>Estatística <i>F</i></i>	<i>Valor crítico - 5% de significância</i>	<i>Especificação</i>
Equação [3.4.1.17]	3,67**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
Equação [3.4.2.1]	8,20**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
Equação [3.4.2.2]	7,53**	1,67	Efeito fixo ou aleatório

Notas: (a) Hipótese nula do teste – os termos interceptos das equações (efeitos individuais) não variam significativamente;

(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 3.8.3.4: Teste de Hausman para efeito fixo ou aleatório – América Latina

<i>Equações</i>	<i>Estatística de Wald</i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>	<i>Especificação do efeito</i>
Equação [3.4.1.17]	36,23**	7,82	Fixo
Equação [3.4.2.1]	48,33**	11,07	Fixo
Equação [3.4.2.2]	39,28**	14,07	Fixo

Notas: (a) Hipótese nula do teste - inexistência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores;
 (b) Sob a hipótese nula, a estatística do teste, dada pelo critério de Wald, tem distribuição qui-quadrado com $K - 1$ graus de liberdade, onde K é o número de regressores;
 (c) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 3.8.3.5: Resultados da estimação da equação de importação Latino-Americana por LSDV

<i>Variáveis Explicativas</i>	<i>Variável Dependente: Importação</i>		
	<i>Equação [3.4.1.17]</i>	<i>Equação [3.4.2.1]</i>	<i>Equação [3.4.2.2]</i>
Importação defasada	0,73	0,74	0,74
Preço da importação	-0,26	-0,16	-0,15
PIB menos exportação	0,29	0,24	0,25
Imposto de importação	...	-0,43	-0,41
Sachs - Warner	...	0,06	0,04
SW_p	-0,01
SW_x			0,00
P_{LP}	-0,94	-0,59	-0,58 e -0,61
x_{LP}	1,06	0,91	0,97
No. de <i>cross-section</i>	15	15	15
Período	1962-2002	1970-2002	1970-2002

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%;
 (b) SW_p e SW_x representam o produto entre o indicador de Sachs-Warner e as variáveis preço da importação e PIB menos exportação, respectivamente;
 (c) As elasticidades-preço, p_{LP} , e renda, x_{LP} , de longo prazo são calculadas a partir dos coeficientes da variável de importação defasada e das elasticidades de curto prazo. Logo, como não provêm diretamente da estimação das equações de importação, não foi computado o nível de significância de seus coeficientes. Na Equação [3.4.2.2], apresentamos dois valores para cada elasticidade de longo prazo, que correspondem ao período pré-liberalização e pós-liberalização;
 (d) Erro-padrão e covariância robusta a heteroscedasticidade geral de White;
 (e) Estimativas corrigidas para a presença de correlação contemporânea entre os erros das equações, evidenciada a partir dos resultados da estatística do multiplicador de Lagrange, Tabela 3.8.3.6, dada abaixo.

Tabela 3.8.3.6: Teste de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países latino-americanos

<i>Equações</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico a 5% de significância</i>
Equação [3.4.1.17]	286,12**	124,34
Equação [3.4.2.1]	134,25**	124,34
Equação [3.4.2.2]	137,89**	124,34

Notas: (a) Hipótese nula do teste - ausência de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países da América Latina;
(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Tabela 3.8.3.7: Teste de Im, Pesaran e Shin (processo de raiz unitária comum) – Mercosul

<i>Série</i>	<i>Estatística</i>	<i>Probabilidade (%) – p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	-0,169	43,25	<i>I(1)</i>
Preço da importação	-2,209	1,36	<i>I(0)</i>

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;
(b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 4 países do Mercosul.

Tabela 3.8.3.8: Teste de Im, Pesaran e Shin (processo de raiz unitária comum) com quebra estrutural – Mercosul

<i>Série</i>	<i>Estatística</i>	<i>Probabilidade (%) – p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Importação	-1,695	4,51	<i>I(0)</i>

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;
(b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 4 países do Mercosul.

Tabela 3.8.3.9: Teste de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países do Mercosul

<i>Equações</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico a 5% de significância</i>
Equação [3.4.1.17]	24,79**	12,59
Equação [3.4.2.1]	12,38	12,59
Equação [3.4.2.2]	14,20**	12,59

Notas: (a) Hipótese nula do teste - ausência de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países da América Latina;
(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Tabela 3.8.3.10: Teste de F para significância dos efeitos individuais – Mercosul

<i>Equações</i>	<i>Estatística F</i>	<i>Valor crítico - 5% de significância</i>	<i>Especificação</i>
Equação [3.4.1.17]	16,51**	2,60	Efeito fixo ou aleatório
Equação [3.4.2.1]	8,07**	2,73	Efeito fixo ou aleatório
Equação [3.4.2.2]	4,01**	2,73	Efeito fixo ou aleatório

Notas: (a) Hipótese nula do teste – os termos interceptos das equações (efeitos individuais) não variam significativamente;

(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 3.8.3.11: Teste de Hausman para efeito fixo ou aleatório – Mercosul

<i>Equações</i>	<i>Estatística de Wald</i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>	<i>Especificação do efeito</i>
Equação [3.4.1.17]	41,17**	7,82	Fixo
Equação [3.4.2.1]	...	11,07	Fixo
Equação [3.4.2.2]	...	14,07	Fixo

Notas: (a) Hipótese nula do teste - inexistência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores;

(b) Sob a hipótese nula, a estatística do teste, dada pelo critério de Wald, tem distribuição qui-quadrado com $K - 1$ graus de liberdade, onde K é o número de regressores;

(c) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%;

(d) A especificação com efeito aleatório requer que o número de coeficientes individuais seja maior que o número de coeficientes da regressão e a estimação das Equações [3.4.2.1] e [3.4.2.2] para o Mercosul não atende essa exigência.

Tabela 3.8.3.12: Resultados da estimação da equação de importação Mercosul por LSDV

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Importação		
	<u>Equação</u>	<u>Equação</u>	<u>Equação</u>
	<u>[3.4.1.17]</u>	<u>[3.4.2.1]</u>	<u>[3.4.2.2]</u>
Importação defasada	0,75	0,58	0,56
Preço da importação	-0,39	-0,30	-0,30
PIB menos exportação	0,35	0,81	0,85
Imposto de importação	...	0,05	0,00
Sachs - Warner	...	0,07	0,03
SW_p	0,00
SW_x	0,01
p_{LP}	-1,61	-0,71	-0,69
x_{LP}	1,44	1,91	1,94 e 1,96
No. de <i>cross-section</i>	4	4	4
Período	1962-2002	1980-2002	1980-2001

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%;
 (b) SW_p e SW_x representam o produto entre o indicador de Sachs-Warner e as variáveis preço da importação e PIB menos exportação, respectivamente;
 (c) As elasticidades-preço, p_{LP} , e renda, x_{LP} , de longo prazo são calculadas a partir dos coeficientes da variável de importação defasada e das elasticidades de curto prazo. Logo, como não provêm diretamente da estimação das equações de importação, não foi computado o nível de significância de seus coeficientes. Na Equação [3.4.2.2], apresentamos dois valores para cada elasticidade de longo prazo, que correspondem ao período pré-liberalização e pós-liberalização;
 (d) Erro-padrão e covariância robusta a heteroscedasticidade geral de White;
 (e) A partir dos resultados da estatística do multiplicador de Lagrange, Tabela 3.8.3.13, dada abaixo, só encontramos evidência de correlação contemporânea entre os erros das equações na estimação da Equação [3.4.1.17]

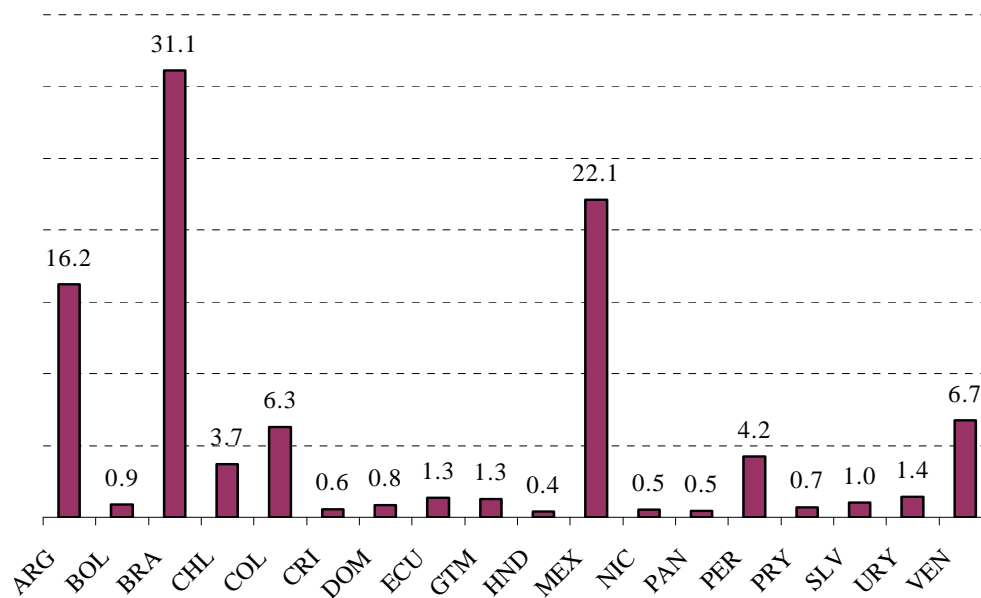
Tabela 3.8.3.13: Teste de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países do Mercosul

<i>Equações</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico a 5% de significância</i>
Equação [3.4.1.17]	25,03**	12,59
Equação [3.4.2.1]	10,36	12,59
Equação [3.4.2.2]	11,70	12,59

Notas: (a) Hipótese nula do teste - ausência de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países da América Latina;
 (b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

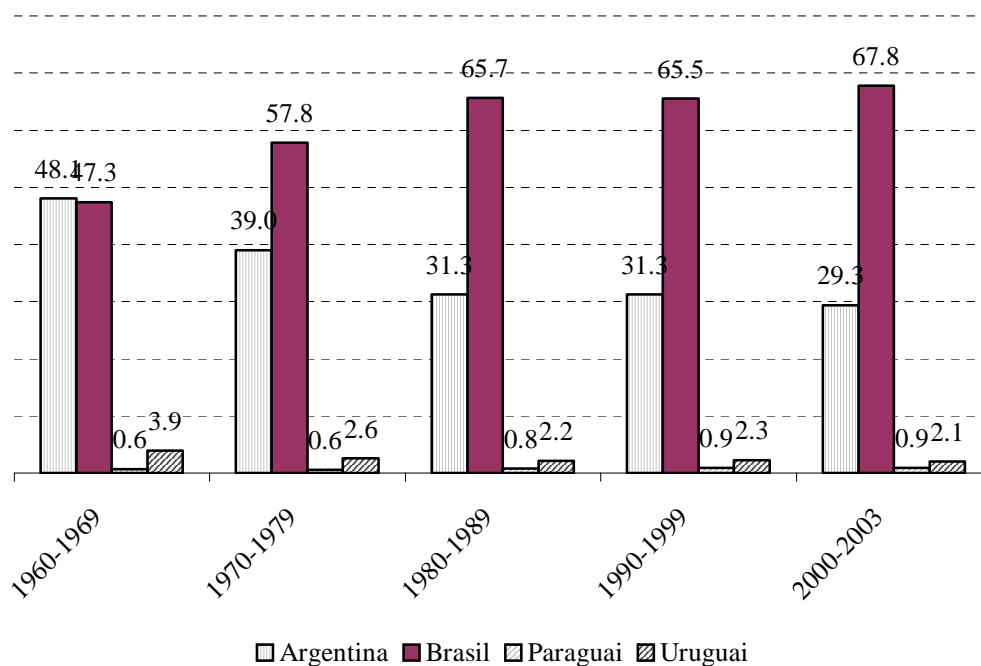
3.8.4 Gráficos

Gráfico 3.8.4.1: Participação média no PIB da América Latina (%)



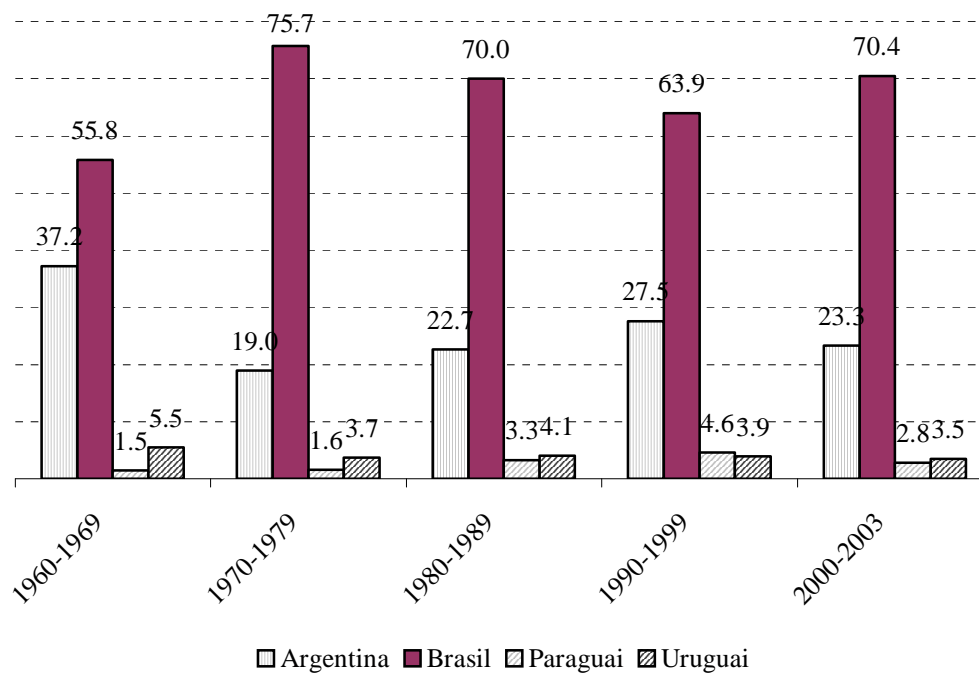
Fonte: [World Bank \(2005\)](#) e [Heston et al. \(2002\)](#).

Gráfico 3.8.4.2: Participação no PIB do Mercosul: 1960-2003 (%)



Fonte: [World Bank \(2005\)](#).

Gráfico 3.8.4.3: Comércio exterior dos países do Mercosul (%)



Fonte: [World Bank \(2005\)](#).

4. Liberalização e Crescimento na América Latina

4.1 Considerações Preliminares

Ao longo da década de 90, acompanhamos o aumento do debate em torno da relação entre liberalização comercial e crescimento. Dois motivos podem ser citados como motivação para o debate: interesse em torno dos determinantes do crescimento econômico e o processo de liberalização comercial dos países em desenvolvimento, iniciado nos últimos anos da década de 80.

No que concerne à América Latina, como vimos no Capítulo 2, no início da década de 90, a maioria dos países da região havia aberto a economia para o exterior. Neste período, diversos trabalhos empíricos documentaram relação positiva entre abertura e crescimento¹⁶².

Passado alguns anos desde o início das transformações da política comercial na região, especialistas passaram a questionar o papel da liberalização comercial como promotora do crescimento na região¹⁶³.

O objetivo deste capítulo é contribuir para a investigação do impacto da liberalização comercial sobre o crescimento econômico dos países latino-americanos. A escolha da América Latina considerou o fato das reformas na região terem sido intensas. Além disso, acreditamos que a literatura se ressentia de estudo específico para a

¹⁶² [Edwards \(1992\)](#), [Dollar \(1992\)](#), [Ben-David \(1993\)](#), [Sachs e Warner \(1995\)](#), [Frankel e Romer \(1999\)](#) e [Wacziarg \(2001\)](#).

¹⁶³ Por exemplo, [Krugman \(1995\)](#), utilizando os países da América Latina, observa que o desenvolvimento econômico dos países que adotaram as políticas do consenso de Washington, da qual faz parte a liberalização comercial, foi decepcionante.

região¹⁶⁴, tendo em vista o processo de abertura dos anos 90 e outras características singulares dos países latino-americanos.

Para a análise, especificamos um modelo de crescimento endógeno e o estimamos segundo a metodologia de dados de painel¹⁶⁵. Cabe mencionar, também, que tomamos o cuidado de averiguar a robustez do modelo aumentando a amostra e alterando o período e utilizando diversos indicadores de liberalização. Especial atenção foi dada à construção dos indicadores de liberalização comercial (Capítulo 2) e ao computo do estoque de capital, variável exógena do modelo.

Este capítulo está organizado em seis seções, além destas considerações preliminares e da conclusão. A Seção 4.2 descreve o crescimento relativo da América Latina frente aos *EUA* entre 1950 e 2002. A Seção 4.3 estabelece o modelo econômico e econométrico. A Seção 4.4 descreve a metodologia aplicada no cálculo do estoque de capital e discute os resultados. A Seção 4.5 apresenta os resultados da análise empírica (*cross-section* e dados em painel) e a Seção 4.6 investiga o impacto da liberalização comercial sobre a produtividade.

¹⁶⁴ Até onde temos conhecimento, não existe, na literatura, nenhum estudo sobre a relação entre liberalização comercial e crescimento econômico na América Latina, cobrindo o período 1960-2000.

¹⁶⁵ [Harrison \(1996\)](#) aconselha o uso de dados de painel em vez de dados do tipo *cross-section*, principalmente, quando a amostra abrange países em desenvolvimento. Segundo a autora, o uso de dados *cross-section* torna impossível o controle de diferenças específicas entre países, viesando os resultados. Também observa que médias de longo prazo ou valores iniciais para variáveis de política de comércio – particularmente nos países em desenvolvimento – ignoram importantes mudanças que podem ter ocorrido ao longo do tempo em um país.

4.2 Crescimento na América Latina: 1950-2002

Nesta seção, mostramos a evolução do produto interno da América Latina¹⁶⁶ em relação ao produto dos *EUA* nos últimos cinquenta e dois anos. A evidência do comportamento dessa variável subsidiará a análise dos resultados da relação entre liberalização comercial e crescimento econômico, objeto deste capítulo.

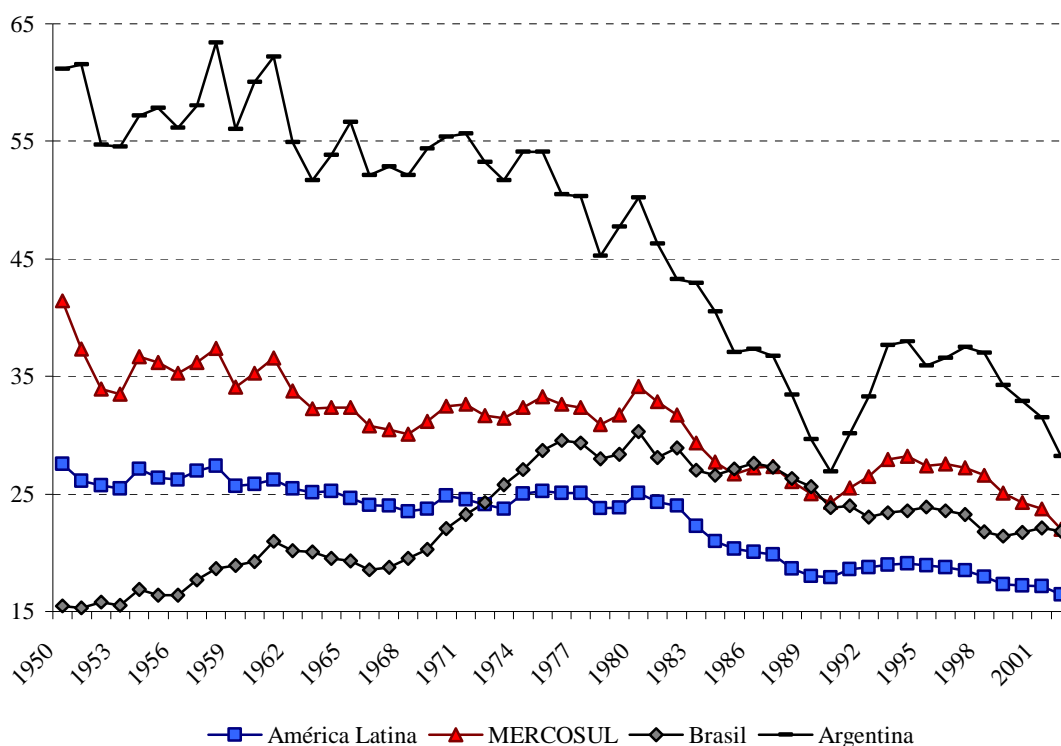
Para isto, utilizamos a variável y da *PWT*, a qual representa o *PIB* per capita do país i relativo ao dos *EUA*, ambos em dólares correntes.

$$y_{it} = \frac{\text{PIB per capita do país } i \text{ no ano } t}{\text{PIB per capita dos EUA no ano } t} \quad [4.2.1]$$

O Gráfico 4.2.1 mostra a evolução da variável y para América Latina e Mercosul, bem como para Brasil e Argentina. Na amostra considerada, estes dois países registraram o menor e o maior valor para a variável em 1950, 15,47% e 61,18%, respectivamente.

Destacamos o baixo nível da renda latino-americana relativa à dos *EUA*. Em 1950, a renda per capita da região representava apenas 27,59% da dos *EUA*. Esse valor, contudo, é o registro do melhor desempenho relativo da região, tendo alcançado em 2002 apenas 16,45%. Ao longo das décadas de 50, 60 e 70, a renda per capita relativa da região não variou de forma significativa e, na década de 80, seu crescimento ficou sempre abaixo dos *EUA*.

¹⁶⁶ [Cardoso e Fishlow \(1989\)](#), [De Gregorio \(1992\)](#) e [De Gregorio e Lee \(1999\)](#) analisam a experiência e os determinantes do desenvolvimento latino-americano.

Gráfico 4.2.1: Renda per capita relativa aos *EUA* (%)

Fonte: [Heston et al. \(2002\)](#) e [World Bank \(2005\)](#).

Observamos, ainda, que, na primeira metade da década de 90, a região se recuperou um pouco vis-à-vis aos EUA, mas voltou a ter desempenho medíocre nos últimos anos da década.

Essa característica do crescimento da América Latina está de acordo com o pensamento de [Easterly \(2001\)](#), segundo o qual, apesar da melhora de variáveis importantes, os anos 90 foram considerados perdidos em termos de crescimento para os países em desenvolvimento e, mais especificamente, para os latino-americanos.

De acordo com a Tabela 4.2.1, o desempenho da América Latina sempre ficou abaixo do observado nos *EUA*. Na década de 80, essa diferença se agravou, com o fraco desempenho da região, queda média de 0,31% ao ano do *PIB* per capita, frente ao crescimento de 2,34% ao ano dos *EUA*.

Tabela 4.2.1: Taxa de crescimento da renda per capita^a

<i>Décadas</i>	<i>1950-59</i>	<i>1960-69</i>	<i>1970-79</i>	<i>1980-89</i>	<i>1990-99</i>	<i>2000-02</i>
América Latina	0,66%	2,53%	2,09%	-0,31%	1,98%	-1,29%
Argentina	0,48%	2,37%	1,25%	-3,46%	4,95%	-8,51%
Brasil	3,75%	3,81%	5,78%	0,42%	1,15%	0,17%
EUA	1,68%	3,31%	3,00%	2,34%	2,18%	0,25%

Fonte: [Heston et al. \(2002\)](#) e [World Bank \(2005\)](#).

Nota: (a) Taxa média de crescimento anual.

É necessário lembrar que o comportamento da renda relativa, observado na América Latina, reflete, basicamente, a tendência de três países: Argentina, Brasil e México. Estes países, em conjunto, produzem de 71% a 78% da riqueza da região. Portanto, como podemos observar no Gráfico 4.2.1, a queda relativa da renda da região no período é decorrente, em grande parte, da tendência decrescente da renda per capita da Argentina.

No crescimento da Argentina, destacamos a queda na década de 80, média anual de 3,46%, e no biênio 2000-2002, queda anual de 8,51%. Por sua vez, o comportamento do crescimento da renda per capita do Brasil no período teve duas fases: (i) rápido crescimento entre 1950 e 1979, com taxas anuais acima de 3,75%, e (ii) baixo crescimento, a partir dos anos 80.

Quanto à convergência de renda na América Latina, a Tabela 4.2.2 (próxima página), mostra elevação do coeficiente de variação nos anos 90, que apresentou tendência de queda até a década de 80. Este fato, assim como o aumento da razão entre renda relativa do país mais rico e do mais pobre na década de 90, sugere que não houve convergência de renda na região no período pós-liberalização.

