Restrição Externa e Estrutura Produtiva na América Latina

Evidências para o período 1996-2019

Arthur Fernandes de Oliveira e Silva*

Área Temática: Área 5 – Comércio Internacional, Taxa de Câmbio e Desenvolvimento Econômico

Resumo

Este artigo avalia a Lei de Thirlwall multissetorial (MSTL) nas seis maiores economias latino-americanas (1996-2019), estendendo à América Latina o procedimento econométrico proposto por García-Duch (2025) para a Zona do Euro. Utilizando modelos ARDL aplicados a dados desagregados de comércio exterior sob a classificação tecnológica de Lall (2000), os resultados mostram que a MSTL não supera a versão agregada da Lei de Thirlwall, que apresenta desempenho preditivo superior (desvio absoluto médio de 1,2 p.p. contra 2,8 p.p. da MSTL), o inverso do que foi encontrado para a Zona do Euro. Essa divergência reflete o peso estrutural dos setores primários e baseados em recursos na pauta exportadora latino-americana: por dependerem de *commodities* dirigidas por preços, esses setores geram elasticidades-renda atípicas que reduzem a precisão do modelo multissetorial.

Palavras-chave: Lei de Thirlwall Multissetorial; Restrição Externa; Heterogeneidade Estrutural; América Latina.

Classificação JEL: F43; O11; O54.

*Mestrado em Economia Cedeplar-UFMG. E-mail: arthur-f@cedeplar.ufmg.br. O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) - Bolsa de Mestrado.

Abstract

This paper evaluates the multi-sectoral Thirlwall's Law (MSTL) for the six largest Latin American economies (1996-2019), extending to Latin America the econometric procedure proposed by García-Duch (2025) for the Eurozone. Using ARDL models applied to disaggregated foreign trade data under Lall's (2000) technological classification, the results show that the MSTL does not outperform the aggregate version of Thirlwall's Law, which displays superior predictive performance (1.2 p.p. mean absolute deviation against 2.8 p.p. for the MSTL), the inverse was found for the Eurozone. This divergence reflects the structural weight of primary and resource-based sectors in Latin American export baskets: because such sectors rely on price-driven commodities, they generate atypical income elasticities that reduce the accuracy of the multi-sectoral model.

Keywords: Multi-sectoral Thirlwall's Law; Balance-of-Payments Constraint; Structural Heterogeneity; Latin America.

JEL Classification: F43; O11; O54.

1 Introdução

A trajetória de baixo crescimento das economias latino-americanas durante as últimas décadas constitui um grande desafio para o desenvolvimento da região. Países como Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, que combinam tamanho de mercado relevante, abundância de recursos naturais e integração crescente ao comércio internacional, apresentaram, no período 1996-2019, taxas de crescimento médias entre 2,1% e 4,3% ao ano.

A literatura econômica heterodoxa, particularmente a tradição estruturalista cepalina e a vertente pós-keynesiana, oferece uma resposta a essa questão