Desse modo, ressaltamos que, nos anos 90, quando a maioria dos países da região é considerada aberta, o nível de renda per capita relativo dos países latino-americanos não apresentou melhora, apesar do aumento da taxa de crescimento médio de -0,31% ao ano na década de 80 para 1,98% na década de 90 (Tabela 4.2.1). Esta evidência indica que, se a abertura teve efeito positivo sobre o crescimento, outros

fatores como, por exemplo, choques externos, podem ter limitado o crescimento relativo da região no período.

Tabela 4.2.2: Renda per capita da América Latina relativa aos EUA
(Média anual por década %)

<i>Décadas</i>	<i>1950-59</i>	<i>1960-69</i>	<i>1970-79</i>	<i>1980-89</i>	<i>1990-2000</i>	<i>2000-02</i>
Mais rico^a	58,06	55,07	51,81	39,74	34,72	30,88
América Latina (Média)	26,46	24,78	24,53	21,37	18,50	16,94
Mais pobre^a	12,71	12,10	10,64	9,29	6,39	5,41
Mais rico / mais pobre	4,57	4,55	4,87	4,28	5,43	5,71
Coefficiente de variação	46,8%	43,3%	39,5%	39,0%	43,8%	45,8%

Fonte: [Heston et. Al. \(2002\)](#) e [World Bank \(2005\)](#).

Nota: (a) País mais rico ou mais pobre por década.

4.3 Especificação do Modelo

Esta seção tem como objetivo especificar o modelo de crescimento endógeno que servirá de base para a análise empírica da relação entre crescimento econômico e liberalização comercial na América Latina.

O modelo, apresentado a seguir, baseia-se em [Edwards \(1992\)](#) e supõe pequena economia, onde grande parte da inovação tecnológica é desenvolvida nas nações ricas. Como em Edwards, o objetivo aqui é analisar os efeitos da liberalização sobre o crescimento. Assim, supomos que a liberalização, via política comercial, pode afetar a velocidade na qual o progresso tecnológico ocorre.

Desta forma, as questões por analisar são: rapidez e eficiência da absorção da inovação tecnológica pelas nações latino-americanas e influência da liberalização neste processo.

Para começar, caracterizamos a produção do país i a partir da função de produção:

$$Y_{it} = F(K_{it}, L_{it})A_{it}, \quad [4.3.1]$$

onde Y_t é o produto real total, K_t e L_t denotam, respectivamente, os insumos: capital e trabalho, e A_{it} representa o estoque de conhecimento acumulado, nível de conhecimento tecnológico do país i na data t ¹⁶⁷.

Para expressarmos a Equação [4.3.1] em termos de taxa de crescimento, diferenciamos a mesma em relação ao tempo, obtendo:

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial t} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} \frac{\partial K_{it}}{\partial t} + \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}} \frac{\partial L_{it}}{\partial t} + \frac{\partial Y_{it}}{\partial A_{it}} \frac{\partial A_{it}}{\partial t}. \quad [4.3.2]$$

¹⁶⁷ Estamos supondo que a função de produção especificada na Equação [4.3.1] é Hicks neutra, a razão dos produtos marginais permanece inalterada para uma dada razão capital / trabalho, [Barro e Sala-i-Martin \(1999, p. 33\)](#).

Dividimos, então, a Equação [4.3.2] por Y_{it} e re-arrumamos os termos, produzindo o seguinte resultado:

$$\frac{\dot{Y}}{Y_{it}} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} \frac{K_{it}}{Y_{it}} \frac{\dot{K}}{K_{it}} + \frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}} \frac{L_{it}}{Y_{it}} \frac{\dot{L}}{L_{it}} + \frac{\partial Y_{it}}{\partial A_{it}} \frac{A_{it}}{Y_{it}} \frac{\dot{A}}{A_{it}}, \quad [4.3.3]$$

onde a notação da derivada de Y com relação ao tempo é $\dot{Y} = \partial Y_{it} / \partial t$. De forma a simplificar a notação, consideramos a elasticidade ε do produto em relação a K , L e A e chegamos a:

$$\frac{\dot{Y}}{Y_{it}} = \varepsilon_{K_{it}} \frac{\dot{K}}{K_{it}} + \varepsilon_{L_{it}} \frac{\dot{L}}{L_{it}} + \varepsilon_{A_{it}} \frac{\dot{A}}{A_{it}}. \quad [4.3.4]$$

De acordo com a equação [4.3.4], a taxa de crescimento do produto é igual à soma das taxas de crescimento dos fatores, ponderadas pela elasticidade de cada fator em relação ao produto. Assim, o crescimento do produto é função do crescimento do estoque de capital, da força de trabalho e do progresso técnico.

Cabe observar que, como a variável progresso tecnológico aparece na função de produção sob a forma *Hicks* neutra, a última parcela da Equação [4.3.4] se resume a \dot{A}/A_{it} , pois, neste caso, $\varepsilon_A = 1$. Dessa forma, como:

$$\varepsilon_{A_{it}} \frac{\dot{A}}{A_{it}} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial A_{it}} \frac{A_{it}}{Y_{it}} \frac{\dot{A}}{A_{it}} = F(K_{it}, L_{it}) \frac{A_{it}}{F(K_{it}, L_{it}) A_{it}} \frac{\dot{A}}{A_{it}} = \frac{\dot{A}}{A_{it}}, \quad [4.3.5]$$

a Equação [4.4.1.4] pode ser re-escrita como:

$$\frac{\dot{Y}}{Y_{it}} = \varepsilon_{K_{it}} \frac{\dot{K}}{K_{it}} + \varepsilon_{L_{it}} \frac{\dot{L}}{L_{it}} + \frac{\dot{A}}{A_{it}}. \quad [4.3.6]$$

De posse do produto, do capital, do trabalho e das elasticidades dos fatores com relação ao produto, empiricamente, pode-se determinar o crescimento tecnológico por resíduo. Esta é a forma usual, segundo [Solow \(1957\)](#), de se encontrar o progresso técnico.

O objetivo agora é descrever como uma mudança na política comercial, como o processo de liberalização comercial, pode afetar o produto por meio do progresso tecnológico (A_{it}).

[Edwards \(1992\)](#) assume duas fontes de acumulação de conhecimento: (i) inovação, fonte puramente doméstica, originada a partir da melhoria do progresso tecnológico local e (ii) imitação, fonte de conhecimento externa, relacionada à absorção de invenções geradas nas nações avançadas.

Apesar da primeira fonte de acumulação de conhecimento se relacionar com as inovações locais, o autor assume que esta também é influenciada por eventos externos. Edwards considera, em particular, o caso no qual a taxa de progresso técnico local é positivamente afetada pela diferença entre o estoque de conhecimento mundial e local.

O autor assume também que a velocidade e a eficiência na qual o país se apropria da inovação tecnológica desenvolvida no exterior dependem de forma positiva da integração do país com o resto do mundo, do nível de liberalização comercial.

Do que foi explicitado acima, formalmente, a taxa de acumulação de conhecimento em um pequeno país pode ser definida da seguinte forma:

$$\frac{\dot{A}}{A_{it}} = \left[\alpha + \delta \left(\frac{W_t - A_{it}}{A_{it}} \right) \right] + \beta \omega, \quad [4.3.7]$$

onde α e δ são parâmetros exógenos, W_t é o estoque de conhecimento mundial disponível no momento t , ω é a taxa de crescimento do estoque de conhecimento mundial ($W_t = W_0 e^{\omega t}$) e β é um parâmetro entre zero e um ($0 < \beta < 1$), que mede a rapidez e a eficiência da absorção da inovação desenvolvida no exterior¹⁶⁸.

Supondo o parâmetro β como função positivamente relacionado ao grau de liberalização do país τ , obtemos:

¹⁶⁸ Essa estrutura se deve pioneiramente a [Nelson e Phelps \(1966\)](#).

$$\beta = \beta(\tau) \text{ e } \beta' > 0, \quad [4.3.8]$$

onde τ mede o nível de liberalização comercial do país, apresentando valores elevados para maiores níveis de liberalização¹⁶⁹.

Na Equação [4.3.7], observamos que a primeira parcela da soma $[\alpha + \delta(W - A)/A]$, representa a fonte local de geração de conhecimento (inovação), enquanto a segunda $\beta\omega$, a proporção do conhecimento desenvolvido no exterior absorvida pelo país (imitação).

No primeiro termo, α é a taxa básica de inovação exógena e $\delta(W - A)/A$ é o *catch-up*, que atribui maior acumulação de conhecimento local a nações cujo estoque de conhecimento esteja defasado com relação ao estoque conhecimento acumulado no mundo¹⁷⁰.

Dadas as suposições sobre os parâmetros da equação [4.3.7], podemos estabelecer a trajetória do progresso tecnológico do país local i , resolvendo a equação diferencial linear de primeira ordem. Assim, temos:

$$A_t = \left[A_0 - \left(\frac{\delta}{\delta + \omega(1 - \beta) - \alpha} \right) W_0 \right] e^{-(\delta - \alpha - \beta\omega)t} + \left(\frac{\delta}{\delta + \omega(1 - \beta) - \alpha} \right) W_0 e^{\alpha t}. \quad [4.3.9]$$

Segundo essa equação, no equilíbrio de longo prazo, o comportamento do estoque de conhecimento doméstico depende da relação entre os parâmetros: se $(\delta - \alpha - \beta\omega) > 0$ ou se $(\delta - \alpha - \beta\omega) < 0$.

Vamos considerar o primeiro caso, $(\delta - \alpha - \beta\omega) > 0$. Sobre essa hipótese o equilíbrio é com defasagem de conhecimento: $D_{it} = (W_t - \tilde{A}_{it}) / \tilde{A}_{it}$, onde o estoque de conhecimento doméstico no estado estacionário \tilde{A}_{it} seria:

¹⁶⁹ Cabe ressaltar que, para Edwards, τ representa o nível de distorção gerado pela política comercial, mensurada pelo índice de [Leamer \(1988\)](#), tendo este parâmetro relação negativa com a absorção do conhecimento.

¹⁷⁰ A idéia subjacente a essa formalização é a de convergência tecnológica, semelhante à convergência de renda, tratada tradicionalmente nos modelos de crescimento neoclássico como, por exemplo, em [Barro \(1991\)](#).

$$\tilde{A}_{it} = \left(\frac{\delta}{\delta + \omega(1 - \beta) - \alpha} \right) W_0 e^{\omega t}. \quad [4.3.10]$$

De acordo com a Equação [4.3.10], no equilíbrio, o estoque de conhecimento doméstico irá crescer à taxa do progresso técnico mundial ω , não dependendo da política comercial adotada no país. Por outro lado, fora do caminho de crescimento balanceado, o crescimento do estoque de conhecimento A_{it} depende positivamente do grau de liberalização comercial do país i .

Podemos confirmar essa afirmação, derivando A_{it} com relação a τ a partir da Equação [4.3.10], onde teremos $\partial \tilde{A}_{it} / \partial \tau > 0$ e, em consequência, $\frac{\partial Y_{it}}{\partial \tau} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial A_{it}} \frac{\partial A_{it}}{\partial \tau} > 0$.

Nesse caso, quanto maior a liberalização τ , maior o nível de acumulação de conhecimento A_{it} e de produto Y_{it} . Assim, o crescimento econômico tem comportamento similar ao previsto pelos modelos neoclássicos, onde políticas econômicas afetam o nível do produto, mas não o crescimento de longo prazo.

No segundo caso, $(\delta - \alpha - \beta\omega) < 0$, a taxa de acumulação do conhecimento no longo prazo (\dot{A}_{it} / A_{it}) depende das desigualdades: $\omega > (\alpha - \delta) / (1 - \beta)$ e $\omega < (\alpha - \delta) / (1 - \beta)$. Caso prevaleça a primeira desigualdade, a taxa de crescimento do estoque de conhecimento doméstico, no caminho de crescimento balanceado, será ω e, como no caso anterior, não dependerá da política de comércio exterior.

Por outro lado, se prevalecer a segunda desigualdade, $\omega < (\alpha - \delta) / (1 - \beta)$, a taxa de acumulação do conhecimento no equilíbrio de longo prazo será igual a $(\alpha + \beta\omega - \delta)$ e dependerá do valor do parâmetro β , capacidade do país absorver as externalidades positivas da tecnologia mundial. Nesta caso, como β é função positiva do grau de liberalização comercial τ , países com níveis elevados de abertura não apenas exibirão maior nível de renda, como também maior taxa de crescimento de longo prazo.

Desta forma, se $\omega < (\alpha - \delta)/(1 - \beta)$, então uma maior absorção de inovação tecnológica, proporcionada pela liberalização, implicaria efeitos positivos sobre a taxa de inovação tecnológica de equilíbrio.

Assim, o modelo de crescimento, apresentado nesta seção, implica que: (i) fora do estado estacionário, a taxa de crescimento do produto agregado em um pequeno país depende positivamente da acumulação de capital, do crescimento da força de trabalho, da defasagem de conhecimento tecnológico do país em relação às nações avançadas e do nível de liberalização da política comercial e (ii) no estado estacionário, sobre algumas hipóteses, a política comercial afeta positivamente o crescimento de longo prazo.

4.4 Estoque de Capital na América Latina: 1950-2004

Nesta seção, descrevemos a metodologia utilizada no cálculo dos estoques de capital dos países da América Latina para o período 1950-2004 e discutimos alguns resultados, relacionados a produtividade marginal e média do capital¹⁷¹.

Cabe mencionar que o estoque de capital, assim como o trabalho, é variável necessária para verificar a contribuição de cada fator no crescimento da América Latina, bem como para identificar o papel da abertura neste processo ao longo do período.

Até onde sabemos, não existem, na literatura, séries de estoque de capital que abrangem o período e o conjunto de países analisado neste trabalho. [De Gregorio \(1992\)](#), por exemplo, ressenete-se da falta desse tipo de dado, quando analisa os determinantes do crescimento de 12 países latino-americanos no período 1950-1985.

[Hofman \(2000\)](#) calculou séries de estoque de capital para sete países da América Latina, cobrindo período 1950-1994, e [Gomes et al. \(2003\)](#)¹⁷² para doze dos dezoito países considerados neste trabalho. A *Penn World Table - PWT* (versão 5.6) tem séries de estoque de capital para uma amostra de 63 países, 13 da América Latina, para o período 1965-1992. As novas versões¹⁷³, todavia, não trouxeram séries de estoque.

No caso específico da Argentina, há um estudo de 2004, produzido pela *Dirección Nacional de Cuentas Nacionales – DNCN* do Instituto Nacional de

¹⁷¹ Com a publicação do *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 2004*, [Economic Commission for Latin America and the Caribbean – ECLAC \(2005\)](#), o período das séries de investimento pode ser expandido até 2003.

¹⁷² Os resultados de [Gomes et al. \(2003\)](#) e os apresentados neste capítulo possuem tendência semelhante, mas os valores iniciais das séries são diferentes, reflexo de formas distintas de cálculo do estoque de capital inicial. No Anexo do capítulo descrevemos em detalhes nossa metodologia de estimação do estoque de capital inicial, Seção 4.7.1, e a comparamos com a utilizada por [Gomes et al. \(2003\)](#), Seção 4.7.2.

¹⁷³ Versão 6.1 ([Heston et al., 2002](#)) e versão 6.2 ([Heston et al. 2006](#)).

Estadísticas y Censos – *INDEC*, que estima séries de estoque de capital a preços corrente e constante do país para o período 1990-2003 (*National Bureau of National Accounts*, 2004).

4.4.1 Metodologia

Estimamos o estoque de capital agregado e por tipo de bem (máquinas e equipamentos e bens de construção) pelo método do estoque perpétuo¹⁷⁴ - *MEP*, para 18 países latino-americanos para o período 1950 a 2004. Esse método é o mais adotado por sua transparência e simplicidade, uma vez que consiste apenas na soma dos investimentos passados, descontada a depreciação.

A aplicação do *MEP* depende de três fatores: (i) estimativa do tempo de vida dos bens de capital; (ii) função de depreciação, utilizada para calcular a depreciação do capital no tempo, e (iii) disponibilidade de séries de investimento desagregadas por tipo de bem de capital.

Quanto aos dois primeiros fatores, usamos o tempo de vida v estimado pela *OECD*: 19 anos para máquinas e equipamentos - *M&EQP* e 48 anos para bens de construção - *BCONST*, e função de depreciação linear com defasagem. Supomos também período em que não há depreciação (período de defasagem m) igual à 10% do tempo de vida (v) de cada bem. Logo, para máquinas e equipamentos e bens de construção, adotamos defasagem de dois e cinco anos, respectivamente¹⁷⁵.

Quanto ao terceiro fator, cabe esclarecer que ao tratarmos o estoque de capital como função do histórico dos investimentos passados, surge a necessidade de

¹⁷⁴ O Método de Estoque Perpétuo, também denominado Método de Estoque Permanente ou Método de Inventário Perpétuo, foi utilizado pela primeira vez por [Goldsmith \(1951\)](#) e continua sendo adotado como, por exemplo, em [Hofman \(2000\)](#), [Morandi e Reis \(2004\)](#) e [Feu \(2003\)](#).

¹⁷⁵ [Hulten \(1990\)](#), [Jorgenson e Sullivan \(1981\)](#) e [Hofman \(2000\)](#) usam defasagem de um ano, enquanto que a *OECD* utiliza defasagem de 5 anos. Decidimos, todavia, por adotar um percentual fixo do tempo de vida.

séries de investimento mais longas e desagregadas por tipo de bem¹⁷⁶. Esta exigência trouxe dificuldades adicionais no cálculo das séries de estoque, uma vez que conseguimos dados apenas para seis países da amostra: Argentina, Chile, Colômbia, México e Venezuela ([Hofmam, 1992](#)) e Brasil ([IBGE, 2003](#)). Desta forma, como [Ferreira, Issler e Pessoa \(2003\)](#) e [Young \(1995\)](#), estimamos o estoque de capital inicial e aplicamos o *MEP* para os anos seguintes.

Estabelecidos os o tempo de vida do capital v e o período de defasagem m , exógenos ao modelo, calculamos, então, a taxa de depreciação sobre do bem de capital d como o inverso do tempo de depreciação: $d = 1/h$, onde $h = v - m$ ¹⁷⁷. Dessa forma, no ano t , um investimento realizado no ano r , terá idade correspondente a $t - r$, e, devido o período de defasagem m , o tempo em que a depreciação incide é: $x = t - r - m$.

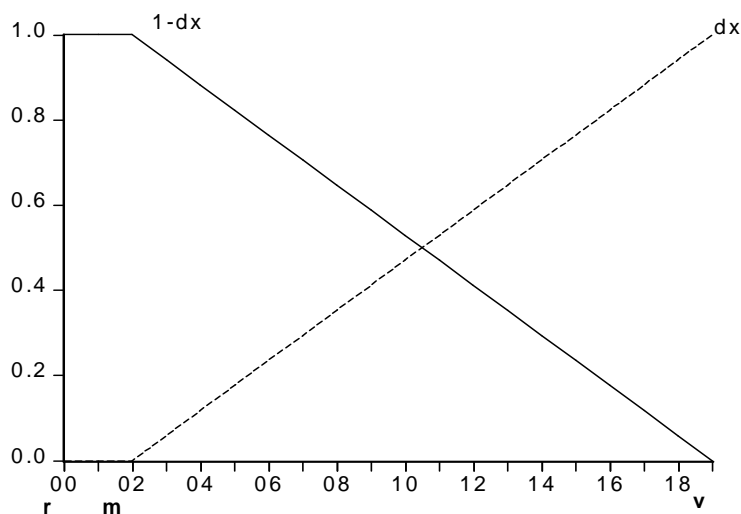
O Gráfico 4.4.1.1 apresenta a função de depreciação acumulada $f_d(d, x) = dx$, que mostra a depreciação acumulada ano a ano e sua imagem, a função de sobrevivência: $f_s(d, s) = (1 - dx)$, que mostra o capital ainda não sucitado¹⁷⁸. Observamos que quando adotamos taxa de depreciação do bem de capital investido, variando ao longo da vida desse capital, a taxa de depreciação do estoque de capital δ passa a depender: (i) do comportamento do investimento e (ii) da variação da idade do estoque. Assim, caso ocorra um choque positivo no investimento de um país, a idade do capital daquela economia cairia, bem como a taxa de depreciação do estoque.

¹⁷⁶ Por exemplo, dado o ano considerado como inicial t_0 e o tempo de vida do bem de capital v , necessitamos do histórico dos investimentos passados, a partir de v anos anteriores a t_0 . No nosso caso, investimentos realizados 19 e 48 anos antes de t_0 para *M&EQP* e para *BCONST*, respectivamente.

¹⁷⁷ A taxa de depreciação sobre o bem de capital (d), na função linear com defasagem, é constante a partir de $(m + 1)$, sendo que a taxa cumulativa aplicada ao bem aumenta de d anualmente até alcançar a unidade.

¹⁷⁸ No gráfico, consideramos $m = 2$, $v = 19$ e, conseqüentemente, $h = 17$.

Gráfico 4.4.1.1: Função de depreciação acumulada e função de sobrevivência



Fonte: [Feu \(2003, p. 9\)](#).

O comportamento da função de depreciação acumulada e de sobrevivência, representado no gráfico acima, é decorrente da função de depreciação considerada. Ele não seria observado, por exemplo, caso a função fosse linear, com taxa de depreciação do bem de capital investido constante¹⁷⁹.

Enfatizamos, mais uma vez, que d varia por tipo de bem¹⁸⁰ e δ por tipo de bem e por país. Mas, nas fórmulas apresentadas abaixo, por simplificação, não explicitamos a divisão por tipo de bem.

Desse modo, o estoque de capital foi calculado de acordo com a equação de movimento do capital:

¹⁷⁹ Segundo o manual da [OECD \(1993\)](#), contudo, não parece plausível supor que os bens se desgastem à mesma taxa, principalmente, nos primeiros anos de vida.

¹⁸⁰ A divisão da série de investimento por tipo de bem não é de difícil acesso nos bancos de dados disponíveis. Neste trabalho, consideramos o percentual do investimento por tipo de bem para o Brasil fornecido pelas Estatísticas do Século XX, [IBGE \(2003\)](#). Para os outros países, encontramos dados para os anos 1950, 1955, 1960, 1965, 1970, 1975 e para o período 1978 a 2002, em vários anos, do *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean*. Sendo assim, interpolamos a participação do investimento por tipo de bem no investimento total para os anos sem observação para a maioria dos países, exceto para Argentina, Chile Colômbia, México e Venezuela, cuja informação é fornecida por [Hofmam \(1992\)](#).

$$K_{t+1} = \sum_{r=t-v}^t I_r - d \sum_{r=t-v}^{t-m} (t-m-r) I_r, \quad [4.4.1.1]$$

onde capital K em $t+1$ é dado pela soma dos investimentos I passados, ainda em processo de sucatamento, menos a depreciação desses investimentos, conforme o tempo de depreciação de cada tipo de bem. Assim, o número de anos que a depreciação deve incidir é dado pela diferença entre o ano t , o tempo de defasagem m e a data em que foi realizado o investimento r : $x = t - m - r$.

No Apêndice deste capítulo, disponibilizamos as séries de estoque de capital total, de máquinas e equipamentos e de bens de construção para 18 economias latino-americanas no período 1950-2004, Tabelas 4.9.4, 4.9.5 e 4.9.6, respectivamente.

4.4.2 *Discussão dos Resultados*

A seguir, discutimos alguns resultados obtidos a partir das séries de estoque de capital¹⁸¹. Antes de apresentarmos os resultados, entretanto, cabe observar o comportamento da taxa de investimento dos países da América Latina no período 1950-2003¹⁸².

Até o início da década de 80, a maior parcela do crescimento da América Latina era explicada pelo investimento. Por exemplo, de acordo com [De Gregorio \(1992, p. 67\)](#), os países latino-americanos cresceram a taxa média de 4,2% ao ano no período 1950 a 1985, dos quais 51% são explicados pelo investimento, 30% pelo crescimento da população e 19% pelo crescimento da produtividade total dos fatores.

No caso do Brasil, [Feu \(2003\)](#) atribui o crescimento brasileiro no período 1953-1980, em primeiro lugar, as altas taxas de investimento e, depois, ao crescimento da produtividade total dos fatores.

¹⁸¹ Relembramos que a motivação deste cálculo advém da inexistência de séries estoque para todos os países da amostra e da importância dessa variável na análise do crescimento econômico.

¹⁸² [Ellery Jr. et al. \(2004\)](#) verifica se o comportamento do investimento agregado e da acumulação do capital na economia brasileira no período 1970-1998 pode ser explicado pela teoria neoclássica do crescimento.

[Gomes et al. \(2003, p. 408\)](#), analisando comparativamente a evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira, destacam: (i) taxa de crescimento negativa da produtividade total dos fatores no período 1976-1992 (-2% a.a.); (ii) positiva entre 1992 e 2000 (1% a.a.); (iii) desempenho medíocre da acumulação de capital humano no período 1967-1976 e (iv) acentuada elevação da relação capital-produto no período 1976-1992.

Na Tabela 4.4.2.1, podemos observar a evolução da média simples da taxa de investimento (investimento a preço constante como percentagem do *PIB*) por década dos países da América Latina, do Mercosul e do Brasil.

Da tabela, inferimos que a evolução da taxa de investimento total ao longo dos últimos 54 anos é similar nos três níveis de análise (América Latina, Mercosul e Brasil): (a) queda na década de 60 em relação à de 50; (b) crescimento na década de 70, apresentando o maior nível médio do período e (c) queda nos últimos vinte e quatro anos no Mercosul e Brasil e pequena recuperação nos anos 90 e estabilidade nos últimos anos na América Latina ¹⁸³.

**Tabela 4.4.2.1: Investimento no período 1950-2003
(% do *PIB*)**

<i>Períodos</i>	América Latina	Mercosul	Brasil
<i>1950-1959</i>	15,6	14,3	21,4
<i>1960-1969</i>	14,5	13,4	19,1
<i>1970-1979</i>	15,4	17,1	24,5
<i>1980-1989</i>	12,4	14,7	18,0
<i>1990-1999</i>	13,6	14,4	15,7
<i>2000-2003</i>	13,0	11,6	14,8

Fonte: [Heston et al. \(2006\)](#).

Nota: Investimento e *PIB* a preço constante de 2000.

Destacamos também os níveis elevados de investimento total durante os anos 70 na América Latina, período de rápido crescimento, e os elevados níveis de investimento do Brasil frente à média região ao longo de todo o período.

¹⁸³ O aumento da proporção do investimento no *PIB* na América Latina se deve, principalmente, à variação positiva observada, em ordem decrescente, no Panamá (variação entre a década de 90 e a de 80 de 80,1%, correspondendo à elevação de 10,4 pontos percentuais na proporção do investimento no *PIB* do país), no Chile e em Honduras.

Segundo [Moguillansky e Bielschowsky \(2001\)](#), com as reformas, houve um processo de ajuste de comportamento dos agentes econômicos dos países latino-americanos, denominado período de transição. Para os autores, o período de transição variou de acordo com os países e pode ser dividido em duas fases: (i) racionalização da produção e queda na taxa de investimento, e (ii) modernização dos equipamentos pelas firmas e elevação da taxa de investimento.

Assim, dada a evolução do investimento apresentada na Tabela 4.4.2.1 e o processo de liberalização comercial, ocorrido entre 1985 e 1996, entendemos que, para a maioria dos países da região, a primeira fase do período de transição ocorreu entre meados da década de 80 e início da de 90 e a segunda na década de 90.

No caso do investimento do Mercosul e do Brasil, não observamos, no entanto, o comportamento sugerido por [Moguillansky e Bielschowsky \(2001\)](#), uma vez que vem se mantendo uma tendência decrescente, inclusive nos anos mais recente. Vários fatores podem ser citados como explicação para o baixo nível de investimento do Mercosul e do Brasil. Por exemplo, crise energética brasileira e econômica da Argentina, que juntas podem ter retardado o processo de modernização dos equipamentos pelas firmas e a elevação da taxa de investimento nesses países (segunda fase do período de transição).

Na Tabela 4.4.2.2, apresentamos o comportamento da razão entre investimento em máquinas e equipamentos e investimento total. A evolução desta razão é relevante para entendermos o comportamento do estoque desse tipo de bem e, também, devido à evidência empírica da associação positiva e forte entre investimento em equipamento e crescimento¹⁸⁴.

¹⁸⁴ A evidência empírica pode ser encontrada nas contribuições de [De Long e Summers \(1991\)](#) e [De Long e Summers \(1993\)](#). Segundo esses autores, as nações que investiram de forma mais intensa em equipamentos desfrutaram de crescimento mais rápido no período 1960-1985, relativamente às que tinham mesmo nível de desenvolvimento e não investiram. [Jones \(1994\)](#) fornece evidência de associação forte e negativa entre preço do maquinário e crescimento.

**Tabela 4.4.2.2: Investimento em máquinas e equipamentos:
1950-2003 (% investimento)**

<i>Períodos</i>	América Latina	Mercosul	Brasil
<i>1950-1959</i>	37,2	29,0	35,7
<i>1960-1969</i>	37,7	29,8	32,7
<i>1970-1979</i>	37,6	35,0	38,5
<i>1980-1989</i>	35,2	29,6	31,0
<i>1990-1999</i>	40,3	32,1	30,3
<i>2000-2003</i>	42,4	34,5	34,4

Fonte: [Heston et al. \(2002\)](#) e [ECLAC \(2004\)](#).

A análise das tabelas, apresentadas acima, mostra que a parcela da renda destinada a aumentar capacidade produtiva (investimento total) no Brasil é mais elevada que na América Latina, mas o percentual de máquinas e equipamentos no investimento é inferior ao da região.

Esta característica do investimento brasileiro em relação ao dos países latino-americanos se reflete na composição do estoque de capital. A Tabela 4.4.2.3 mostra o percentual de máquinas e equipamentos do estoque de capital da América Latina, do Mercosul e do Brasil, e a taxa de crescimento do *PIB*.

Tabela 4.4.2.3: Crescimento do PIB (%) e estoque de máquinas e equipamentos (% do estoque total)

<i>Períodos</i>	América Latina		Mercosul		Brasil	
	Estoque¹	Crescimento²	Estoque¹	Crescimento²	Estoque¹	Crescimento²
<i>1950-1959</i>	25,24	5,23	19,38	4,62	26,45	6,97
<i>1960-1969</i>	25,83	5,91	19,44	5,65	23,03	6,93
<i>1970-1979</i>	26,58	5,75	24,53	6,43	28,84	8,49
<i>1980-1989</i>	22,76	1,87	19,49	1,91	21,97	3,02
<i>1990-1999</i>	23,21	2,98	17,51	2,70	17,42	1,94
<i>2000-2003</i>	24,07	1,58	17,70	0,98	17,43	2,08

Fonte: [Heston et al. \(2002\)](#), [World Bank \(2005\)](#) e [ECLAC \(2004\)](#).

Notas: (1) valor referente ao último ano do período e (2) taxa de crescimento média anual no período.

Na tabela acima, observamos a redução da parcela de máquinas e equipamentos do estoque de capital nos três níveis geográficos analisados entre 1950 e 2003 e a elevação temporária na década de 70. Em destaque, aparece também a queda

da parcela de máquinas e equipamentos do estoque no Brasil, cerca de 9% no período, que passou da maior (26,45% em 1950) para a menor (17,43% em 2003).

Cabe observar que, apesar do aumento da parcela do investimento em máquinas e equipamentos no investimento total (Tabela 4.4.2.2), a participação de máquinas e equipamentos no estoque não se elevou significativamente nos últimos anos (Tabela 4.4.2.3). Este fato decorre da significativa queda do investimento pós-década de 70 (Tabela 4.4.2.1), bem como da menor depreciação do investimento em bens de construção.

Lembramos ainda que a queda do investimento e do estoque de capital em máquinas e equipamentos limita as perspectivas de crescimento futuro. Os dados da Tabela 4.4.2.3 confirmam esta evidência, dada a tendência decrescente do estoque em máquinas e equipamentos, assim como, o crescimento da região no período 1950-2003¹⁸⁵. Por outro lado, o maior investimento em máquinas e equipamentos, observado nos últimos anos, é um indicador otimista para a região.

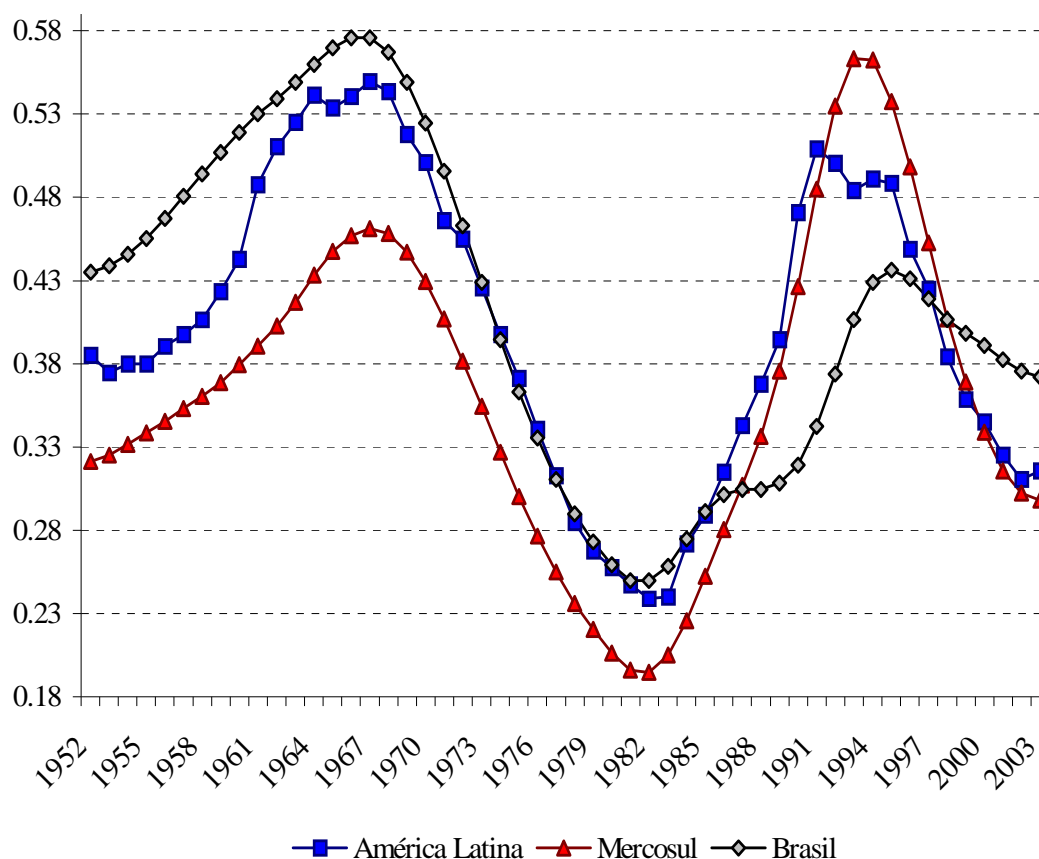
A seguir, nos Gráficos 4.4.2.1 e 4.4.2.2, apresentamos, respectivamente, produtividade marginal do capital – $PMgK$ (relação entre variação anual do produto e do estoque de capital)¹⁸⁶ e produtividade média do capital - $PMeK$ (razão entre produto e estoque de capital)¹⁸⁷ para América Latina, Mercosul e Brasil para o período 1950-2003.

A partir do Gráfico 4.4.2.1, podemos dividir o comportamento da $PMgK$ da América Latina, do Mercosul e do Brasil como: (i) crescente no período 1950-1967 e entre 1982 e a primeira metade da década de 90 e (ii) decrescente no período 1968-1981 e, também, entre a segunda metade dos anos 90 e os últimos anos da série.

¹⁸⁵ Ressaltamos que a correlação positiva entre estoque de máquinas e equipamentos e crescimento será verificada a seguir, quando considerarmos como variável explicativa do crescimento o estoque desagregado por tipo de bem.

¹⁸⁶ Ambas as séries foram ajustadas pelo filtro de Hodrik-Prescott.

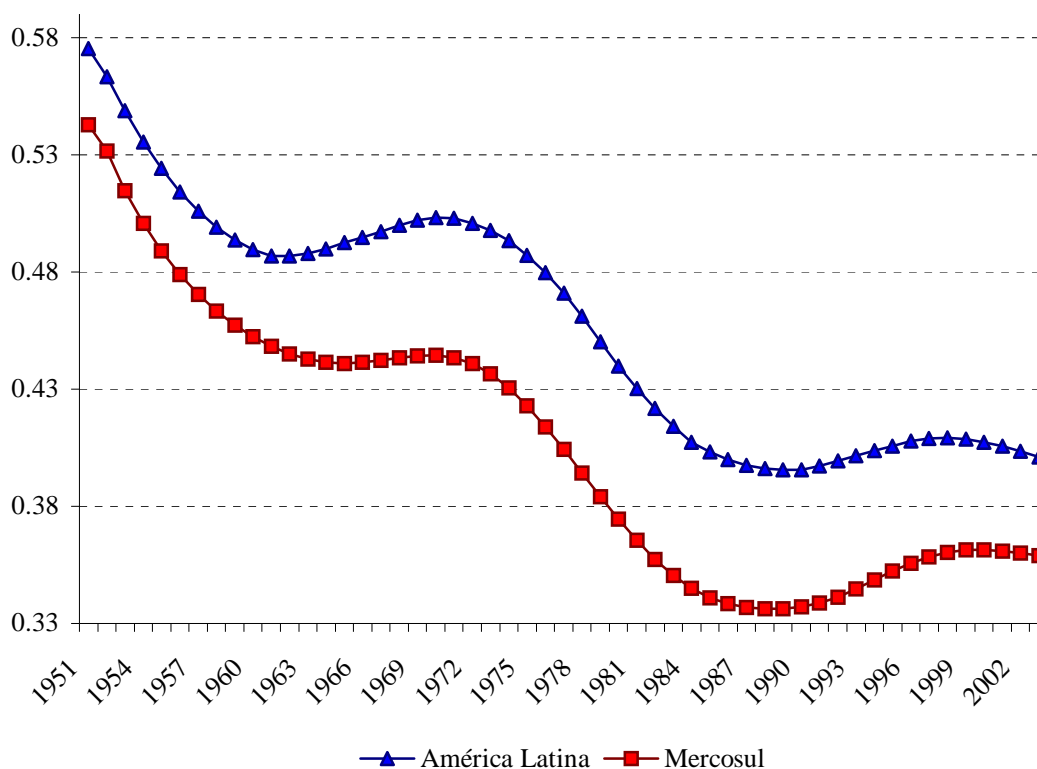
¹⁸⁷ Inverso da razão capital/produto.

Gráfico 4.4.2.1: Produtividade marginal do capital - *PMgK*: 1950-2003

Fonte: Elaborado pelo autor.

Cabe destacar que a queda mais recente da produtividade marginal do capital foi menor no Brasil que a observada na América Latina e no Mercosul. No período 1998-2003, a *PMgK* brasileira encontra-se em nível mais elevado que a latino-americana e que a do Mercosul. Esta evidência é verificada, também, no período 1950-1972. Ainda com relação à diferença de nível da *PMgK*, observamos que, até o início da década de 90, Brasil e América Latina se alternaram como tendo o maior nível.

A elevação da produtividade marginal do Mercosul na primeira metade da década de 90, com nível máximo registrado em 1994, é reflexo do aumento da *PMgK* da Argentina e do Brasil. Nos anos mais recentes, a produtividade dos países do bloco apresenta tendência decrescente, com destaque para Argentina e Uruguai.

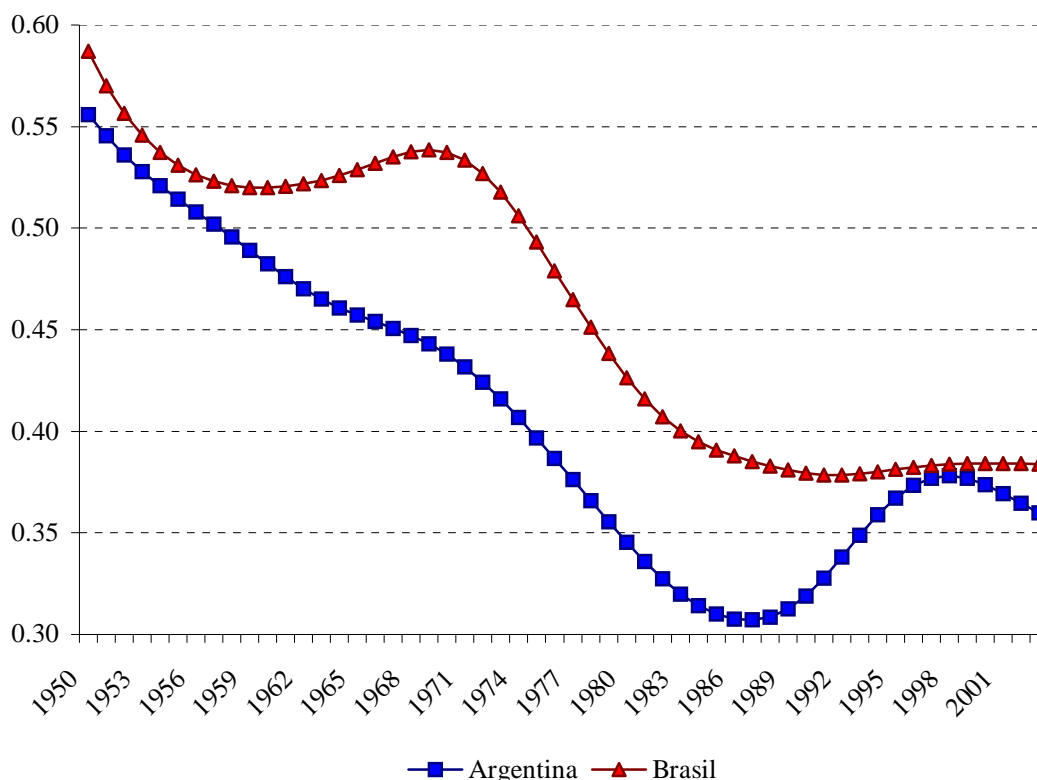
Gráfico 4.4.2.2: Produtividade média do capital - *PM_eK*: 1950-2003

Fonte: Elaborado pelo autor.

Assim, de acordo com a *PM_eK*, até o início da década de 90, o retorno do capital era mais elevado em um país médio da América Latina que nos países do Mercosul. Como a teoria prevê *PM_eK* mais elevada em países de menor renda, esse resultado era esperado, dada à pobreza relativa de um país médio da América Latina com respeito a Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai.

Contudo, o argumento acima não se mantém na década de 90, quando a produtividade marginal do capital do Mercosul é maior que da América Latina. A maior produtividade do capital na década de 90, por sua vez, reforça o argumento de [Baldwin \(1992\)](#), segundo o qual a liberalização eleva o ganho do capital.

A *PM_eK* tem tendência decrescente na América Latina e no Mercosul. Na década de 90, o nível da série parece ter se estabilizado em patamar a baixo do registrado em anos anteriores. No caso do Mercosul, a série apresenta tendência levemente ascendente, após atingir o menor valor do período em 1989, influenciada pela *PM_eK* da Argentina, conforme mostra o Gráfico 4.4.2.3.

Gráfico 4.4.2.3: *PM_eK* da Argentina e do Brasil: 1950-2003

Fonte: Elaborado pelo autor.

O Gráfico 4.4.2.2 sugere, portanto, mudança do nível da *PM_eK* dos países latino-americanos nessas últimas quatro décadas. Enquanto que, no início da década de 60, os países da América Latina necessitavam de 2 unidades de capital para gerar 1 unidade de produto, atualmente exige-se 2,4 unidades. A queda na produtividade média do capital (16,7%)¹⁸⁸, tende a limitar o crescimento atual e futuro, dada a escassez de capital na região.

Cabe ressaltar que, segundo [Feu \(2003\)](#) e [Morandi e Reis \(2004\)](#), Argentina e Brasil teriam alcançado nível de *PM_eK* de país desenvolvido e, em consequência, estariam comprometendo o crescimento esperado.

A elevação da *PM_gK*, a partir da segunda metade da década de 80, principalmente, no Brasil, caso se mantenha, tem implicações na *PM_eK*; como a produtividade média do capital é variável estoque e a produtividade marginal é variável fluxo, então, a adição de capitais mais produtivos ao estoque, eleva a capacidade de

¹⁸⁸ A América Latina cresceu em média 5,37% ao ano na década de 60.

agregar valor do estoque. Assim, caso persista essa tendência de crescimento, ou mesmo se confirme a estabilidade da *PMgK* em nível mais elevado, as perspectivas de crescimento de longo prazo dos países tendem a se elevar.

4.5 Análise Empírica

Nesta seção, analisamos a relação empírica entre liberalização e crescimento econômico na América Latina, com base no modelo de crescimento endógeno¹⁸⁹, especificado na Seção 4.3.

4.5.1 Equação

De acordo com o modelo, o produto Y é função: do estoque de capital K , do trabalho L , e do progresso tecnológico A . Este último depende de duas fontes: (i) inovação - defasagem tecnológica D , e (ii) imitação – liberalização τ e crescimento tecnológico mundial ω . Em termos formais, temos:

$$Y_{it} = F(K_{it}, L_{it})A_{it}(D_{it}, \tau_{it}, \omega_{it}), \quad [4.5.1.1]$$

onde D_{it} é a defasagem tecnológica do país i com relação ao resto do mundo, dada por

$$D_{it} = \frac{W_t - A_{it}}{A_{it}}, \text{ e } W_t \text{ é o estoque de conhecimento do mundo, que cresce à taxa } \omega.$$

A Equação [4.5.1.1] pode ser escrita em termos de taxa de crescimento:

$$\frac{\dot{Y}}{Y_{it}} = \varepsilon_{K_{it}} \frac{\dot{K}}{K_{it}} + \varepsilon_{L_{it}} \frac{\dot{L}}{L_{it}} + \frac{\dot{A}}{A_{it}}. \quad [4.5.1.2]$$

Para propósitos de estimação, usamos a seguinte forma funcional:

$$d \log Y_{it} = \varepsilon_K d \log K_{it} + \varepsilon_L d \log L_{it} + \varepsilon_D D_{it} + \varepsilon_\tau \tau_{it} + \varepsilon_\omega \omega_{it} + u_{it}. \quad [4.5.1.3]$$

onde o termo \dot{A}/A_{it} foi reescrito como a soma dos efeitos: (i) diferencial tecnológico, D_{it} ; (ii) nível de liberalização τ_{it} ; (iii) crescimento tecnológico e (iv) termo erro u_{it} .

¹⁸⁹ [De Gregorio \(1992, p. 67\)](#) encontrou evidências que sugerem a existência de alguma forma de crescimento endógeno na América Latina. O autor encontrou forte relação positiva entre taxa de crescimento do produto e taxa de crescimento do progresso tecnológico.

Consideramos $d \log X_{it} = \log X_{it} - \log X_{i,t-1}$ e esperamos impacto positivo de todas as variáveis exógenas sobre o crescimento do produto.

Na verdade, a equação estimada difere da Equação [4.5.1.3], dado que: (i) fracionamos o capital em máquinas e equipamentos e bens de construção e (ii) introduzimos capital humano.

Cabe ressaltar que a inclusão do indicador de liberalização na Equação [4.5.1.3] visa verificar o impacto da política comercial sobre o progresso tecnológico e, conseqüentemente, sobre o crescimento do produto.

A estimação da Equação [4.5.1.3] considerou dois métodos: *cross-section* (média do período das variáveis) e (ii) painel (dados anuais e quinquenais, média de cinco anos).

4.5.2 Dados

Na estimação da Equação [4.5.1.3], usamos séries de: (a) produto; (b) estoque de capital; (c) trabalho; (d) capital humano e (e) indicadores de liberalização. O estudo abrange o período 1950-2003 e 18 economias latino-americanas.

O *PIB* e a população total foram obtidos da *PWT* 6.1. O estoque de capital foi construído na seção anterior. Como *proxy* do diferencial tecnológico D_{it} , usamos o inverso da variável y da *PWT* 6.1¹⁹⁰, que representa o *PIB* per capita relativo aos *EUA*. Todas essas variáveis estão disponíveis para o período 1950-2003 e para

¹⁹⁰ [Edwards \(1992, p. 39\)](#) usou duas *proxies* para diferencial tecnológico: (i) nível real do *PIB* per capita do ano inicial e (ii) número de engenheiros ocupados em pesquisa e desenvolvimento – *P&D* por mil habitantes. A partir das bases de dados da Unesco, conseguimos informações do número de pesquisadores por milhões de habitantes de 16 países da América Latina para o período 1996-2003. Este período, contudo, não é suficiente para utilizarmos esta *proxy* na análise empírica. Por outro lado, cabe mencionar que também utilizamos na *cross-section*, como *proxy* do diferencial tecnológico o *PIB* per capita do ano inicial, sendo que os resultados foram semelhantes aos encontrados com a variável y . Já, nas estimações com dados em painel com efeito fixo, o uso do *PIB* per capita inicial geraria colinearidade entre esta variável e as *dummies* de cada país.

todos os países da amostra¹⁹¹. Os indicadores de liberalização são os listados na Seção 2.2.4 do Capítulo 2.

Como *proxy* do trabalho e do capital humano, reunimos as seguintes séries: (i) população total; (ii) população economicamente ativa; (iii) percentual de matrículas no ensino primário; (iv) percentual de matrículas no ensino secundário e (v) anos médio de estudo da população com mais de 15 anos de idade. Essas variáveis foram fornecidas por [World Bank \(2005\)](#) e [Barro e Lee \(2001\)](#). Em geral, elas estão disponíveis para todos os países da amostra e cobrem o período 1960-2003¹⁹².

Assim, para a estimação da equação [4.5.1.3], consideramos as seguintes variáveis:

- i) *Capital*: estoque de capital em máquina e equipamentos e estoque de capital em bens de construção;
- ii) *Trabalho*: população total e população economicamente ativa;
- iii) *Qualificação do trabalho* - percentual de matrículas no ensino primário, percentual de matrículas no segundo grau e anos médio de estudo da população com mais de quinze anos de idade;
- iv) *Indicadores de liberalização*: nível de preços relativo, nível de preços relativo modificado, intensidade do comércio internacional, intensidade do comércio internacional ajustada, imposto de importação, prêmio do câmbio no mercado negro e tendência da tarifa nominal;
- v) *Diferencial tecnológico*: PIB a preço corrente dos EUA com relação aos países da América Latina - $PIB_{EUA/i}^t$;

¹⁹¹ Originalmente a série *PIB* da *PWT* 6.1 está disponível apenas para o período 1950-2000, mas com base nas séries do *WDI* 2005, [World Bank \(2005\)](#), o período dessa série foi expandido para 1950-2003. O mesmo procedimento foi aplicado para as variáveis população e *PIB* per capita relativo aos EUA *y*.

¹⁹² A série anos médio de estudo da população com mais de quinze anos de idade é originalmente fornecida por [Barro e Lee \(2001\)](#) para período de quinquênais, mas utilizamos a série anual construída por interpolação por [Gomes et al. \(2003\)](#).

vi) *Variável adicional: PIB do resto do mundo – PIB_{RM}* ¹⁹³ (*proxy* para o estoque de conhecimento mundial *W*). A fonte desta variável é o [World Bank \(2005\)](#).

4.5.3 *Estimação*

Nesta seção, apresentamos os resultados referentes à associação entre crescimento e liberalização na América Latina no período 1950-2003, segundo um conjunto de indicadores de liberalização¹⁹⁴.

Os resultados dessa análise para América Latina, obtidos a partir da especificação *cross-section*, dão uma primeira resposta ao problema. O uso da média das variáveis no período, até pouco tempo atrás, era o único enfoque utilizado por grande parte da literatura sobre crescimento de longo prazo.

A literatura mais recente, contudo, sugere o uso de dados em painel como forma de considerar variações no desempenho individual dos países. A análise a partir de dados em painel torna-se ainda mais apropriada em um contexto de mudanças, como o enfrentado pelos países latino-americanos na década de 90.

Cabe mencionar também o problema levantado por [Harrison \(1996, p. 434\)](#) ao interpretar o resultado do painel com dados anuais. Segundo a autora, com esta periodicidade, flutuações de curto prazo ou cíclicas podem afetar a relação entre variáveis de política e crescimento. Portanto, a autora sugere o uso de painel com periodicidade quinquenal.

Assim, com o objetivo de verificar os determinantes do crescimento econômico latino-americano recente, testamos a relação entre crescimento e liberalização com dados *cross-section* e de painel com duas periodicidades: anual e quinquenal (média de cinco anos de cada variável por país).

¹⁹³ Diferença entre o *PIB* mundial e o *PIB* de cada país da amostra.

¹⁹⁴ O tamanho da amostra de cada regressão variará dependendo da disponibilidade de dados do indicador de liberalização considerado e das variáveis: estoque de capital e trabalho.

4.5.3.1 Resultados

Na Tabela 4.5.3.1.1, apresentamos o primeiro conjunto de regressões, estimação *cross-section* tradicional, média das variáveis no período para cada país.

Tabela 4.5.3.1.1: Estimação *cross-section* – média do período

<i>Regressões</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	0,011	0,008	0,005	0,014	0,036***	0,016***
$PIB_{EUA/país\ i}^{t\ inicial}$	0,335**	0,009	0,301***	0,163	0,030	0,169
Int. do com. internacional	0,000
Int. do com. inter. ajustada	...	-0,001*
Nível de preço relativo	0,000
Preço rel. modificado	0,003
Tendência tarifa nominal	0,004	...
Prêmio câm. merc. negro	0,000
Est. máq. equipamentos	0,473*	0,361*	0,442**	0,283***	0,203***	0,318**
Est. bens de construção	0,003	0,294***	0,056	0,175	0,375**	0,170
População	-0,403	0,402***	-0,650	-0,481	-1,252***	0,577
Anos médios de estudo	0,194	0,010	0,223	0,178	-0,095	0,290
R ² Ajustado	0,70	0,78	0,65	0,45	0,52	0,47
Nº de Países	18	18	18	18	18	18
Período	51-2000	61-2000	51-2000	61-2000	85-2000	60-1999

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%.

(b) Também usamos a série população economicamente ativa em vez da população e re-estimamos o modelo com a inclusão da variável *PIB* do resto do mundo. Estas mudanças, no entanto, não alteraram os resultados apresentados.

Para este conjunto de regressões, cabe enfatizar que: (i) as variáveis são dadas em termos de taxa de crescimento e não em nível, com exceção dos indicadores de liberalização e do $PIB_{EUA/país\ i}^{t\ inicial}$ ¹⁹⁵; (ii) a partir do teste de Breusch-Godfrey, encontramos evidência de correlação serial apenas de primeira ordem nas regressões (2) e (6), que foram corrigidas, e (iii) por meio do teste de White, não encontramos evidência de heteroscedasticidade. Os testes de Breusch-Godfrey e de White são apresentados na Tabela 4.8.3.1 do Apêndice do capítulo.

Segundo os resultados da Tabela 4.5.3.1.1, os indicadores de liberalização não se mostraram significativos para explicar o crescimento dos países

¹⁹⁵ Lembramos que esta variável é o inverso da variável *y* da *PWT* 6.1.

latino-americanos; há apenas um indicador com coeficiente significativo, mas tem sinal oposto ao esperado (intensidade do comércio internacional ajustado). Esse resultado deve ser interpretado com cuidado, uma vez que a estimação *cross-section* considera a média das variáveis no período e que, portanto, pode não estar captando o efeito das mudanças da política comercial latino-americana, ocorridas ao longo dos anos 90.

Assim, os resultados da estimação *cross-section* não mostram a liberalização como variável significativa para explicar crescimento de longo prazo, o que, de fato, pode estar relacionado ao uso da média das variáveis no período.

Na Tabela 4.5.3.1.5, mostramos o resultado do impacto da liberalização sobre o crescimento da América Latina, baseado em painel com dados anuais. Antes de discuti-lo, cabe mencionar alguns detalhes da estimação, que considerou o seguinte: (i) presença de raiz unitária; (ii) significância estatística dos efeitos individuais; (iii) especificação efeito fixo ou aleatório; (iv) correlação contemporânea entre os erros (especificação SUR) e (v) escolha da defasagem para a variável $PIB_{EUA/país\ i}^{t\ inicial}$.

Na Tabela 4.5.3.1.2, apresentamos os resultados do teste de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#) para presença de raiz unitária. De acordo com esse teste, apenas a série intensidade do comércio internacional não pode ser considerada de tendência estacionária¹⁹⁶. Assim, na estimação do painel com dados anuais, consideramos a primeira diferença do indicador intensidade do comércio internacional, que se mostrou estacionária no teste de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#) e no de [Im, Pesaran e Shin \(2003\)](#)¹⁹⁷.

Os resultados do teste F (significância dos efeitos individuais) e de Hausman (especificação efeito fixo ou aleatório) encontram-se nas Tabelas 4.5.3.1.3 e 4.5.3.1.4, respectivamente. A partir do teste F , rejeitamos a hipótese de que os efeitos individuais (parâmetros interceptos do modelo) sejam iguais para todos os países da região. Em consequência, a estimação com efeitos individuais é a melhor escolha.

¹⁹⁶ A hipótese de presença de raiz unitária para série do indicador de intensidade do comércio internacional, também, foi confirmada pelo teste de [Im, Pesaran e Shin \(2003\)](#), Tabela 4.8.3.2 do Apêndice do capítulo.

¹⁹⁷ Tabelas 4.8.3.3 e 4.8.3.4 do Apêndice do capítulo.

Tabela 4.5.3.1.2: Teste de Levin, Lin e Chu – processo de raiz unitária comum

<i>Séries</i>	<i>Estatística</i>	<i>Probabilidade (%) – p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
PIB_i	-9,1407	0,00	$I(0)$
$PIB'_{EUA/ país i}$	-4,345	0,00	$I(0)$
Intensidade do comércio internacional	3,3034	99,95	$I(1)$
Intensidade do comércio internacional ajustada	-5,5751	0,00	$I(0)$
Nível de preço relativo	-2,2606	1,19	$I(0)$
Nível de preço relativo modificado	-2,1291	1,66	$I(0)$
Tendência da tarifa nominal	-8,9337	0,00	$I(0)$
Prêmio do câmbio no mercado negro	-5,5563	0,00	$I(0)$
Imposto de importação	-6,0202	0,00	$I(0)$
Estoque de capital em máquinas e equipamentos	-3,5909	0,02	$I(0)$
Estoque de capital em bens de construção	-2,3304	0,99	$I(0)$
População	-2,0298	2,12	$I(0)$
Matrículas no ensino primário	-6,882	0,00	$I(0)$
Matrículas no ensino secundário	-4,656	0,00	$I(0)$
Anos médios de estudo da população com mais de 15 anos	-6,2441	0,00	$I(0)$
PIB do resto do mundo - PIB_{RM}	-14,6361	0,00	$I(0)$

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;

(b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 15 países da América Latina considerados na estimação da equação de importação da América Latina. Os resultados com os 18 países da amostra, todavia, foram idênticos.

Segundo o teste de Hausman, o valor da estatística de Wald é maior que o valor crítico tabelado (distribuição qui-quadrado com 8 graus de liberdade e nível de 5% significância), em cinco das sete regressões consideradas.

Tabela 4.5.3.1.3: Teste F para significância dos efeitos individuais – painel anual

<i>Regressões</i>	<i>Estatística F</i>	<i>Valor crítico - 5% de significância</i>	<i>Especificação</i>
(1)	2,22**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
(2)	1,93**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
(3)	2,07**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
(4)	2,22**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
(5)	4,02**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
(6)	2,35**	1,67	Efeito fixo ou aleatório
(7)	3,07**	1,88	Efeito fixo ou aleatório

Notas: (a) Hipótese nula do teste – os termos interceptos das equações (efeitos individuais) não variam significativamente;

(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Nessas regressões, rejeitamos a hipótese de ausência de correlação entre efeitos individuais e regressores. Portanto, a especificação com efeito fixo é a mais apropriada¹⁹⁸. Nas regressões (1) e (6), dado que não rejeitamos a hipótese nula do teste de Hausman, usamos a especificação efeito aleatório.

Tabela 4.5.3.1.4: Teste de Hausman para efeito fixo ou aleatório - painel com dados anuais

<i>Regressões</i>	<i>Estatística de Wald</i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>	<i>Especificação do Efeito</i>
(1)	-77,34**	15,51	Aleatório
(2)	20,53	15,51	Fixo
(3)	112,32	15,51	Fixo
(4)	33,33	15,51	Fixo
(5)	29,24	15,51	Fixo
(6)	4,80**	15,51	Aleatório
(7)	35,04	15,51	Fixo

Notas: (a) Hipótese nula do teste - inexistência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores;
 (b) Sob a hipótese nula, a estatística do teste, dada pelo critério de Wald, tem distribuição qui-quadrado com $K - 1$ graus de liberdade, onde K é o número de regressores;
 (c) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Nas regressões de crescimento de (2) a (5) e (7), testamos também a hipótese de ausência de correlação contemporânea entre os erros (resultados na Tabela 4.5.3.1.5), que foi rejeitada no caso as equações (2), (3) (4) e (5). Assim, a estimação dessas equações foi realizada com correção para a presença de correlação contemporânea.

Na Seção 4.3, consideramos o crescimento dos países da América Latina, dependendo do diferencial entre estoque conhecimento mundial e local (do país) e, como *proxy* desta variável, usamos o *PIB* dos *EUA* com relação aos países latino-americanos (variável y da *PWT*).

Nas estimações *cross-section*, a variável *catch-up* se refere ao início do período. Na modelagem com efeito fixo, contudo, essa abordagem não é possível, uma vez que o método exclui a possibilidade de utilização de variáveis invariantes no tempo

¹⁹⁸ Sob a hipótese nula de ausência de correlação entre efeitos individuais e regressores tanto o estimador de mínimos quadrados ordinário no modelo *least square dummy variable*, quanto o estimador de mínimos quadrados generalizados são consistentes, mas o estimador de *MQO* é ineficiente, ao passo que sob a hipótese alternativa, *MQO* é consistente, mas o estimador de *MQG* não é (Greene, 2003, p. 301).

devido à colinearidade com as variáveis *dummies*. Em consequência, por causa desta restrição, utilizamos a variável $PIB'_{EUA/país\ i}$ defasada.

Tabela 4.5.3.1.5: Teste de correlação contemporânea entre os erros das regressões de crescimento – painel anual

<i>Regressões</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico a 5% de significância</i>
(2)	170,74**	146,57
(3)	176,17**	146,57
(4)	174,72**	146,57
(5)	172,16**	113,15
(7)	54,61	61,37

Notas: (a) Hipótese nula do teste - ausência de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países da América Latina;
(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Na determinação da defasagem, consideramos a significância dos coeficientes defasados da variável $PIB'_{EUA/país\ i}$, que apontou para a terceira defasagem nas regressões de (1) a (4) e (7) e para a segunda nas regressões (5) e (6).

Na Tabela 4.5.3.1.6, apresentamos os resultados da estimação do painel com dados anuais. Em todas as regressões, além dos fatores explícitos, controlamos as diferenças nas taxas de crescimento também por fatores não observados e específicos dos países, mas constantes ao longo do tempo, como por exemplo: condições iniciais diferenças culturais, livre acesso ao conhecimento e nível tecnológico.

No painel anual, de modo diferente da estimação *cross-section*, encontramos evidência da associação positiva entre liberalização e crescimento econômico na América Latina; dos sete indicadores considerados, quatro se mostraram estatisticamente significativos: (i) intensidade do comércio internacional; (ii) intensidade do comércio internacional ajustada (iii) nível de preço relativo modificado e (iv) imposto de importação, sendo que este último não apresentou o sinal esperado.

A Tabela 4.5.3.1.7, por sua vez, traz os resultados da estimação de painel com dados quinqüenais. O período coberto envolve, no máximo, oito quinqüênios, nos quais as variáveis correspondem à média de cinco anos, à exceção da variável $PIB'_{EUA/país\ i}$, que se refere ao início quinqüênio.

Tabela 4.5.3.1.6: Impacto da liberalização sobre o crescimento latino-americano - painel com dados anuais

<i>Variáveis / Regressões</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$PIB_{EUA/país\ i}^t$	0,001	0,007*	0,007*	0,006	0,010*	0,002**	0,005**
Int. com. internacional	0,001*
Int. com. int. ajustada	...	0,001*
Nível preço relativo	0,000
Nível preço rel. mod.	-0,008*
Tend. tarifa nominal	-0,008
Prêm. câm. merc. negro	0,000	...
Imposto de importação	0,265*
Est. máq. equipamentos	0,192*	0,131*	0,099*	0,111*	0,057	0,148*	0,232*
Est. bens de construção	0,166*	0,226*	0,285*	0,278*	0,047	0,148**	-0,419**
População	0,108	0,710*	0,422**	0,461**	1,923*	0,461	0,385
Matr. ensino primário	-0,007	-0,061***	-0,057	-0,070***	-0,028	-0,014	0,024
Matr. ensino secundário	0,045	0,030***	0,043**	0,046*	-0,012	0,070**	0,042**
PIB do resto do mundo	0,529*	0,741	0,834*	0,834*	0,112	0,702*	0,236
Nº de Países	16	16	16	16	14	16	10
Período	1961-2000				1961-98		1980-99

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%
 (b) Estimções com efeito fixo, à exceção das equações (1) e (6) que foram estimadas com efeito aleatório;
 (c) Estimções de (2) a (5) foram corrigidas para presença de correlação contemporânea;
 (d) Intensidade do comércio internacional é o único indicador considerado em diferença;
 (e) Usamos a terceira defasagem da variável $PIB_{EUA/país\ i}^t$ nas estimções das equações (1) a (4) e (7) e a segunda nas equações (5) e (6).

Adicionalmente, destacamos que o processo de estimação do painel quinquenal levou em consideração as seguintes questões: (i) significância dos efeitos individuais; (ii) modelagem dos efeitos individuais como fixos ou aleatórios e (iii) correlação contemporânea entre os erros.

Os resultados do teste F (Tabela 4.8.3.5 do Apêndice) mostram que apenas na regressão (7) os efeitos individuais (termos interceptos) são diferentes entre países e, de acordo com o teste de Hausman, a modelagem mais adequada neste caso é por efeito fixo (Tabela 4.8.3.6 do Apêndice). Por fim, segundo a Tabela 4.8.3.7 do Apêndice do capítulo, a hipótese de ausência de correlação contemporânea entre os erros só não foi rejeitada na regressão (7).

As regressões do painel quinquenal, a exemplo do painel anual, revelam a significância estatística da relação entre liberalização e crescimento. Todos os

indicadores de liberalização apresentaram coeficientes significativos e a magnitude de cinco desses indicadores pode ser observada com três casas decimais (intensidade do comércio internacional, intensidade do comércio internacional ajustada, nível de preço relativo modificado, tendência da tarifa nominal e imposto de importação).

O indicador intensidade de comércio internacional e sua versão ajustada mostraram-se diretamente correlacionados com o crescimento, repetindo o resultado obtido na estimação do painel com dados anuais. Os indicadores tendência da tarifa nominal e preço do câmbio no mercado negro tornaram-se significativos, ambos negativamente correlacionados com o crescimento. Por outro lado, o indicador imposto de importação continuou apresentando sinal contrário do esperado¹⁹⁹.

Tabela 4.5.3.1.7: Impacto da liberalização sobre o crescimento latino-americano - painel com dados quinzenais

Variáveis / Regressões	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$PIB'_{EUA/país\ i}$	0,002*	0,001*	0,003*	0,002*	0,000	0,002*	0,005*
Int. com. internacional	0,003*
Int. com. int. ajustada	...	0,001*
Nível preço relativo	0,000**
Nível preço rel. mod.	-0,012*
Tend. tarifa nominal	-0,056*
Prêm. câm. merc. negro	-0,000*	...
Imposto de importação	0,094***
Est. máq. equipamentos	0,169*	0,187*	0,210*	0,269*	0,096**	0,247*	0,253*
Est. bens construção	0,306*	0,285*	0,258**	0,116**	0,387**	0,095***	-0,114
População	-0,171	0,165	-0,072	-0,146*	0,291	-0,185	0,409
Matr. ensino primário	0,215*	-0,047	-0,016	0,148**	-0,013	0,179*	0,292*
Matr. ensino secundário	0,134*	0,076**	0,077*	0,072*	0,001	0,071*	0,039
PIB do resto do mundo	0,627*	0,595*	0,657*	0,617*	-0,071	0,694*	0,852*
R^2 Ajustado	0,94	0,70	0,64	0,71	0,56	0,78	0,63
Nº de Países	16	16	16	16	14	16	10
Período	1961-2000				1961-98		1980-99

Notas: (a) * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%;

(b) Estimações sem efeito individual, à exceção da equação (7), com efeito fixo;

(c) Estimações de (1) a (6) foram corrigidas para presença de correlação contemporânea.

¹⁹⁹ A diferença entre os sinais das variáveis: tarifa nominal e imposto de importação pode ser reflexo de alteração no nível de isenção tarifária, na capacidade de arrecadação, bem como na pauta de importação, que, em geral, são captadas pelo imposto de importação e não pela tarifa nominal.

Em resumo, na estimação em painel, a liberalização se mostrou significativa na explicação do crescimento dos países latino-americanos. Mais especificamente, no painel com dados quinquenais, que não considerar flutuações de curto prazo, o efeito da liberalização do comércio sobre o crescimento latino-americano se mostrou mais forte e significativo.

Portanto, a relação entre liberalização e crescimento na América Latina é semelhante à encontrada por [Harrison \(1996\)](#) para países em desenvolvimento; associação maior (coeficientes mais elevados) nos indicadores relativos a preços (nível de preço relativo e prêmio de câmbio no mercado negro) e menor (coeficiente com sinal trocado) nos indicadores de abertura (intensidade do comércio internacional), principalmente, no painel quinquenal.

Quanto às outras variáveis explicativas, destacamos, a princípio, que, em todas as estimações, o crescimento da região se mostrou fortemente relacionado²⁰⁰ com o estoque de capital em máquina e equipamentos, mas não tão forte com o estoque de bens de construção que, apesar de significativo na maioria das regressões, nem sempre, apresentou coeficiente com sinal esperado.

A robustez da variável estoque de máquinas e equipamentos está de acordo com os argumentos e com a evidência empírica encontrada por [De Long e Summers \(1991\)](#), [De Long e Summers \(1993\)](#) e [Jones \(1994\)](#), sobre a importância do investimento em máquinas e equipamentos na explicação do crescimento econômico.

A maior relevância do estoque de bens de construção no painel quinquenal, por sua vez, revela a maior inércia dessa variável, uma vez ela não se mostrou tão significativa na explicação de alterações de curto prazo.

Nas estimações, como *proxy* do diferencial tecnológico entre países da América Latina e países ricos, como argumentado antes, incluímos a variável *PIB* dos *EUA* com relação ao dos países da América Latina $PIB_{EUA/país\ i}^t$. Para esta variável,

²⁰⁰ Há apenas uma estimação, com dados em painel anual e com a variável tarifa nominal, em que o estoque de máquinas e equipamentos não foi significativo.

obtivemos coeficientes positivos e significativos, principalmente, na estimação de painel²⁰¹.

De acordo com o modelo de [Edwards \(1992\)](#), Equação 4.4.1.7, esse resultado era esperado, uma vez que quanto maior o diferencial tecnológico entre os países da América Latina e o resto do mundo, maior a capacidade dos países da região de adquirir conhecimento.

Desta forma, dada à robustez dos resultados encontrados, confirmamos a hipótese do *catch-up* (maior assimilação de conhecimento nas nações com maior defasagem no estoque de conhecimento) para a América Latina.

Quanto à variável explicativa trabalho, a *proxy* população total apresentou magnitude elevada, mas com sinal e significância não robusta, principalmente, nas regressões de painel com dados quinquenais.

Antes de comentarmos os resultados relacionados às variáveis de capital humano (matrículas no ensino primário e no ensino secundário), cabe lembrar que, de acordo com a literatura, os dados apresentam sérios problemas de qualidade e comparabilidade, uma vez que os países podem utilizar diferentes definições e técnicas de coleta²⁰².

Neste estudo, acreditamos que esses problemas existem, mas em escala menor do que os encontrados em amostras com países de características diferentes; por exemplo, grandes diversidade cultural²⁰³.

²⁰¹ Na estimação *cross-section*, utilizamos a variável *PIB* dos *EUA* a preço corrente com relação ao dos países latino-americanos em 1960 de forma a testar a hipótese de convergência de renda segundo [Barro e Sala-i-Martin \(1999\)](#). Os resultados obtidos com essa variável foram semelhantes aos encontrados com a variável utilizada comumente pela literatura, *PIB* per capita do ano inicial.

²⁰² [Behrman e Rosenzeig \(1994\)](#) discutem especificamente os problemas das variáveis: estoque e investimento em educação, população economicamente ativa – *PEA* e emprego. Neste estudo, as variáveis *PEA* e desemprego, percentual da população sem emprego, ambas do *WDI 2005*, mostraram-se pouco significativas, resultado inverso do observado com a variável população total – *POP*.

²⁰³ Como *proxy* para o capital humano, utilizamos também a série anos médio de estudo da população com mais de quinze anos. Os resultados das regressões com esta *proxy* foram semelhantes aos apresentados, quando consideramos as séries matrículas no primeiro e no segundo graus.

As variáveis matrículas no ensino primário e secundário foram consideradas apenas na estimação em painel, sendo seu efeito sobre o crescimento, assim como aconteceu com os indicadores de liberalização, melhor captado na estimação em painel com dados quinquenais.

No painel quinquenal, o percentual de matrículas no primeiro grau apresentou relação direta e significativa em quatro regressões. Nas demais, o coeficiente não foi significativo e apresentou sinal trocado. Por outro lado, o percentual de matrículas no segundo grau foi a variável de capital humano que se mostrou mais robusta: relação direta com o crescimento dos países da região em todas as regressões, com significância estatística acima de 5% em cinco delas.

Cabe mencionar que a variável matrículas no ensino primário mostrou-se não significativa na maioria das regressões do painel anual, indicando que o impacto dessa variável no crescimento pode diferir entre curto e longo prazo ou apresentar defasagem, demorar um tempo para maturar²⁰⁴.

Dentre as variáveis explicativas, falta falarmos do crescimento do PIB_{RM} (diferença entre PIB mundial e PIB dos países da América Latina). A inclusão desta variável nas regressões teve como objetivo capturar a influência (externalidade) do crescimento PIB do resto do mundo no crescimento dos países da região²⁰⁵.

Segundo os resultados, 1% de crescimento do PIB do resto do mundo (*proxy* do crescimento tecnológico mundial) explica cerca de 0,5% do crescimento do PIB dos países latino-americanos, uma vez que o coeficiente dessa variável foi 0,5 ao nível de 1% significância.

Assim, do discutido acima, temos que o crescimento econômico recente da América Latina se mostrou diretamente relacionado com as seguintes variáveis: estoque de capital em máquinas e equipamentos, capital humano, crescimento mundial, diferencial tecnológico e abertura comercial.

²⁰⁴ A série de matrículas no ensino secundário pode estar captando o efeito da conclusão do primeiro grau.

²⁰⁵ A soma do PIB dos 18 países da América Latina presentes neste estudo representa aproximadamente 5,5% do PIB mundial e o PIB médio menos de 0,4%.

4.5.3.2 Discussões Adicionais

Anteriormente, apresentamos os resultados da análise da relação entre liberalização e crescimento na América Latina no período 1960-2000. Nesta seção, aprofundamos a discussão com algumas considerações sobre: (a) magnitude do efeito da liberalização sobre o crescimento; (b) resultados relacionados à variável PIB_{RM} ; (c) interação entre liberalização e capital humano; (d) análise da sensibilidade dos resultados e (e) análise da evolução da produtividade total dos fatores dos países da América Latina no período 1950-2003.

a) Magnitude do Efeito da Liberalização sobre o Crescimento

Segundo [Baldwin \(1992, p. 162\)](#), apesar de significativo e positivo, a magnitude do efeito da liberalização sobre o crescimento, evidenciada na literatura, é mínima ou pequena; efeito de 0,1% a 8,6% sobre a renda.

No caso dos 18 países latino-americanos investigados neste estudo, os resultados mostrados nas tabelas da Seção 4.5.3.1, encontram-se dentro deste intervalo; de acordo com o indicador intensidade de comércio internacional, por exemplo, a liberalização elevou o crescimento da América Latina entre 0,1% e 0,3% ao ano.

Desse resultado, segue o seguinte questionamento: por que, na América Latina, o impacto da liberalização sobre o crescimento do produto foi pequeno, quando comparado ao impacto esperado?

Uma das possíveis explicações, a partir da hipótese de endogeneidade das instituições econômicas, defendida por [Acemoglu, Johnson e Robinson \(2005\)](#)²⁰⁶, seria a baixa qualidade das instituições latino-americanas.

Para esses autores, as instituições econômicas determinam os incentivos e as restrições que recaem sobre os atores econômicos e definem o resultado do

²⁰⁶ Esses autores analisaram o efeito, empírico e teórico, das instituições econômicas no desenvolvimento econômico. Ademais, [Dollar e Kraay \(2003\)](#) investigaram os efeitos das instituições e do comércio sobre o crescimento a partir dos seguintes fatos: países com melhores instituições e maior comércio crescem mais rápido e países com melhores instituições tendem a comerciar mais.

processo econômico. Assim, com instituições fracas, os países latino-americanos teriam menor capacidade de captar as externalidades positivas da abertura comercial.

A literatura sugere que as instituições na América Latina são piores do que a de outros países em desenvolvimento. Para [Burki e Perry \(1997, p. 57\)](#), as reformas na área institucional dos países da América Latina e Caribe têm sido modestas e menos comuns do que em outras áreas. De acordo com esses autores, a fraqueza das instituições latino-americanas é percebida, principalmente, no sistema legal (jurídico e policial) e na qualidade da administração pública (competência técnica e honestidade da burocracia).

Dessa forma, o significativo, mas relativamente menor efeito da liberalização sobre o crescimento dos países da América Latina pode ser decorrente da baixa qualidade institucional da região.

Outro ponto é o argumento levantado por [Moguillansky e Bielschowsky \(2001\)](#), segundo o qual a abertura gera um período de transição da taxa de investimento, que pode ser dividido em duas fases: racionalização e modernização. Na primeira fase, existe racionalização da produção e queda na taxa de investimento, e na segunda, modernização dos equipamentos pelas firmas e elevação da taxa de investimento. Assim, a partir desse argumento, seria de se esperar que o efeito positivo da abertura na economia de países que passaram por reformas apresentasse um tempo de maturação.

De forma a testar essa hipótese, re-estimamos as regressões apresentadas anteriormente, usando indicadores de liberalização defasados, esperando encontrar maior impacto da liberalização sobre o crescimento latino-americano. Para a primeira, segunda e terceira defasagens dos indicadores de liberalização os resultados não mudaram significativamente no painel com dados anuais. No painel quinquenal, a maioria dos indicadores de liberalização não se mostrou estatisticamente significativa na explicação do crescimento de longo prazo da América Latina.

b) Resultados Relacionados à Variável PIB_{RM}

Nas Tabelas 4.5.3.1.6 e 4.5.3.1.7, vimos que o PIB do resto do mundo PIB_{RM} mostrou-se pró-cíclico com o crescimento das nações latino-americanas, principalmente, no curto prazo (painel com dados anuais).

[Abreu \(1990\)](#) também associa o crescimento da economia brasileira aos ciclos da economia mundial. O autor, tratando da formulação e da implementação da política econômica brasileira entre 1930 e 1945, destaca: “mesmo no auge de um período em que o crescimento da economia dependia preponderantemente de fatores internos, as restrições externas foram os principais determinantes das linhas principais da política econômica”. [Easterly \(2001, p. 137\)](#) também utiliza argumento semelhante ao explicar o crescimento medíocre dos países em desenvolvimento durante a década de 90, pelo baixo crescimento dos países industrializados no período.

c) Interação entre Liberalização e Capital Humano

Até o momento, analisamos o relacionamento empírico entre crescimento e liberalização na América Latina, com a abertura influenciando positivamente o progresso tecnológico. Na literatura, todavia, encontramos especificações alternativas, baseadas no argumento de que a liberalização traz crescimento, principalmente, nos países onde o capital humano é mais qualificado²⁰⁷. Nessas especificações, os benefícios da liberalização seriam maiores nas economias com população mais educada²⁰⁸; a liberalização geraria não só maior crescimento tecnológico, mas também maior retorno do capital humano qualificado.

Para considerarmos esse argumento, analisamos a relação entre liberalização e crescimento, incluindo, nas regressões, *proxies* da interação entre liberalização e capital humano (produto entre indicadores de liberalização e variáveis de capital humano). Nesse caso, verificamos se houve alteração no retorno do capital humano devido à liberação comercial; se, com a abertura, houve maior crescimento nos países da América Latina com capital humano de melhor qualidade.

²⁰⁷ [Edwards \(1992\)](#).

²⁰⁸ [Harrison \(1996, 437\)](#).

A Tabela 4.8.3.8 do Apêndice traz os coeficientes da interação entre liberalização e capital humano²⁰⁹. Os resultados, no entanto, não se mostraram robustos; apresentaram variabilidade na magnitude, no sinal e na significância dos coeficientes. Assim, no caso da América Latina, não confirmamos a evidência empírica de que a liberalização elevaria o retorno do capital humano mais qualificado.

d) Sensibilidade dos Resultados

Mostramos, até o momento, evidências acerca do impacto positivo da liberalização sobre o crescimento dos países da América Latina. Não discutimos, entretanto, a robustez deste resultado.

A análise da sensibilidade dos resultados em torno da relação entre abertura e crescimento se deve ao texto seminal de [Levine e Renelt \(1992\)](#). No artigo, os autores mostram que a associação positiva entre liberalização e crescimento de *cross-sections* de países desaparece quando variáveis de política econômica são inseridas na regressão.

Apesar de não realizarmos procedimento semelhante ao dos autores, dada a indisponibilidade das variáveis necessárias, consideramos nossos resultados robustos, uma vez que eles se mantiveram mesmo após usarmos diferentes tipos de indicadores de liberalização em nível, em diferença, com defasagens e interagindo com outras variáveis.

Outra característica do estudo que revela a robustez dos resultados são os diferentes modelos regressão e técnicas de estimação aplicadas, bem como a variação no conjunto de países e no período considerado. Assim, dessa perspectiva, entendemos como robusta a relação aqui evidenciada entre crescimento e abertura dos países da América Latina no período 1950-2003.

²⁰⁹ Nas estimações, mantivemos o nível do capital humano como regressor, sendo que, no geral, os coeficientes das variáveis matrículas no ensino primário e no ensino secundário foram semelhantes aos obtidos anteriormente; a variável matrícula no primeiro grau mostrou-se não significativa na maioria das regressões e a variável matrícula no segundo grau teve resultado inverso.

e) Evolução da Produtividade Total dos Fatores na América Latina

Nesta seção, a partir da contabilidade do crescimento, calculamos a contribuição de cada fator na variação do produto na América Latina, inclusive da contribuição do crescimento tecnológico no período pré e pós-abertura.

Em primeiro lugar, reescrevemos a Equação [4.3.6] da Seção 4.3, decompondo o crescimento do produto em crescimento do capital, do trabalho e do progresso tecnológico, conhecido como produtividade total dos fatores - *PTF*²¹⁰ ou resíduo de Solow.

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{\dot{K}}{K} + (1 - \alpha) \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{A}}{A}. \quad [4.5.3.2.1]$$

De acordo com a Equação [4.5.3.2.1], a decomposição do crescimento do produto depende da participação do capital α na renda dos fatores, que pode ser determinado: a partir de dados das Contas Nacionais ou por estimação. Como não dispomos de dados das Contas Nacionais para os 18 países considerados, optamos por estimar o parâmetro α ²¹¹.

A estimação da participação do capital no produto dos países da América Latina seguiu o procedimento adotado anteriormente; modelo de painel estimado de acordo com os resultados dos seguintes testes: (i) raiz unitária; (ii) teste F para a significância dos efeitos individuais; (iii) teste de Hausman para efeito fixo ou aleatório e (iv) teste para correlação contemporânea nos resíduos. Com base nesta metodologia, a participação do capital na renda dos países latino-americanos estimada foi de 48%²¹².

²¹⁰ Esta decomposição foi apresentada originalmente por [Solow \(1957\)](#) com vista a entender as causas do crescimento e supõe função de produção Hicks-neutra com retornos constantes de escala.

²¹¹ Segundo dados das Contas Nacionais do Brasil, a participação do capital na renda dos fatores encontra-se em torno de 58%. Entretanto, as Contas Nacionais tendem a superestimar a participação do capital na renda. O motivo é que a metodologia delas computa a renda dos trabalhadores por conta própria, sem carteira e empresários como sendo renda do capital.

²¹² Por se tratar de uma amostra de países em desenvolvimento com escassez de capital, consideramos essa participação elevada. Com base no argumento da superestimação das Contas Nacionais, [Solimano e Soto \(2005, p. 18\)](#) adotaram participação menor $\alpha = 0,35$ e [Senhadji \(2000, p. 140\)](#) encontrou 52% para as séries em nível e 62% em diferença. Assim, utilizamos também essas participações no cálculo da contabilidade do crescimento, mas os resultados não mudaram de forma significativa.

O cálculo da contabilidade do crescimento requer ainda que se ajuste os estoques de capital físico e do trabalho à sua utilização real. Para isto, supomos que o uso dos fatores, capital e trabalho, se refletem na diferença entre a série do produto observado e a série do produto suavizada por meio do filtro de Hodrik-Prescott²¹³.

A Tabela 4.5.3.2.1 mostra a evolução do crescimento do *PIB* e dos seus componentes no período 1960-2003 na América Latina. Como podemos observar, a região apresentou recuperação da produtividade total dos fatores – *PTF* nos anos 90; período intenso em reformas, dentre elas a liberalização comercial²¹⁴.

Tabela 4.5.3.2.1: Decomposição do crescimento da América Latina (%)

<i>Período</i>	<i>Produto</i>	<i>Contribuições à taxa de crescimento</i>			<i>Produto por trabalhador</i>
		<i>Capital Físico</i>	<i>Trabalho</i>	<i>PTF</i>	
1960-1969	5,27	2,25	0,86	2,16	3,54
1970-1974	6,67	3,61	2,40	0,66	1,92
1975-1979	5,14	3,96	2,14	-0,96	0,93
1980-1984	0,05	1,06	0,43	-1,45	-0,78
1985-1989	2,12	1,20	1,67	-0,75	-1,09
1990-1994	4,33	1,80	1,85	0,68	0,70
1995-1999	3,02	1,65	1,19	0,18	0,69
2000-2003	0,25	0,55	0,44	-0,74	-0,61
1960-2003	3,62	2,07	1,35	0,20	0,97
1990-2003	2,64	1,41	1,25	-0,02	0,20

Nota: Elaboração própria com base na metodologia econométrica apresentada neste capítulo e dados do [World Bank \(2005\)](#).

O crescimento tecnológico ocorreu, principalmente, na primeira metade da década de 90 (0,68%), quando contribuiu fortemente para um crescimento médio de 4,33% ao ano. Por outro lado, no fim da década, o crescimento e a contribuição da *PTF* caíram para 3,02% e 0,18%, respectivamente, situação que só se agravou no período 2000-2003.

²¹³ O ajuste para a utilização dos fatores seguiu as seguintes etapas: (i) determinação da tendência de longo prazo do produto por meio do filtro de Hodrik-Prescott (produto suavizado); (ii) cálculo da razão entre as séries de produto observado e suavizado e (iii) multiplicação da razão das séries de produto pela série de cada fator. Esse procedimento apresenta limitações, mas dadas as restrições o consideramos aceitável.

²¹⁴ Esta recuperação ocorreu em sete dos 18 países considerados, sendo que em 14 houve recuperação no período 1990-1994.

Lembramos que, nos últimos anos do período analisado (1997-2003), houve descontinuidade do processo de abertura em alguns países da região, conforme observado no Capítulo 2, e, também, que ocorreram diversas crises, como a de liquidez asiática, de racionamento de energia e eleitoral no Brasil e de credibilidade na Argentina.

Na tabela, também, podemos observar decréscimo da produtividade do trabalho (produto por trabalhador) na década de 80, com recuperação parcial na década seguinte, mas ainda inferior aos níveis registrados nas décadas de 60 e 70. O crescimento do produto por trabalhador na década de 90 foi decorrente do crescimento tecnológico, que deixou de ser negativo, e do capital.

Outro fato que chama atenção no crescimento dos países latino-americanos é o baixo crescimento da produtividade total dos fatores (média de 0,20% no período de 1960-2003), à exceção do Chile (média de 1,28% no período)²¹⁵.

Na Tabela 4.8.3.9 do Apêndice, podemos observar que o rápido crescimento do Chile se deve, em grande parte, ao crescimento do estoque de capital e do progresso tecnológico. É interessante lembrar que o Chile se abriu muito antes da média dos países da América Latina (em 1976) e que apresentou altos valores da *PTF* entre a segunda metade da década de 80 e meados da de 90. A partir da segunda metade da década, contudo, seguindo tendência dos demais países da região, a *PTF* chilena mostrou-se em queda.

A recuperação da produtividade total dos fatores da América Latina nos anos 90 também pode ser notada na Tabela 4.5.3.2.2, que decompõe o crescimento da região, alternativamente, em termos do estoque de capital físico (máquinas e equipamentos – M&EQP e em bens de construção – BCONST), do capital humano, do trabalho e da produtividade total dos fatores²¹⁶.

²¹⁵ Depois do Chile temos: Guatemala e República Dominicana com 0,63%, Colômbia com 0,60 e Brasil com 0,55% de média no período.

²¹⁶ Encontramos as seguintes estimativas para a participação dos fatores na renda: máquinas e equipamentos 26%, bens de construção 22%, capital humano 10% e trabalho 43%.

Tabela 4.5.3.2.2: Decomposição alternativa do crescimento da América Latina (%)

<i>Período</i>	<i>Produto</i>	<i>Contribuições à taxa de crescimento</i>					<i>Produto por trabalhador</i>
		<i>M&EQP</i>	<i>BCONST</i>	<i>Humano</i>	<i>Trabalho</i>	<i>PTF</i>	
1960-1969	5,27	1,25	0,99	0,10	0,71	2,22	3,54
1970-1974	6,67	1,87	1,63	0,16	1,98	1,03	1,92
1975-1979	5,14	2,39	1,68	0,28	1,77	-0,98	0,93
1980-1984	0,05	0,29	0,56	0,10	0,36	-1,25	-0,78
1985-1989	2,12	0,08	0,68	0,16	1,38	-0,18	-1,09
1990-1994	4,33	0,74	0,85	0,14	1,53	1,07	0,70
1995-1999	3,02	1,30	0,63	0,09	0,98	0,01	0,69
2000-2003	0,25	0,54	0,18	0,09	0,37	-0,92	-0,61
1960-2003	3,62	1,08	0,93	0,14	1,12	0,35	0,97
1990-2003	2,64	0,90	0,59	0,11	1,04	0,00	0,20

Nota: elaboração própria com base na metodologia econométrica apresentada neste capítulo e dados do [World Bank \(2005\)](#).

A decomposição alternativa do crescimento do produto latino-americano produz resultados semelhantes aos obtidos a partir da decomposição anterior, mas nos permite dois refinamentos: (i) revela que a volatilidade da participação do estoque de capital físico no crescimento ocorreu, principalmente, devido ao estoque de máquinas e equipamentos e (ii) mostra maior contribuição do progresso tecnológico no crescimento no período pós-abertura (1990-1994), que o apresentado na Tabela 4.5.3.2.1.

Cabe lembrar que, segundo nosso modelo, a liberalização eleva o progresso tecnológico. Assim, o impacto da abertura sobre o crescimento do produto, observado nas estimações, ocorreria por meio da *PTF*. Por exemplo, o aumento de 0,3% no crescimento do produto, devido à liberalização (indicador intensidade de comércio internacional), sugere que, sem a abertura, o produto na América Latina teria crescido 4,03% no período 1990-1994, em vez de 4,33%, e a *PTF* seria 0,38% e não 0,68%.

4.6 Conclusão

Neste capítulo, analisamos a relação entre liberalização e crescimento econômico na América Latina no período 1950-2003. O estudo contemplou 18 países da região e foi motivado pela seqüência dos seguintes acontecimentos: (i) crise dos anos 80; (ii) processo de liberalização das economias da região a partir da segunda metade dos anos 80 e primeira dos anos 90; (iii) modesta recuperação econômica da região nos anos 90 e (iv) discussão sobre os resultados das reformas em termos da promoção do desenvolvimento da região.

Dentre as características do capítulo, destacamos a utilização de amplo conjunto de indicadores de liberalização, obtido a partir das principais bases de dados internacionais e o cálculo das séries de estoque de capital total, de máquinas e equipamento e de bens de construção para o período 1950-2003.

A partir das séries de estoque, foi possível verificar que a queda do investimento como percentagem do PIB nas décadas de 80 e 90, foi acompanhada, no período pós-liberalização, da elevação da produtividade marginal do capital e do crescimento do investimento em máquinas e equipamentos como percentagem do investimento total. De fato, na contabilidade do crescimento, encontramos queda significativa da participação do estoque de bens de construção no crescimento desde a década de 70, enquanto a tendência decrescente do estoque de máquinas e equipamentos foi em grande parte revertida no período pós-liberalização.

Outra característica do estudo é a análise econométrica com dados em painel, uma vez que os resultados da análise do impacto dos indicadores de liberalização sobre o crescimento econômico da América Latina direcionam para a importância da escolha do tipo de dado usado; apenas um indicador de abertura comercial apresentou relação com o crescimento quando dados do tipo *cross-section* foram usados, quatro indicadores quando consideramos painel com dados anuais e todos os indicadores no painel com dados quinquenais. Este resultado indica que dados *cross-section* não captam variações ocorridas ao longo do período, bem como que o efeito da liberalização

é melhor observado quando se desconsidera flutuações de curto prazo presentes nas séries anuais.

Adicionalmente, os resultados acerca da relação entre liberalização e crescimento revelaram robustez por se manterem independentemente do uso de diferentes indicadores (em nível e em diferença), técnicas de estimação e medidas de capital humano.

Mostramos também que, além da liberalização, o crescimento econômico na América Latina tem relação direta com o estoque de capital em máquinas e equipamentos, com o capital humano, com o crescimento tecnológico mundial e com o diferencial tecnológico. Quanto ao capital físico, o estoque de máquinas e equipamentos mostrou ter relação mais robusta em todas as formas de estimação, enquanto o de bens de construção foi mais relevante na estimação com painel quinquenal, indicando ser este fator mais importante na determinação da tendência do que das flutuações do crescimento.

Por sua vez, quanto ao capital humano, o percentual de matrículas no segundo grau mostrou-se como a variável mais robusta na determinação do crescimento da região. No que concerne à abertura, ao crescimento tecnológico mundial e ao diferencial tecnológico, as *proxies* destas variáveis mostraram relação direta e significativa com o crescimento, confirmando a hipótese de que, na América Latina, a assimilação do conhecimento depende positivamente da liberalização comercial, do estoque de conhecimento interno em relação ao dos países de fronteira tecnológica e do crescimento tecnológico externo. Ressaltamos que, segundo as estimações, um por cento de crescimento externo elevaria em mais de meio por cento o crescimento na região.

Cabe ainda destacar que a contabilidade do crescimento da América Latina revelou elevação do crescimento tecnológico e econômico no período pós-liberalização. Este ganho, contudo, retrocedeu em parte a partir da segunda metade da década, quando ocorreram diversas crises conjunturais na região, levando inclusive a um retrocesso no processo da abertura em alguns países da América Latina.

Na região, à exceção do Chile, que teve um processo de abertura anterior a média da região, a produtividade total dos fatores é baixa, refletindo-se em pequeno crescimento do produto por trabalhador. O crescimento tecnológico explicou grande parte do aumento do produto por trabalhador na primeira metade da década de 90, mas retrocedeu na segunda metade da década, deteriorando o crescimento econômico, que só não foi pior, devido à variação positiva do estoque em máquinas e equipamentos.

4.7 Anexo

4.7.1 Metodologia de Cálculo do Estoque de Capital Inicial

As séries de investimento relativo a 1902 necessárias para o cálculo do estoque inicial de 1950 estão disponíveis apenas para seis países da amostra: Argentina, Chile, Colômbia, México e Venezuela, por [Hofmam \(1992\)](#), e Brasil, por Estatísticas do Século XX²¹⁷, [IBGE \(2003\)](#).

Enfatizamos que quando se trabalha com diversos países a dificuldade em se encontrar séries de tempo sobre o investimento agregado e por tipo de bem leva a maioria dos autores, como [Ferreira, Issler e Pessoa \(2003\)](#) e [Young \(1995\)](#), a utilizar estimativa do capital inicial e aplicar o *MEP* para os anos seguintes.

Dessa forma, para o restante dos países, calculou-se o estoque de capital inicial por meio da Equação [4.7.1.1]:

$$K_0 = I_0 / (g_i + \delta), \quad [4.7.1.1]$$

onde o estoque de capital inicial depende do nível do investimento em t_0 , da taxa de depreciação sobre o estoque, δ , e do crescimento do investimento, g_i .

Observamos que a Equação [4.7.1.1] pressupõe que a taxa de crescimento do investimento e da depreciação não varia no tempo. Uma taxa de crescimento constante do investimento não é, contudo, observada nos países em desenvolvimento, sujeitos a choques externos. Da mesma forma, quando se considera a taxa de depreciação constante,

²¹⁷ Para o período de 1950 a 2000, a *PWT* fornece as séries taxa de investimento e produto *per capita* a preços constantes de 1996, bem como a população para todos os países considerados neste estudo. Desta forma, multiplicando a taxa de investimento pelo produto *per capita* e pela população temos a série de investimento a preço de 1996 para o período 1950-2000 por país da América Latina. As séries de investimento fornecidas por [Hofmam \(1992\)](#) e pelo *IBGE* foram aglutinadas à da *PWT*, segundo a variação anual correspondente.

esta não condiz com a taxa estimada pelo *MEP*, com função de depreciação linear com defasagem.

Assim, a Equação [4.7.1.1], ao pressupor taxas constantes e ao fixar o ano inicial, o qual pode representar um ano atípico, viesia o resultado do cálculo do estoque, principalmente no caso dos países em desenvolvimento, que estão mais sujeitos a choques estruturais.

Como exercício para analisarmos essas questões, calculamos o estoque de capital inicial, segundo os dois métodos, *MEP* e a Equação [4.7.1.1], para os seis países dos quais dispúnhamos de séries longas de investimento. Neste exercício, observamos que o resultado difere de forma significativa nos países onde a série de investimento apresenta grande variação ao longo do tempo.

Ressaltamos que a diferença persiste, mas diminui, quando se considera g_i como a taxa de crescimento do investimento média²¹⁸ do período, t_0 como o ano no qual a taxa investimento (I/Y) se aproxima da média do período e a taxa média de δ como função do comportamento do investimento. Essas variáveis: g_i , t_0 e δ diferem por país, sendo que g_i , e δ , também, variam por tipo de bem.

O resultado descrito acima mostra que o cálculo do estoque inicial pela Equação [4.7.1.1], bem como o seu desgaste a partir de então, deve considerar o comportamento do investimento por país.

Destarte, de modo a construir com maior acuidade o cálculo do estoque, para aqueles países cuja série de investimento anterior a 1950 não está disponível: (i) calculamos o estoque de capital inicial segundo a Equação [4.7.1.1], depreciando este estoque por meio de taxa de depreciação constante, variando por país e por tipo de bem (estimada conforme especificado abaixo) e (ii) adicionamos ao estoque de capital inicial sobrevivente os investimentos posteriores, depreciados pelo *MEP*.

²¹⁸ A taxa de crescimento média do investimento no período foi calculada dividindo a média dos três anos finais pela média dos três anos iniciais, elevando o resultado ao inverso do número de anos e subtraindo da unidade.

Desta forma, para os países que dispomos de série de investimento a partir de 1950, temos:

$$K_{t+1} = K_0(1 + \delta)^{t-v} + \sum_{r=t-1950}^t I_r - d \sum_{r=t-1950}^{t-m} (t-m-r)I_r, \quad [4.7.1.2]$$

onde o estoque é a soma do estoque de capital inicial depreciado, segundo uma taxa de depreciação geométrica constante, variando por país e por tipo de bem, e dos investimentos posteriores a 1950 depreciados de acordo com o *MEP*²¹⁹.

Falta ainda descrever como calculamos, por país e por tipo de bem, as taxas de depreciação incidentes sobre o estoque de capital inicial. Utilizamos a forma simplificada, proposta por [Silva \(2004\)](#).

Essa forma mostra que, considerando taxa de depreciação linear sobre o investimento e parâmetros constantes no que concerne ao tempo de vida e à taxa de crescimento do investimento, pode-se calcular uma taxa de depreciação constante sobre o estoque de capital.

Segundo o autor, considerando o tempo de vida (v) e a taxa média de crescimento do investimento (g_i), ocorrida no período que vai de t_0 a $t-v$, a taxa de depreciação, δ , pode ser estimada a partir da seguinte equação:

$$\delta = \frac{(1 + e^c + e^{2c} + \dots + e^{(v-1)c})}{(1 + 2e^c + 3e^{2c} + \dots + ve^{(v-1)c})}, \quad [4.7.1.3]$$

onde $c = \log(1 - g_i)$.

Na realidade, não dispomos de dados sobre investimento e, conseqüentemente, sobre a respectiva taxa de crescimento (g_i) para o período anterior a $t-v$ no caso dos países em que foi necessário estimar o estoque de capital inicial e a taxa

²¹⁹ Lembramos que, nas estimativas econométricas, usaremos como ano inicial o ano de 1960, quando parte dos investimentos anteriores a 1950 já estariam sucitados.

de depreciação incidente sobre ele. Por isso, utilizamos, para a maioria dos países, como *proxy* da taxa de crescimento do investimento, a taxa de crescimento do produto²²⁰.

Cabe mencionar ainda que, para a Bolívia, a República Dominicana e para o Panamá, onde não obtivemos dados sobre o produto para o período anterior a t_0 , utilizamos a média do crescimento dos outros países, tirando a Venezuela (país exportador de Petróleo). Com isto, estamos pressupondo que a depreciação sobre o estoque de capital inicial, nesses três países, é igual à média dos outros países.

4.7.2 *Comparações com Gomes et al. (2003)*

Nesta seção, discutimos as diferenças entre as séries de estoque de capital calculadas por [Gomes et al. \(2003\)](#) e a estimada neste trabalho.

Em [Gomes et al. \(2003\)](#), como neste trabalho (exceto para países em que possuíamos séries de investimento anterior a 1950), o cálculo do estoque de capital inicial deve-se à fórmula: $K_0 = I_0 / (g_i + \delta)$. Os primeiros utilizaram a média dos primeiros cinco anos para calcular o investimento inicial em 1950, enquanto nós variamos o ano inicial considerando-o como aquele em que a taxa de investimento se aproxima da média do período (1950 a 2000).

Como mencionado por [Gomes et al. \(2003, p. 395\)](#), o uso da média dos primeiros cinco anos para calcular o investimento inicial pode superestimar ou subestimar o valor inicial, caso os anos sejam atípicos, como por exemplo o maior investimento no pós-guerra.

Assim, consideramos o comportamento médio do investimento não só para determinar o ano inicial por país como para achar a taxa de crescimento do investimento. [Gomes et al. \(2003\)](#), por sua vez, consideram que as economias estavam no estado estacionário no início do período e igualam a taxa de crescimento do investimento à soma da taxa de crescimento da população e do crescimento tecnológico.

²²⁰ Os dados de produto, anteriores a 1950, foram retirados de [Maddison \(1995\)](#).

Por fim, enquanto para [Gomes et al. \(2003\)](#) a taxa de depreciação é constante para todos os países (3,5%), calculada segundo a média da taxa de depreciação dos EUA no período de 1950 a 2001. Neste trabalho, a taxa varia por país, segundo o comportamento do investimento e sua composição (máquina e equipamentos ou bens de construção).

Cabe mencionar ainda que nossa metodologia foi escolhida, inclusive, por se aproximar do resultado do estoque de capital inicial estimado para países que tinham series de investimento anteriores a 1950 disponíveis.

Observamos também que como nas estimações utilizamos o período 1960-2000, os resultados não difeririam, de forma significativa, se utilizássemos as séries de capital estimadas por [Gomes et al. \(2003\)](#) ou as aqui calculadas, a não ser pelo fato de que, neste trabalho, calculamos as séries de estoque de capital para todos os países da amostra.

4.8 Apêndice

4.8.1 Informações

Tabela 4.8.1.1: Indicadores de liberalização

<i>Sigla</i>	<i>Indicador</i>
<i>CMNT</i>	Cobertura das medidas não tarifárias – razão frequência das licenças, proibições e quotas
<i>ICI</i>	Intensidade do comércio internacional – razão entre exportações mais importações e <i>PIB</i>
<i>ICIA</i>	Intensidade do comércio internacional ajustada
<i>IIM</i>	Imposto de importação sobre as importações
<i>LCN</i>	Licenças – razão frequência das licenças
<i>NPR</i>	Nível de preço relativo – taxa de câmbio real com ponderação idêntica dos índices de preço
<i>NPRM</i>	Nível de preço relativo modificado
<i>PCMN</i>	Prêmio do câmbio no mercado negro – razão entre taxas de câmbio
<i>PRB</i>	Proibições – razão frequência
<i>QTS</i>	Quotas – razão frequência das quotas
<i>SW</i>	Sachs-Warner
<i>TTN</i>	Tendência da tarifa nominal – média simples das tarifas <i>ad valorem</i>
<i>t</i>	Tarifa legal – alíquota legal do imposto de importação

Fonte: elaborada pelo autor.

4.8.2 Resultados da Seção 4.4

Tabela 4.8.2.1: Estoque de capital na América Latina: 1950-2004 (US\$ milhões de 1996)

Ano	Argentina	Bolívia	Brasil	Chile	Colômbia	Costa Rica	República Dominicana	Equador	Guatemala
1950	202,82	5,40	145,84	51,81	46,44	2,12	4,44
1951	209,02	5,51	160,09	53,89	48,38	2,15	2,48	9,62	4,61
1952	221,38	6,08	178,20	56,39	50,07	2,26	2,57	10,15	4,80
1953	230,49	6,63	198,89	58,57	51,86	2,44	2,87	10,58	4,89
1954	240,48	6,80	213,56	61,91	54,10	2,65	3,11	11,40	5,03
1955	249,57	7,15	231,62	63,50	57,17	2,85	3,32	12,60	5,16
1956	260,66	7,93	249,32	66,11	60,42	3,08	3,63	13,92	5,52
1957	270,21	8,57	265,07	68,99	63,53	3,35	3,98	15,22	6,15
1958	281,34	9,10	288,05	71,69	66,03	3,65	4,34	16,49	6,81
1959	293,92	9,55	310,00	74,32	67,76	3,90	4,73	17,68	7,31
1960	304,24	9,80	338,31	76,39	69,60	4,24	4,97	18,97	7,69
1961	323,61	10,28	364,46	79,95	72,08	4,56	5,13	20,41	8,00
1962	345,49	10,57	393,17	83,07	74,95	4,89	5,19	21,86	8,20
1963	363,84	11,40	422,79	87,56	77,30	5,27	5,42	23,13	8,39
1964	376,13	12,08	446,96	92,82	79,31	5,65	5,82	24,44	8,78
1965	394,62	12,85	473,26	96,32	81,87	5,96	6,36	25,85	9,31
1966	413,55	13,47	502,88	99,05	84,15	6,41	6,48	27,18	9,84
1967	430,54	14,10	534,70	99,80	86,90	6,88	6,85	28,54	10,20
1968	447,97	14,62	562,45	101,36	89,69	7,38	7,26	30,28	10,71
1969	467,57	15,12	598,31	103,34	93,37	7,85	7,64	32,12	11,51
1970	494,49	15,57	655,76	105,29	97,12	8,40	8,21	33,71	11,93
1971	521,64	15,99	711,76	107,39	101,96	9,05	8,96	35,41	12,53
1972	552,82	16,52	777,26	109,32	107,08	9,89	9,87	37,88	13,30
1973	583,67	17,32	855,66	110,50	111,86	10,63	10,92	39,77	13,78
1974	611,18	17,92	958,22	111,49	117,24	11,53	12,32	41,95	14,44
1975	638,08	18,50	1.078,50	110,27	123,56	12,50	14,02	45,52	15,61
1976	664,71	19,66	1.211,27	111,01	128,92	13,32	15,84	49,92	16,40
1977	693,60	20,61	1.341,08	110,24	135,00	14,41	17,47	53,87	17,83
1978	732,35	21,57	1.465,98	110,00	141,31	15,82	19,20	58,91	19,47
1979	759,98	22,51	1.591,55	110,21	148,33	17,18	20,93	64,67	21,31
1980	791,77	23,16	1.712,05	110,44	155,43	18,66	22,78	69,99	22,67
1981	827,30	23,38	1.849,06	115,16	163,88	20,21	24,76	75,74	23,54
1982	852,09	23,56	1.954,29	121,32	173,13	20,86	26,37	80,17	24,65
1983	864,51	23,40	2.038,61	121,61	182,55	21,09	27,44	85,33	25,22
1984	876,07	23,13	2.082,36	120,61	191,60	21,62	28,60	87,71	25,36
1985	884,89	22,90	2.126,35	121,48	200,25	22,25	29,80	89,78	25,57
1986	886,90	22,80	2.187,17	123,25	207,54	22,96	30,81	92,13	25,38
1987	891,88	22,75	2.278,76	125,40	215,39	24,13	31,85	94,52	25,16
1988	901,31	22,73	2.364,19	129,59	223,33	25,32	34,03	96,53	25,40
1989	908,63	22,89	2.436,60	134,86	232,59	26,32	35,62	98,14	25,60
1990	906,17	22,84	2.507,76	142,92	240,49	27,46	37,65	99,74	25,78
1991	897,76	22,96	2.561,92	151,55	247,45	28,64	39,04	100,31	25,92
1992	897,51	23,44	2.605,92	159,96	252,88	29,45	40,09	102,21	26,49
1993	908,82	23,98	2.646,44	171,29	260,84	30,99	41,69	103,95	27,64
1994	926,19	24,49	2.692,49	186,04	275,31	32,84	43,92	105,29	28,67
1995	950,36	24,81	2.750,22	200,55	295,09	34,54	45,80	106,92	29,68
1996	965,67	25,28	2.823,04	221,96	315,89	35,91	47,39	109,02	30,64
1997	985,05	26,05	2.894,06	244,86	335,24	36,71	49,06	110,46	31,15
1998	1.013,99	27,38	2.976,32	270,34	353,54	38,05	51,10	112,94	32,10
1999	1.046,51	29,37	3.055,15	296,02	368,60	40,12	54,18	116,09	34,15
2000	1.068,44	30,63	3.125,32	311,79	371,53	41,66	57,76	114,67	36,06
2001	1.083,29	31,51	3.202,20	330,17	376,31	42,61	60,51	114,50	37,69
2002	1.087,55	32,09	3.278,19	348,82	382,41	43,69	64,24	115,59	39,44
2003	1.072,39	32,81	3.341,53	366,82	389,17	44,91	67,90	117,69	41,28
2004	1.068,20	33,13	3.390,24	385,28	401,85	46,29	70,40	119,50	42,85

Nota: Continua na próxima página.

Tabela 4.8.2.1: Estoque de capital na América Latina: 1950-2004
(US\$ milhões de 1996) - continuação

Ano	Honduras	México	Nicarágua	Panamá	Peru	Paraguai	El Salvador	Uruguai	Venezuela
1950	2,08	94,27	1,23	2,62	67,94	...	2,13	20,21	38,90
1951	2,14	101,35	1,27	2,72	64,16	1,32	2,22	20,83	44,75
1952	2,27	110,34	1,38	2,77	69,65	1,35	2,35	22,01	50,89
1953	2,45	120,12	1,56	2,84	76,61	1,46	2,51	22,97	59,25
1954	2,63	129,28	1,77	3,01	83,58	1,61	2,69	23,61	67,47
1955	2,74	139,59	2,04	3,13	88,53	1,73	2,86	24,89	76,82
1956	2,88	151,26	2,31	3,28	95,20	1,81	3,03	25,87	85,53
1957	3,03	166,68	2,54	3,49	103,75	1,87	3,32	26,63	94,74
1958	3,20	182,86	2,76	3,71	113,18	2,06	3,66	27,59	104,38
1959	3,32	196,68	2,95	3,97	120,46	2,23	3,91	27,88	113,70
1960	3,44	209,44	3,16	4,27	124,77	2,37	4,04	28,36	122,75
1961	3,57	223,82	3,33	4,53	131,38	2,54	4,46	29,04	127,31
1962	3,67	238,30	3,52	4,89	137,85	2,72	4,80	29,88	131,07
1963	3,85	251,70	3,79	5,31	144,62	2,82	5,13	30,47	135,26
1964	4,06	268,19	4,10	5,79	150,67	2,94	5,50	30,86	139,07
1965	4,27	289,24	4,56	6,19	157,34	3,00	6,11	30,98	145,91
1966	4,51	313,71	5,10	6,66	165,11	3,18	6,65	31,00	152,39
1967	4,78	340,27	5,72	7,34	175,18	3,38	7,31	31,06	157,11
1968	5,18	367,52	6,31	8,05	184,41	3,64	7,83	31,19	162,00
1969	5,56	400,40	6,75	8,85	188,30	3,85	8,12	31,13	170,37
1970	5,94	428,07	7,28	9,79	192,02	4,08	8,48	31,45	178,82
1971	6,33	456,99	7,79	10,92	191,13	4,28	8,89	32,03	192,05
1972	6,59	481,90	8,31	12,33	191,12	4,52	9,44	32,78	200,68
1973	6,83	510,05	8,50	13,97	189,96	4,81	9,91	33,19	210,40
1974	7,18	544,98	9,29	15,64	192,81	5,31	10,62	33,52	220,27
1975	7,73	590,18	10,58	17,15	199,95	5,87	11,59	33,92	229,88
1976	8,07	637,49	11,12	18,53	206,11	6,45	12,33	34,78	243,52
1977	8,43	682,02	11,65	19,84	210,06	7,21	13,18	36,09	261,53
1978	9,02	723,35	12,90	20,50	211,80	8,06	14,62	37,82	286,56
1979	9,81	772,71	13,05	21,43	212,49	9,24	16,04	39,96	310,52
1980	10,61	836,03	12,08	22,45	214,75	10,63	16,86	42,88	326,26
1981	11,25	920,79	12,29	23,71	222,35	12,70	17,05	45,98	336,53
1982	11,68	1.022,01	12,99	25,13	234,12	15,08	17,12	48,60	346,05
1983	11,76	1.080,08	13,42	26,48	243,73	16,57	17,05	50,35	356,39
1984	11,85	1.104,65	13,89	26,93	245,20	17,53	16,88	50,73	353,44
1985	12,08	1.132,68	14,35	27,28	245,57	18,43	16,70	50,67	354,02
1986	12,35	1.167,76	14,77	27,53	244,49	19,30	16,47	50,33	354,96
1987	12,45	1.185,58	15,13	28,11	247,02	20,17	16,40	50,22	356,21
1988	12,75	1.206,10	15,45	28,70	253,06	21,12	16,26	50,41	359,51
1989	13,28	1.239,09	15,38	28,19	257,27	22,10	16,29	50,42	365,59
1990	13,76	1.275,05	15,17	27,46	256,97	23,23	16,59	50,20	358,87
1991	14,24	1.321,32	14,84	27,98	256,99	24,34	16,67	49,97	350,75
1992	14,92	1.376,89	14,59	28,67	258,31	25,69	16,94	50,26	350,82
1993	15,75	1.447,02	14,34	30,07	258,84	26,69	17,60	50,79	357,97
1994	16,99	1.512,45	14,00	31,80	260,97	27,58	18,46	51,66	360,02
1995	18,36	1.589,09	13,83	33,93	267,33	29,20	19,56	52,73	355,71
1996	19,75	1.608,53	13,81	36,37	277,60	30,98	21,01	53,93	357,02
1997	20,96	1.645,64	13,92	38,97	287,01	32,71	21,95	55,03	356,49
1998	22,25	1.710,78	14,20	41,52	299,39	34,34	23,03	56,35	362,18
1999	23,55	1.790,63	14,59	44,45	310,95	35,80	24,59	58,11	368,32
2000	24,90	1.876,79	15,50	47,84	318,94	37,11	25,98	59,43	370,53
2001	26,46	1.981,59	19,27	50,57	320,86	38,23	28,21	58,98	374,70
2002	27,86	2.071,72	19,94	52,97	326,35	39,22	29,74	59,46	381,98
2003	29,02	2.155,61	20,60	54,04	331,40	39,98	31,28	58,96	383,02
2004	30,29	2.234,36	21,22	55,68	337,14	40,88	32,81	58,16	375,72

Fonte: Estimativas calculadas pelo autor com base na metodologia descrita na Subseção 4.5.1.

Tabela 4.8.2.2: estoque de capital em M&EQP na América Latina: 1950-2004
(US\$ milhões de 1996)

Ano	Argentina	Bolívia	Brasil	Chile	Colômbia	Costa Rica	República Dominicana	Equador	Guatemala
1950	18,49	2,29	35,87	6,36	5,95	0,25	1,98
1951	18,87	2,38	41,31	6,98	6,60	0,26	0,62	2,87	2,06
1952	20,82	2,68	47,99	7,76	7,28	0,27	0,64	3,03	2,17
1953	22,11	2,96	55,43	8,40	7,97	0,30	0,74	3,18	2,24
1954	23,33	3,03	58,08	9,18	8,98	0,34	0,82	3,50	2,34
1955	24,30	3,18	63,50	9,38	10,20	0,37	0,88	3,98	2,46
1956	26,07	3,57	68,48	9,90	11,44	0,41	0,98	4,53	2,77
1957	27,74	3,85	71,47	10,79	12,50	0,45	1,08	5,05	3,28
1958	29,67	4,04	77,75	11,89	12,87	0,50	1,19	5,53	3,78
1959	31,56	4,14	81,99	12,98	13,00	0,53	1,31	5,94	4,14
1960	32,98	4,13	88,43	13,47	13,06	0,58	1,37	6,37	4,39
1961	37,53	4,18	93,64	14,32	13,62	0,63	1,39	6,84	4,57
1962	43,21	4,17	101,59	15,38	14,27	0,68	1,38	7,29	4,67
1963	47,83	4,40	107,36	16,47	14,62	0,74	1,41	7,64	4,77
1964	50,22	4,59	111,02	17,13	14,83	0,81	1,49	7,99	5,01
1965	54,12	4,83	114,61	17,57	15,32	0,87	1,59	8,36	5,35
1966	58,13	5,02	118,56	17,64	15,59	0,97	1,57	8,67	5,68
1967	61,48	5,17	125,01	17,42	16,08	1,09	1,61	8,96	5,91
1968	64,67	5,22	129,79	17,48	16,23	1,23	1,65	9,36	6,25
1969	68,01	5,23	137,78	17,78	16,69	1,37	1,69	9,75	6,82
1970	72,91	5,19	152,90	17,96	17,21	1,57	1,77	10,00	7,12
1971	77,65	5,13	169,97	18,18	18,35	1,82	1,91	10,26	7,58
1972	83,30	5,11	191,33	18,20	19,74	2,15	2,12	10,83	8,17
1973	89,22	5,21	216,61	17,94	21,02	2,43	2,40	11,20	8,52
1974	94,74	5,24	250,51	17,90	22,21	2,77	2,84	11,72	9,00
1975	99,30	5,27	293,60	17,00	23,73	3,14	3,43	12,84	9,88
1976	102,72	5,55	342,04	17,07	25,04	3,43	4,14	14,35	10,45
1977	105,91	5,78	386,40	16,72	26,72	3,83	4,69	15,75	11,41
1978	113,54	5,91	422,36	16,83	28,26	4,38	5,31	17,71	12,48
1979	116,28	6,07	458,93	17,23	30,28	4,94	5,96	20,12	13,71
1980	121,32	6,04	491,73	17,64	32,58	5,50	6,66	21,74	14,42
1981	128,48	5,84	528,84	19,81	35,28	5,98	7,45	23,11	14,71
1982	129,47	5,67	545,98	22,54	38,12	6,09	7,98	24,11	15,08
1983	127,33	5,33	549,16	22,26	40,89	5,97	8,27	25,20	15,11
1984	124,88	4,99	538,59	21,42	43,22	5,97	8,38	24,93	14,84
1985	124,20	4,68	525,53	21,27	45,09	6,06	8,48	24,76	14,70
1986	121,78	4,49	520,86	21,32	45,68	6,18	8,55	24,81	14,32
1987	118,22	4,45	531,86	21,36	46,48	6,55	8,67	25,32	13,93
1988	115,28	4,44	536,98	22,31	48,16	7,03	9,20	25,65	13,89
1989	111,45	4,49	535,42	23,80	50,12	7,35	9,61	25,70	13,81
1990	106,75	4,40	531,50	26,64	51,86	7,76	10,15	25,86	13,72
1991	102,72	4,46	520,19	29,30	53,62	8,32	10,50	25,46	13,59
1992	101,71	4,79	504,73	31,95	54,40	8,61	10,76	25,75	13,77
1993	107,42	5,16	489,44	35,81	56,28	9,35	11,44	26,29	14,36
1994	116,64	5,50	478,30	40,72	63,09	10,30	12,48	26,76	14,92
1995	129,61	5,66	479,24	45,77	71,46	11,11	13,44	27,43	15,49
1996	137,71	5,95	494,12	54,15	80,87	11,66	14,45	28,64	16,00
1997	148,03	6,41	504,62	62,77	89,35	11,98	15,49	29,08	16,17
1998	163,18	7,38	520,13	72,92	97,12	12,69	16,78	30,09	16,71
1999	179,97	8,54	532,13	82,78	103,17	13,91	18,69	31,50	18,16
2000	191,57	9,36	536,51	87,06	103,45	14,78	20,61	30,68	19,49
2001	199,50	10,04	547,48	93,57	103,35	15,24	23,14	30,93	20,87
2002	200,68	10,20	564,34	100,09	104,81	15,67	25,32	31,51	22,06
2003	193,66	10,34	582,49	106,01	106,11	16,16	27,46	32,40	23,34
2004	190,58	10,35	596,79	112,17	111,07	16,74	28,76	33,15	24,39

Nota: Continua na próxima página.

Tabela 4.8.2.2: estoque de capital em M&EQP na América Latina: 1950-2004
(US\$ milhões de 1996) - continuação

Ano	Honduras	México	Nicarágua	Panamá	Peru	Paraguai	El Salvador	Uruguai	Venezuela
1950	0,56	15,76	0,58	0,44	10,15	...	0,97	6,98	9,22
1951	0,57	20,78	0,60	0,45	9,06	0,70	1,01	7,17	11,98
1952	0,60	26,75	0,66	0,46	10,53	0,71	1,08	7,60	13,97
1953	0,65	32,93	0,77	0,47	12,63	0,77	1,17	7,87	17,67
1954	0,70	38,14	0,89	0,51	14,87	0,85	1,25	7,97	21,42
1955	0,73	42,95	1,04	0,53	16,56	0,90	1,33	8,25	25,83
1956	0,76	49,86	1,19	0,56	18,93	0,93	1,41	8,39	29,39
1957	0,79	59,42	1,32	0,60	21,88	0,95	1,56	8,39	30,92
1958	0,83	71,93	1,43	0,65	25,04	1,05	1,73	8,39	34,70
1959	0,86	83,91	1,53	0,70	27,32	1,16	1,85	8,15	38,47
1960	0,88	90,45	1,63	0,76	28,43	1,25	1,89	7,92	42,38
1961	0,90	98,95	1,71	0,81	30,19	1,37	2,10	7,71	43,19
1962	0,92	110,50	1,80	0,89	32,12	1,50	2,25	7,56	43,78
1963	0,97	119,26	1,94	0,98	34,40	1,58	2,37	7,37	45,01
1964	1,03	125,97	2,10	1,10	36,63	1,67	2,50	7,14	45,68
1965	1,10	134,68	2,35	1,21	39,37	1,73	2,73	6,86	47,35
1966	1,18	142,02	2,65	1,33	42,96	1,88	2,91	6,57	48,51
1967	1,28	151,66	2,98	1,53	47,55	2,04	3,16	6,30	48,77
1968	1,44	160,11	3,27	1,72	51,58	2,25	3,35	6,07	48,61
1969	1,59	172,88	3,46	1,95	52,88	2,43	3,45	5,79	49,59
1970	1,75	181,27	3,69	2,22	53,91	2,61	3,60	5,69	50,95
1971	1,91	190,40	3,90	2,54	52,69	2,77	3,82	5,74	53,97
1972	2,01	194,61	4,08	2,96	51,95	2,98	4,15	5,82	55,44
1973	2,11	194,34	4,07	3,45	50,75	3,24	4,45	5,76	57,24
1974	2,28	197,38	4,35	3,93	51,57	3,71	4,92	5,66	59,27
1975	2,57	201,85	4,84	4,35	54,65	4,27	5,61	5,57	61,67
1976	2,76	209,95	4,94	4,71	57,30	4,87	6,16	5,59	66,42
1977	2,94	213,95	5,03	4,99	59,69	5,31	6,88	5,94	73,30
1978	3,22	226,11	5,65	5,08	60,34	5,97	7,76	6,46	84,19
1979	3,67	244,27	5,60	5,18	59,74	6,78	8,53	6,86	93,88
1980	4,04	267,74	4,88	5,32	59,62	7,75	9,03	7,56	97,94
1981	4,24	304,42	4,99	5,49	60,32	8,95	9,05	8,49	99,90
1982	4,31	350,43	5,66	5,75	61,46	10,36	8,91	9,13	101,93
1983	4,12	367,72	6,13	5,84	61,40	11,11	8,63	9,26	104,66
1984	3,92	365,71	6,60	5,69	57,12	11,35	8,25	9,04	101,01
1985	3,79	365,67	7,03	5,64	54,79	11,46	7,85	8,59	99,56
1986	3,69	370,80	7,38	5,45	52,39	11,53	7,56	8,20	99,21
1987	3,56	367,87	7,67	5,48	51,67	11,55	7,31	7,98	99,24
1988	3,51	365,41	7,89	5,65	52,87	11,60	6,93	7,90	100,28
1989	3,58	371,62	7,80	5,34	53,59	11,51	6,64	7,74	102,92
1990	3,63	381,05	7,59	4,98	53,42	11,39	6,47	7,51	98,83
1991	3,64	397,52	7,29	5,42	54,13	11,25	6,03	7,37	93,16
1992	3,75	421,93	7,04	5,78	55,39	11,22	5,79	7,44	91,66
1993	3,89	456,56	6,82	6,40	55,61	11,06	5,91	7,65	93,76
1994	4,26	484,19	6,54	7,03	54,57	10,79	5,75	7,95	93,38
1995	4,95	517,62	6,36	7,87	55,23	10,84	5,69	8,30	89,75
1996	5,58	515,83	6,29	8,75	57,83	11,02	5,70	8,77	89,42
1997	6,19	524,35	6,28	9,80	59,75	11,19	5,53	9,34	87,99
1998	6,95	554,20	6,40	10,84	62,16	11,33	5,46	10,11	90,85
1999	7,82	591,68	6,59	12,23	63,30	11,38	5,68	11,03	93,69
2000	8,69	630,46	7,10	13,62	62,39	11,39	5,79	11,54	94,18
2001	9,63	671,83	5,97	17,27	60,86	11,42	5,47	11,78	96,26
2002	10,37	708,23	6,33	18,27	59,68	11,39	5,75	11,89	99,95
2003	11,03	742,89	6,77	18,55	59,02	11,15	6,02	11,49	100,07
2004	11,70	777,20	7,16	18,93	60,99	11,00	6,14	10,97	96,15

Fonte: Estimativas calculadas pelo autor com base na metodologia descrita na Subseção 4.5.1.

Tabela 4.8.2.3: estoque de capital em bens de construção na América Latina: 1950-2004 (US\$ milhões de 1996)

Ano	Argentina	Bolívia	Brasil	Chile	Colômbia	Costa Rica	República Dominicana	Equador	Guatemala
1950	184,32	3,10	109,97	45,45	40,48	1,87	2,46
1951	190,14	3,13	118,78	46,91	41,78	1,89	1,86	6,75	2,55
1952	200,55	3,40	130,20	48,63	42,80	1,98	1,93	7,11	2,63
1953	208,37	3,67	143,46	50,17	43,90	2,13	2,13	7,40	2,66
1954	217,15	3,78	155,48	52,73	45,12	2,31	2,29	7,91	2,68
1955	225,27	3,97	168,12	54,12	46,97	2,47	2,44	8,61	2,70
1956	234,59	4,35	180,84	56,21	48,98	2,67	2,65	9,38	2,75
1957	242,47	4,71	193,60	58,20	51,03	2,90	2,89	10,16	2,87
1958	251,67	5,06	210,30	59,80	53,16	3,16	3,15	10,96	3,03
1959	262,36	5,41	228,01	61,35	54,76	3,37	3,42	11,73	3,17
1960	271,26	5,67	249,88	62,92	56,55	3,66	3,60	12,60	3,30
1961	286,07	6,10	270,82	65,63	58,46	3,93	3,74	13,57	3,43
1962	302,28	6,39	291,57	67,69	60,69	4,22	3,81	14,57	3,53
1963	316,01	6,99	315,42	71,09	62,68	4,53	4,01	15,49	3,62
1964	325,92	7,49	335,94	75,69	64,47	4,84	4,33	16,45	3,77
1965	340,50	8,02	358,64	78,75	66,55	5,09	4,76	17,49	3,97
1966	355,42	8,45	384,32	81,41	68,56	5,44	4,91	18,51	4,16
1967	369,06	8,94	409,69	82,39	70,82	5,79	5,25	19,58	4,29
1968	383,30	9,40	432,66	83,89	73,46	6,15	5,60	20,92	4,46
1969	399,56	9,89	460,53	85,56	76,68	6,47	5,95	22,36	4,68
1970	421,58	10,38	502,87	87,33	79,91	6,84	6,44	23,71	4,80
1971	443,98	10,86	541,79	89,22	83,60	7,23	7,05	25,15	4,95
1972	469,53	11,40	585,92	91,13	87,34	7,74	7,75	27,05	5,13
1973	494,45	12,11	639,05	92,56	90,83	8,20	8,52	28,56	5,26
1974	516,43	12,68	707,71	93,59	95,03	8,75	9,48	30,23	5,44
1975	538,78	13,23	784,90	93,27	99,84	9,36	10,58	32,68	5,73
1976	561,99	14,11	869,23	93,94	103,87	9,89	11,71	35,57	5,95
1977	587,69	14,82	954,68	93,53	108,28	10,58	12,78	38,12	6,41
1978	618,81	15,66	1.043,62	93,17	113,05	11,45	13,89	41,19	6,99
1979	643,70	16,44	1.132,62	92,98	118,05	12,25	14,98	44,56	7,61
1980	670,45	17,12	1.220,32	92,80	122,85	13,15	16,12	48,25	8,25
1981	698,83	17,54	1.320,22	95,35	128,60	14,23	17,32	52,64	8,83
1982	722,62	17,89	1.408,30	98,78	135,00	14,78	18,39	56,06	9,57
1983	737,19	18,07	1.489,45	99,35	141,66	15,12	19,17	60,12	10,11
1984	751,19	18,14	1.543,76	99,19	148,38	15,64	20,22	62,78	10,52
1985	760,70	18,23	1.600,82	100,20	155,16	16,20	21,32	65,03	10,86
1986	765,12	18,31	1.666,31	101,93	161,86	16,78	22,26	67,32	11,06
1987	773,66	18,30	1.746,90	104,04	168,91	17,58	23,18	69,20	11,23
1988	786,02	18,29	1.827,21	107,28	175,17	18,29	24,83	70,87	11,52
1989	797,17	18,40	1.901,18	111,06	182,47	18,96	26,01	72,43	11,79
1990	799,41	18,44	1.976,25	116,29	188,64	19,70	27,50	73,88	12,06
1991	795,04	18,50	2.041,74	122,25	193,82	20,31	28,54	74,85	12,33
1992	795,80	18,65	2.101,20	128,01	198,48	20,84	29,33	76,46	12,72
1993	801,40	18,81	2.157,00	135,48	204,56	21,64	30,25	77,66	13,28
1994	809,55	18,99	2.214,18	145,32	212,21	22,54	31,44	78,54	13,74
1995	820,75	19,15	2.270,98	154,78	223,63	23,43	32,35	79,49	14,19
1996	827,96	19,34	2.328,92	167,81	235,02	24,25	32,95	80,38	14,64
1997	837,02	19,64	2.389,44	182,10	245,89	24,73	33,57	81,39	14,98
1998	850,80	20,00	2.456,19	197,42	256,42	25,36	34,32	82,86	15,38
1999	866,54	20,82	2.523,02	213,25	265,43	26,21	35,49	84,59	15,99
2000	876,87	21,26	2.588,81	224,73	268,07	26,88	37,15	84,00	16,57
2001	883,79	21,47	2.654,72	236,60	272,96	27,37	37,37	83,57	16,81
2002	886,88	21,89	2.713,85	248,73	277,60	28,03	38,92	84,08	17,37
2003	878,73	22,47	2.759,04	260,81	283,06	28,76	40,45	85,29	17,95
2004	877,62	22,79	2.793,45	273,11	290,78	29,55	41,63	86,35	18,45

Nota: Continua na próxima página.

Tabela 4.8.2.3: estoque de capital em bens de construção na América Latina: 1950-2004 (US\$ milhões de 1996) - continuação

Ano	Honduras	México	Nicarágua	Panamá	Peru	Paraguai	El Salvador	Uruguai	Venezuela
1950	1,52	78,50	0,65	2,18	57,79	...	1,16	13,23	29,69
1951	1,57	80,57	0,67	2,26	55,10	0,62	1,21	13,66	32,78
1952	1,66	83,59	0,72	2,31	59,12	0,64	1,27	14,41	36,93
1953	1,79	87,19	0,79	2,37	63,98	0,69	1,35	15,10	41,59
1954	1,93	91,15	0,88	2,50	68,71	0,76	1,43	15,65	46,04
1955	2,02	96,63	1,00	2,59	71,98	0,83	1,52	16,63	50,99
1956	2,12	101,40	1,12	2,72	76,27	0,88	1,62	17,47	56,13
1957	2,24	107,26	1,22	2,89	81,87	0,92	1,76	18,23	63,82
1958	2,37	110,93	1,32	3,06	88,14	1,00	1,93	19,19	69,68
1959	2,47	112,77	1,42	3,27	93,14	1,07	2,06	19,73	75,23
1960	2,56	118,99	1,53	3,51	96,34	1,12	2,15	20,44	80,38
1961	2,67	124,87	1,62	3,72	101,19	1,17	2,36	21,33	84,12
1962	2,75	127,80	1,72	4,00	105,73	1,22	2,55	22,32	87,29
1963	2,88	132,44	1,85	4,32	110,22	1,24	2,76	23,10	90,25
1964	3,03	142,22	2,00	4,68	114,04	1,27	3,00	23,71	93,39
1965	3,17	154,57	2,21	4,99	117,96	1,28	3,38	24,12	98,55
1966	3,32	171,69	2,46	5,33	122,14	1,31	3,75	24,44	103,87
1967	3,50	188,61	2,74	5,81	127,63	1,34	4,16	24,76	108,34
1968	3,74	207,41	3,04	6,32	132,82	1,39	4,48	25,12	113,39
1969	3,97	227,51	3,29	6,90	135,42	1,42	4,68	25,34	120,78
1970	4,19	246,80	3,59	7,57	138,12	1,47	4,88	25,76	127,88
1971	4,42	266,59	3,89	8,37	138,43	1,51	5,07	26,30	138,08
1972	4,58	287,29	4,22	9,37	139,17	1,54	5,29	26,97	145,24
1973	4,71	315,71	4,43	10,53	139,21	1,57	5,46	27,43	153,16
1974	4,90	347,60	4,95	11,71	141,23	1,59	5,69	27,86	161,00
1975	5,15	388,33	5,74	12,80	145,30	1,60	5,97	28,35	168,21
1976	5,31	427,54	6,19	13,82	148,81	1,58	6,17	29,19	177,11
1977	5,49	468,06	6,62	14,85	150,37	1,90	6,30	30,15	188,23
1978	5,80	497,24	7,25	15,42	151,46	2,09	6,86	31,37	202,37
1979	6,14	528,44	7,45	16,26	152,75	2,46	7,51	33,10	216,64
1980	6,56	568,29	7,20	17,13	155,13	2,87	7,83	35,32	228,32
1981	7,01	616,37	7,30	18,21	162,03	3,75	8,00	37,50	236,63
1982	7,37	671,57	7,34	19,37	172,66	4,72	8,21	39,47	244,12
1983	7,64	712,36	7,29	20,64	182,33	5,46	8,42	41,08	251,72
1984	7,92	738,94	7,29	21,24	188,08	6,18	8,62	41,69	252,43
1985	8,29	767,01	7,32	21,64	190,79	6,98	8,85	42,08	254,46
1986	8,67	796,96	7,38	22,08	192,10	7,77	8,91	42,13	255,75
1987	8,90	817,70	7,46	22,64	195,35	8,62	9,09	42,24	256,97
1988	9,24	840,69	7,56	23,04	200,19	9,52	9,33	42,51	259,24
1989	9,70	867,47	7,58	22,84	203,68	10,58	9,65	42,68	262,67
1990	10,13	893,99	7,58	22,48	203,55	11,85	10,12	42,69	260,05
1991	10,60	923,80	7,55	22,55	202,86	13,09	10,64	42,60	257,60
1992	11,17	954,96	7,55	22,89	202,92	14,47	11,15	42,82	259,16
1993	11,85	990,46	7,52	23,67	203,23	15,64	11,69	43,14	264,21
1994	12,73	1.028,26	7,46	24,77	206,40	16,79	12,71	43,72	266,64
1995	13,41	1.071,46	7,46	26,06	212,10	18,36	13,88	44,43	265,96
1996	14,17	1.092,70	7,53	27,62	219,76	19,96	15,31	45,16	267,60
1997	14,77	1.121,28	7,65	29,17	227,26	21,52	16,42	45,69	268,50
1998	15,30	1.156,57	7,80	30,68	237,23	23,01	17,57	46,25	271,33
1999	15,73	1.198,94	7,99	32,22	247,65	24,41	18,90	47,08	274,63
2000	16,21	1.246,34	8,40	34,22	256,54	25,72	20,19	47,89	276,35
2001	16,83	1.309,76	13,30	33,30	259,99	26,81	22,74	47,20	278,43
2002	17,49	1.363,49	13,61	34,70	266,67	27,83	23,98	47,57	282,03
2003	17,98	1.412,72	13,83	35,50	272,38	28,83	25,26	47,47	282,95
2004	18,59	1.457,16	14,06	36,75	276,15	29,88	26,66	47,19	279,57

Fonte: Estimativas calculadas pelo autor com base na metodologia descrita na Subseção 4.5.1.

4.8.3 Regressões e Testes da Subseção 4.5.3.1

Tabela 4.8.3.1: Testes de Breusch-Godfrey e de White

Regressões	Correlação de 1ª ordem		Correlação de 2ª ordem		Heteroscedasticidade	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
(1)	0,0317	0,8586	0,0672	0,9670	11,0257	0,5267
(2)	2,6309***	0,1048	4,2261	0,1209	17,0397	0,1481
(3)	0,4345	0,5098	0,5574	0,7568	11,0523	0,5244
(4)	1,1560	0,2823	1,8623	0,3941	12,6817	0,3926
(5)	0,1559	0,6929	2,2496	0,3247	7,7225	0,8064
(6)	3,1805***	0,0745	4,3383	0,1143	11,3808	0,4966

Notas: (a) Hipótese nula do teste de Breusch-Godfrey - inexistência de correlação serial de ordem p , no nosso caso, de primeira e segunda ordem;
 (b) Hipótese nula do teste de White – homocedasticidade contra a hipótese de heteroscedasticidade de alguma forma geral desconhecida;
 (c) * Rejeitamos a hipótese nula ao nível de 1% de significância, ** rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de significância e *** rejeitamos a hipótese nula ao nível de 10% de significância.

Tabela 4.8.3.2: Teste Im, Pesaran e Shin – processo de raiz unitária individual

Séries	Estatística	Probabilidade (%) – p valor	Ordem de integração
Intensidade do comércio internacional	4,9668	100,00	$I(1)$

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;
 (b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 16 países da América Latina considerados na estimação da equação de importação da América Latina. Os resultados com os 18 países da amostra, todavia, foram idênticos.

Tabela 4.8.3.3: Teste de Levin, Lin e Chu – processo de raiz unitária comum

Séries – primeira diferença	Estatística	Probabilidade (%) – p valor	Ordem de integração
Intensidade do comércio internacional	-10,794	0,00	$I(0)$

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;
 (b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 16 países da América Latina considerados na estimação da equação de importação da América Latina. Os resultados com os 18 países da amostra, todavia, foram idênticos.

Tabela 4.8.3.4: Teste de Im, Pesaran e Shin – processo de raiz unitária individual

<i>Séries – primeira diferença</i>	<i>Estatística</i>	<i>Probabilidade (%) – p valor</i>	<i>Ordem de integração</i>
Intensidade do comércio internacional	-14,417	0,00	$I(0)$

Notas: (a) Hipótese nula do teste – presença de raiz unitária;
 (b) Na aplicação do teste, usamos as séries dos 16 países da América Latina considerados na estimação da equação de importação da América Latina. Os resultados com os 18 países da amostra, todavia, foram idênticos.

Tabela 4.8.3.5: Teste *F* para significância dos efeitos individuais - painel quinquenal

<i>Regressões</i>	<i>Estatística <i>F</i></i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>	<i>Especificação</i>
(1)	0,96	1,77	Regressão <i>pooled</i>
(2)	1,04	1,77	Regressão <i>pooled</i>
(3)	1,00	1,77	Regressão <i>pooled</i>
(4)	1,03	1,77	Regressão <i>pooled</i>
(5)	1,28	2,28	Regressão <i>pooled</i>
(6)	1,00	1,77	Regressão <i>pooled</i>
(7)	3,11**	2,21	Efeito fixo ou aleatório

Notas: (a) Hipótese nula do teste – os termos interceptos das equações (efeitos individuais) não variam significativamente;
 (b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 4.8.3.6: Teste de Hausman para efeito fixo ou aleatório - painel com dados quinquenais

<i>Regressão</i>	<i>Estatística de Wald</i>	<i>Valor crítico – 5% de significância</i>	<i>Especificação do Efeito</i>
(7)	50,96**	15,51	Fixo

Notas: (a) Hipótese nula do teste - inexistência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores;
 (b) Sob a hipótese nula, a estatística do teste, dada pelo critério de Wald, tem distribuição qui-quadrado com $K - 1$ graus de liberdade, onde K é o número de regressores;
 (c) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Tabela 4.8.3.7: Teste de correlação contemporânea entre os erros das regressões de crescimento – painel quinquenal

<i>Regressões</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>Valor crítico a 5% de significância</i>
(1)	136,35	146,57
(2)	129,09	146,57
(3)	128,42	146,57
(4)	129,18	146,57
(5)	66,70	114,27
(6)	134,01	146,57
(7)	76,93**	61,37

Notas: (a) Hipótese nula do teste - ausência de correlação contemporânea entre os erros das equações de importação dos países da América Latina;

(b) ** Rejeitamos a hipótese nula ao nível de 5% de significância.

Tabela 4.8.3.8: Interação entre liberalização e capital humano

<i>Indicadores / Tipo de indicador</i>	<i>Dados Anuais</i>		<i>Dados Quinquenais</i>	
	<i>Nível</i>	<i>Diferença</i>	<i>Nível</i>	<i>Diferença</i>
<i>ICI e PG</i>	-0,001	-0,001	0,004	-0,003
<i>ICI e SG</i>	-0,002	0,00	-0,004**	-0,001
<i>ICIA e PG</i>	-0,002	0,004	0,005	0,01
<i>ICIA e SG</i>	-0,001*	0,001	0,02*	0,003
<i>NPR e PG</i>	-0,01*	-0,01**	-0,02*	-0,02
<i>NPR e SG</i>	0,001	-0,001	0,00	-0,00
<i>NPRM e PG</i>	-0,04	-0,07	-1,13*	-1,57*
<i>NPRM e SG</i>	0,04	-0,17*	-0,15	-0,11
<i>TTN e PG</i>	-0,47	-2,11*	-17,19*	166,46*
<i>TTN e SG</i>	0,97*	1,86*	4,48*	-69,84*
<i>PCMN e PG</i>	0,06	-0,09	-0,35**	-0,37**
<i>PCMN e SG</i>	0,02	-0,02	-0,02	-0,07*
<i>IIM e PG</i>	0,00	-0,002	-0,01	0,02
<i>IIM e SG</i>	0,004	0,01*	0,01	0,00

Nota: * Significativo ao nível de 1%, ** significativo ao nível de 5% e *** significativo ao nível de 10%.

Tabela 4.8.3.9: Decomposição do crescimento do Chile (%)

<i>Período</i>	<i>Produto</i>	<i>Contribuições à taxa de crescimento</i>			<i>Produto por trabalhador</i>
		<i>Capital Físico</i>	<i>Trabalho</i>	<i>PTF</i>	
1960-1969	4,34	1,83	0,97	1,54	2,41
1970-1979	2,29	0,46	1,56	0,27	-0,73
1980-1984	-0,61	-0,96	-0,81	1,16	0,97
1985-1989	7,50	1,64	1,77	4,09	3,91
1990-1994	8,21	3,74	1,69	2,78	4,77
1995-1999	4,34	4,59	0,67	0,92	3,00
2000-2003	2,77	2,33	0,72	-0,29	1,34
1960-2003	4,19	1,79	1,13	1,28	1,95
1990-2003	5,62	3,75	1,23	0,64	3,15

Nota: Elaboração própria com base na metodologia econométrica apresentada neste capítulo e dados do [World Bank \(2005\)](#).

Bibliografia

- ABREU, Marcelo (Org.). *A ordem do progresso: cem anos de política republicana, 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus, 1990.
- ACEMOGLU, Daron; JOHNSON, Simon; ROBINSON, James. Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In: Aghion, Philippe; Durlauf, Steven. (Eds.). *Handbook of Economic Growth*. New York: North Holland, 2005. v. 1, n. 1, p. 385-472.
- AIGNER, D.; GOLDFELD, S. Estimation and prediction from aggregate data when aggregates are measured more accurately than their components. *Econometrica*, v. 42, n. 1, p. 113-134, Jan. 1974.
- AITKEN, Brian. *Measuring trade policy intervention: a cross-country index of relative dispersion*. Washington: World Bank, Jan. 1992. (World Bank Discussion Paper No. 838.)
- ALMON, Shirley. The distributed lag between capital appropriation and expenditures. *Econometrica*, v. 33, n. 1, p. 178-196, Jan. 1965.
- AZEVEDO, André; PORTUGAL, Marcelo. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. *Nova Economia*, v. 8, n. 1, p. 37-63, jul. 1998.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen; NIROOMAND, Farhang. Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited. *Economics Letters*, v. 61, n. 1, p. 101-109, Oct. 1998.
- BALASSA, Bela. Outward orientation. In: Chenery, H.; Srinivasan, T. (Eds.). *Handbook of Development Economics*. New York: North Holland, 1989. v. 2, Cha. 31, p. 1.601-1.644.
- BALASSA, Bela. *The Structure of protection in developing countries*. Baltimore: John Hopkins University, 1971.
- BALDWIN, Richard. Measurable gains from trade. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 1, p. 162-174, 1992.
- BALTAGI, Badi. *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- BARRO, Robert. Economic growth in a cross-section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p. 407-443, May 1991.
- BARRO, Robert; LEE, Jong-Wha. International data on educational attainment: updates and implications, *Oxford Economic Papers*, v. 53, n. 3, p. 541-563, July 2001.

- BARRO, Robert; SALA-I-MARTIN, Xavier. *Economic growth*. Cambridge: MIT, 1999.
- BAUMANN, Renato; RIVERO, Josefina; ZAVATTIERO, Yohana. As tarifas de importação no Plano Real. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 3, p. 541-586, dez. 1997.
- BEHRMAN, Jere; ROSENZWEIG, Mark. Caveat emptor: cross-country data on education and the labor force. *Journal of Development Economics*, v. 44, n. 1, p. 147-171, June 1994.
- BEN-DAVID, Dan. Equalizing exchange: trade liberalization and income convergence. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 108, n. 3, p. 653-670, Aug. 1993.
- BERG, Andrew; KRUEGER, Anne. *Trade, growth and poverty: a selective survey*. Washington: International Monetary Found, Feb. 2003. (IMF Working Paper 03/30.)
- BERGSMAN, Joel; MALAN, Pedro. The structure of protection in Brazil. In: BALASSA, Bela. *The structure of protection in developing countries*. Baltimore: John Hopkins University, 1971. p. 103-136.
- BERTOLA, Giuseppe; FAINI, Ricardo. Import demand and non-tariff barriers: the impact of trade liberalization: an application to Morocco. *Journal of Development Economics*, v. 34, n. 1-2, p. 269-286, Nov. 1991.
- BHAGWATI, Jagdish. *Anatomy and consequences of exchange control regimes*. Cambridge: Ballinger Publishing/NBER, 1978.
- BHAGWATI, Jagdish. Export promotion strategy: issues and evidence. *World Bank Research Observer*, v. 3, n. 1, p. 27-57, Jan. 1988.
- BOX, George; JENKINS, Gwilym. *Time series analysis: forecasting and control*. 2^a ed. San Francisco: Holden Day, 1984.
- BOYLAN, T. A.; CUDDY, M. P. Elasticities of import demand and economic development: the Irish experience. *Journal of Development Economics*, v. 26, n. 2, p. 301-309, Aug. 1987.
- BRAGA, Helson; GUIMARÃES, Edson. A proteção efetiva proporcionada à indústria brasileira pelos custos de transporte e pelas tarifas. *Estudos Econômicos*, v.12, n. 3, p. 113-123, dez. 1982.
- BRUTON, Henry. Import substitution. In: Chenery, H.; Srinivasan, T. (Eds.). *Handbook of Development Economics*. New York: North Holland, 1989. v. 2, Cha. 30, p. 1.601-1.644.
- BURKI, Shahid; PERRY, Guillermo. *The long march: a reform agenda for Latin America and Caribbean in the Next Decade*. Washington: World Bank, Chap. 2, p. 27-60, 1997.

- CARDOSO, Eliana; FISHLOW, Albert. *Latin America economic development: 1950-1980*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Nov. 1989. (NBER Working Paper No. 3161.)
- CASTRO, Alexandre; CAVALCANTI, Marco. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil: 1955-95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr. 1998.
- CATÃO, Luis; FALCETTI, Elisabetta. Determinants of Argentina's external trade. *Journal of Applied Economics*, v. 5, n. 1, p. 19-57, May 2002.
- CHEN, Chung; LIU, Lon-Mu. Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series. *Journal of the American Statistical Association*, v. 88, n. 421, p. 284-297. Mar. 1993.
- CHOU, Ya-lun. *Statistical analysis for business and economics*. New York: Elsevier, 1989.
- CHOW, Gregory. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, v. 28, n. 3, p. 591-605, July 1960.
- CLARIDA, Richard. Cointegration, aggregate consumption, and the demand for imports: a structural econometric investigation. *American Economic Review*, v. 84, n. 1, p. 298-308, Mar. 1994.
- CORDEN, W. M. *The theory of protection*. Oxford: Clarendon, 1971.
- DE GREGORIO, José. Economic growth in Latin America. *Journal of Development Economics*, v. 39, n. 1, p. 59-84, July. 1992.
- DE GREGORIO, José; LEE, Jong-Wha. Economic growth in Latin America: sources and prospects. Manuscript, Global Development Network, Jun. 1999.
- DE LONG, J. Bradford; SUMMERS, Lawrence. Equipment investment and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 106, n. 2, p. 445-502, May, 1991.
- DE LONG, J. Bradford; SUMMERS, Lawrence. How strongly do developing economies benefit from equipment investment? *Journal of Monetary Economics*, v. 32, n. 3, p. 395-415, Dec. 1993.
- DEAN, Judith; DESAI, Seema; RIEDEL, James. *Trade policy reform in developing countries since 1985: a review of the evidence*. Washington: World Bank, Nov. 1994. (World Bank Discussion Paper No. 267.)
- DIB, Maria. Equações para a demanda de importações no Brasil: 1960-70. *Revista Brasileira de Economia*, v.35, n. 4, p. 373-386, out./dez. 1981.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.

- DOLLAR, David. Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs. *Economic Development and Cultural Change*, v. 40, n. 3, p. 523-544, Apr. 1992.
- DOLLAR, David; KRAAY, Aart. Institution, trade, and growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, n. 1, p. 133-162, Jan. 2003.
- EASTERLY, William. The lost decades: developing countries' stagnation in spite of policy reform 1980-1998. *Journal Economic Growth*, v. 6, n. 2, p. 135-157, June 2001.
- EASTERLY, William; SEWADEH, M. *Global Development Network Growth Database*. Washington: World Bank, 2000.
- ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN - ECLAC. *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean*. Santiago: ECLAC. (Vários anos.)
- EDWARDS, Sebastian. *Openness, outward orientation, trade liberalization and economic performance in developing countries*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Mar. 1989. (NBER Working Paper No. 2908.)
- EDWARDS, Sebastian. Trade orientation, distortions and growth in the developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 39, n. 1, p. 31-57, July 1992.
- ELLERY Jr., Roberto; BUGARIN, Mirta; GOMES, Victor; TEIXEIRA, Arilton. *Investment and capital accumulation in Brazil from 1970 to 2000: a neoclassical view*. Brasília: Universidade de Brasília, Apr. 2004. (Texto para discussão da UnB N° 285.)
- ELLIOT, Graham; ROTHENBERG, Thomas; STOCK, James. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, July, 1996.
- ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1994.
- ENGLE, Robert; GRANGER, Clive. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- FERREIRA, Afonso. Testes de estabilidade para a demanda de importações. *Revista Brasileira de Economia*, v. 48, n. 3, p. 355-370, jul./set. 1994.
- FERREIRA, Pedro; ISSLER, João; PESSOA, Samuel. Testing production functions used in empirical growth studies. *Economic Letters*, v. 83, n. 1, p. 29-35, April 2003.
- FEU, Aumara. *A Produtividade do Capital no Brasil de 1950 a 2002*. 2003. 151 f. Tese (Doutorado em Economia) Programa de Doutorado em Economia, Universidade de Brasília, Brasília.

- FRANKEL, J.; ROMER, David. Does trade cause growth? *American Economic Review*, v. 89, n. 3, p. 379-399, June 1999.
- FULLERTON, Thomas; SAWYER, W. Charles; SPRINKLE, Richard. Functional form for United States – Mexico trade equations. *Estudios Económicos*, v. 12, n. 1, p. 23-35, ene./jun. 1997.
- FULLERTON, Thomas; SAWYER, W. Charles; SPRINKLE, Richard. Latin America trade elasticities. *Journal of Economic and Finance*, v. 23, n. 2, p. 143-156, Summer 1999.
- GIOVANNINI, Alberto. Exchange rates and trade goods prices. *Journal of International Economics*, v. 24, n. 1-2, p. 45-68, Feb. 1988.
- GOLDSMITH, R. *A Perpetual inventory of national wealth*. In: Studies in income and wealth 14. NBER: New York, 1951.
- GOLDSTEIN, Morris; KHAN, Mohsin. Income and price effect in foreign trade. In: Jones, R.; Kenen, P. (Eds.). *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North Holland, 1985. v. 2, Cha. 20, p. 1.041-1.099.
- GOLDSTEIN, Morris; KHAN, Mohsin; OFFICER, Lawrence. Prices of tradable and nontradable goods in the demand for total imports. *The Review of Economic Studies*, v. 62, n. 2, p. 190-199, May. 1980.
- GOMES, Victor; PESSÔA, Samuel; VELOSO, Fernando. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 3, p. 389-434, dez. 2003.
- GRANGER, Clive; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p. 111-120, July. 1974.
- GREENE, William. *Econometric analysis*. 5ª ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- GRIFFITHS, William; HILL, R. Carter; JUDGE, George. *Learning and practicing econometrics*. New York: John Wiley & Sons, 1993.
- GRILICHES, Zvi. Distributed lags: a survey. *Econometrica*, v. 36, n. 1, p. 16-49, Jan. 1967.
- GRUNFELD, Yehuda; GRILICHES, Zvi. Is aggregation necessarily bad? *Review of Economics and Statistics*, v. 42, n. 1, p. 1-13, Feb. 1960.
- GUJARATI, Damodar. Use of dummy variables in testing for equality between sets of coefficients in two linear regressions: a note. *American Statistician*, v. 24, n. 1, p. 50-52, 1970.
- HAMILTON, James. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University, 1994.

- HARRISON, Ann. Openness, and growth: a time-series, cross-country analysis for developing countries. *Journal of Development Economics*, v. 48, n. 2, p. 419-447, Mar. 1996.
- HARRISON, Ann; HANSON, Gordon. Who gains from trade reform? Some remaining puzzles. *Journal of Development Economics*, v. 59, n. 1, p. 125-154, June 1999.
- HAUSMAN, Jerry. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1.252-1.271, Nov. 1978.
- HESTON, Alan; SUMMERS, Robert; ATEN, Bettina. *Penn world table version 6.1*. Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania - *CICUP*, Oct. 2002.
- HESTON, Alan; SUMMERS, Robert; ATEN, Bettina. *Penn world table version 6.2*. Center for International Comparisons of Production, Income and Price at the University of Pennsylvania, Set. 2006.
- HOFMAN, André. Capital accumulation in Latin America: a six country comparison for 1950-1989. *Review of Income and Wealth*, v. 38, n. 4, p. 365-401, Dez. 1992.
- HOFMAN, André. Standardized capital stock estimates in Latin America: a 1950-94 update. *Cambridge Journal of Economics*, v. 24, n. 1, p. 45-86, Jan. 2000.
- HOUTHAKKER, H. S. Additive preferences. *Econometrica*, v. 28, n. 2, p. 244-257, Apr. 1960.
- HOUTHAKKER, H. S.; MAGEE, Stephen. Income and price elasticities in world trade. *Review of Economics and Statistics*, v. 51, n. 2, p. 111-125, May 1969.
- HSIAO, Cheng. *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University, 1986.
- HULTEN, Charles. *The Measurement of Capital*. In: Fifty Years of Economic Measurement. Org. BERNDT, E.; TRIPLETT, J. Chicago: University of Chicago, 1990.
- IM, Kyung So; PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 115, n. 1, p. 53-74, July 2003.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Estatística do século XX*. Rio de Janeiro, 2003. CD-ROM.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND - *IMF*. *Directions of trade statistics*. Washington, 2001. CD-ROM.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND - *IMF*. *International Financial Statistic - IFS*. Washington, Aug. 2005. CD-ROM
- ISARD, Peter. How far can we push the ‘law of one price’. *American Economic Review*, v. 67, n. 5, p. 942-948, Dec. 1977.

- JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, June/Sep. 1988.
- JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, May, 1990.
- JONES, Charles. Economic growth and the relative price of capital. *Journal of Monetary Economics*, v. 34, n. 3, p. 359-382, Dec. 1994.
- JORGENSEN, Dale; SULLIVAN, Michael. *Inflation and corporate capital recovery*. In: Depreciation, inflation, and the taxation of income form capital. Org. HULTEN, C. Washington: The Urban Institute, 1981.
- JUDGE, George et al. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. 2^a ed. New York: John Wiley & Sons, 1988.
- KHAN, Mohsin. Import and export demand in developing. *IMF Staff Papers*, v. 21, n. 3, p. 678-693, Nov. 1974.
- KHAN, Mohsin. The structure and behavior of imports of Venezuela. *Review of Economics and Statistics*, v. 61, n. 1, p. 58-66, Feb. 1979.
- KHAN, Mohsin; ROSS, K. The functional form of the aggregate import demand equation. *Journal of International Economics*, v. 7, n. 2, p. 149-160, May 1977.
- KNETTER, Michael. International comparisons of pricing-to-market behavior. *American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 473-486, June 1993.
- KNETTER, Michael. Price discriminatory by U.S. and German exporters. *American Economic Review*, v. 79, n. 1, p. 198-210, Mar. 1989.
- KRUEGER, A. Policy lessons from development experience since the second war. In: Chenery, H.; Srinivasan, T. (Eds.). *Handbook of Development Economics*. New York: North Holland, 1995. v. 3, cap. 40, p. 2.497-2.550.
- KRUEGER, Anne. *Foreign trade regimes and economic development: liberalization attempts and consequences*. Cambridge: Ballinger Publishing/NBER, 1978.
- KRUGMAN, Paul. Dutch tulips and emerging markets. *Foreign Affairs*, v. 74, n. 4, p. 28-44, Jul./Aug. 1995.
- KUME, Honório. A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva. In: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *A Economia Brasileira em Perspectiva 1998*. Brasília: Ipea, 1998. v. 1, p. 147-170.
- KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root,” *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

- LAL, Deepak; RAJAPATIRANA, Sarath. Foreign trade regimes and economic growth in developing countries. *World Bank Research Observer*, v. 2, n. 2, p. 189-217, Jul. 1987.
- LEAMER, E. Measures of openness. In: Baldwin, R. *Trade policies issues and empirical analysis*. Chicago: University of Chicago, Cha. 2, p. 147-200, 1988. (NBER Conference Report.)
- LEVIN, Andrew; LIN, Chien-Fu; CHU, Chia-Shang James. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1-24, May 2002.
- LEVINE, Ross; RENELT, David. A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 942-963, Sep. 1992.
- MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. *Unit Roots, Cointegration, and structural change*. Cambridge: Cambridge University, 1998.
- MADDISON, Angus. *Monitoring the world economy 1820-1992*. Paris: Organization for Economic Co-Operation and Development - *OECD*, 1995.
- MAH, Jai. Import demand, liberalization, and economic development. *Journal of Policy Modeling*, v. 21, n. 4, p. 497-503, 1999.
- MANKIW, N. Gregory; ROMER, David; WEIL, David. A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-438, May 1992.
- MARQUES, Luís. *Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura*. Porto: Faculdade de Economia d Porto, out. 2000. (FEP Working Paper No. 100.)
- MELO, Oscar; VOGT, Michael. Determinants of the demand for imports of Venezuela. *Journal of Development Economics*, v. 14, n. 3, p. 351-358, Apr. 1984.
- MICHALOPOULOS, Constantine. *Trade policy and market access issues for developing countries: implications for the millennium round*. Washington: World Bank, Oct. 1999. (World Bank Policy Research Working Paper No. 2.214.)
- MOGUILLANSKY, Graciela; BIELSCHOWSKY, Ricardo. *Investment and economic reforms in Latin America*. Santiago: CEPAL, 2001.
- MORANDI, Lucilene; REIS, Eustáquio. Estoque de capital fixo no Brasil, 1950-2002. 2004. In: XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2004. João Pessoa, PB. Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2004.
- NATIONAL BUREAU OF NATIONAL ACCOUNTS - NBNA. *Capital stock in Argentina 1990-2003: source, methods and series*. Buenos Aires: National Statistics Institute, June 2004.

- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982.
- NELSON, Richard; PHELPS, Edmund. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*, v. 56, n. 1/2, p. 69-75, Mar. 1966.
- NEWKEY, Whitney; WEST, Kenneth West. A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3. p. 703–708, May 1987.
- NOGUES, Julio; OLECHOWSKI, Andrzej; WINTERS, L. Alan. The extent of non-tariff barriers to industrial countries' imports. *The World Bank Economic Review*, v.1, n. 1, p.181-199, Oct. 1986.
- OGAKI, Masao, Engel's law and cointegration. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 5, p. 1.027-1.046, Oct. 1992.
- ORCUTT, Guy. Measurement of price elasticities in international trade. *Review of Economics and Statistics*, v. 32, n. 2, p. 117-132, May 1950.
- ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT - *OECD. Methods used by OECD countries to measure stocks of fixed capital – OECD*. Paris: *OECD*, 1993.
- OSTRY, Jonathan; ROSE, Andrew. An empirical evaluation of the macroeconomic effects of tariffs. *Journal International Money and Finance*, v. 11, n. 1, p. 63-79, Feb. 1992.
- PACHECO-LOPÉZ, Penélope; THIRLWALL, A. P. *Trade liberalisation in Mexico: rhetoric and reality*. Kent: Department of Economics, University of Kent, Jan. 2004. (Studies in Economics No. 0403)
- PANAGARIYA, Arvind. Preferential trade liberalization: the traditional theory and new developments. *Journal of Economic Literature*, v. 38, n. 2, p. 287-331, Jun. 2000.
- PAPAGEORGIU, Demetris; MICHAELY, Michael; CHOKSI, Armeane. *Liberalizing foreign trade*. Oxford: Basil Blackwell, 1991.
- PARSLEY, David; Wei, Shang-Jin. Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 111, n. 4, p. 1.211-1.236, Nov. 1996.
- PAULA PINTO, Maurício B. *Exportações brasileiras de manufaturados: crescimento e mudança de estrutura*. São Paulo: Instituto de Pesquisa Econômicas, 1983.
- PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1.361-1.401, Nov. 1989.

- PHILLIPS, P. Understanding spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 33, n. 3, p. 311-340, 1986.
- PHILLIPS, Peter; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, June 1988.
- PORTUGAL, Marcelo. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 22, n. 3, p. 501-540, dez. 1992.
- PRITCHETT, Lant. Measuring outward orientation in LDCs: can it be done? *Journal of Development Economics*, v. 49, n. 2, p.307-335, May 1996.
- RADELET, Steven; SACHS, Jeffrey. *Shipping costs, manufactured exports, and economic growth*, Columbia University, Jan. 1998.
- RAMSEY, J. B. Tests for specification error in classical linear least squares regressions analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, series B (Methodological)*, v. 31, n. 2, p. 350-371, 1969.
- REINHART, Carmen. Devaluation, relative prices, and international trade. *IMF Staff papers*, v. 42, n. 2, p. 290-312, Jun. 1995.
- RESENDE, Marco. Crescimento econômico, disponibilidade de divisas e importações no Brasil: um modelo de correção de erros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 2, p. 289-330, ago. 2001.
- RODRIGUEZ, Francisco; RODRIK, Dani. *Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Apr. 1999. (NBER Working Paper No. 7081.)
- ROSE, Andrew. Exchange rates and trade balance: some evidence from developing countries. *Economic Letters*, v. 34, n. 3, p. 271-275, Nov. 1990.
- ROSE, Andrew. The role of exchange rates in popular models of international trade: does the Marshall-Lerner condition hold? *Journal of International Economics*, v. 30, n. 3-4, p. 301-316, May 1991.
- SACHS, Jeffrey; WARNER, Andrew. Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1995, n. 1, p. 1-118, 1995.
- SANTOS-PAULINO, Amelia. The effects of trade liberalization on imports in selected developing countries. *World Development*, v. 30, n. 6, p. 959-974, 2002.
- SENHADJI, Abdelhak. Sources of economic growth: an extensive growth accounting exercise. *IMF Staff Papers*, v. 47, n. 1, p. 129-157, 2000.
- SENHADJI, Abdelhak. Time-series estimation of structural import demand equations: a cross-country analysis. *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 2, p. 236-268, Jun. 1998.

- SILVA, Carlos. Metodologia simplificada para estimativa da evolução da produtividade de capital. *Economia & Energia*, n. 44, maio/junho 2004. (Texto para Discussão)
- SOLIMANO, Andrés; SOTO, Raimundo. Economic growth in Latin America in the late 20th century: evidence and interpretation. Santiago: CEPAL, Feb. 2005.
- SOLOW, Robert. Technical and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, v. 39, n. 3, p. 312-320, Aug. 1957.
- STOCK, James; WATSON, Mark. Variable trends in economic time series. *Journal of Economic Perspectives*, v. 2, n. 3, p. 147-174, Summer 1988.
- THURSBY, Jerry; THURSBY, Marie. How reliable are simple, single equation specification of import demand. *The Review of Economic and Statistics*, v. 66, n. 1, p. 120-128, Feb. 1984.
- TYLER, William. Effective incentives for domestic market sales and exports. *Journal of Development Economics*, v. 18, n. 2-3, p. 219-242, Aug. 1985.
- TYLER, William. Proteção tarifária efetiva recente do Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 10, n. 3, p. 47-59, set./dez. 1980.
- WACZIARG, R.; WELCH, Karen. *Trade liberalization and growth: new evidence*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Dec. 2003. (NBER Working Paper No. 10152.)
- WACZIARG, Romain. Measuring the gains dynamic from trade. *The World Bank Economic review*, v. 15, n. 3, p. 393-429, Oct. 2001.
- WARNER, Andrew. *Once more into the breach: economic growth and global integration*. Singapore: National University of Singapore, Department of Economics, May, 2004. (Seminars in Academic Year 2003/2004, Semester II.)
- WEISSKOFF, Richard. Trade, protection and import elasticities for Brazil. *Review of Economics and Statistics*, v. 61, n. 1, p. 58-66, Feb. 1979.
- WORLD BANK. *International trade and development: data on import tariffs and NTBs*. Washington, 2002.
- WORLD BANK. *World development indicators*. Washington, 2004. CD-ROM.
- WORLD BANK. *World development indicators*. Washington, 2005. CD-ROM.
- YOUNG, Alwyn. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 3, p. 641-680, Aug. 1995.
- ZELLNER, Arnold. An efficient method for estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, v. 57, n. 298, p. 348-368, June 1962.

ZINI JR., Álvaro. Funções de exportação e importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n.3, p. 615-662, dez. 1988.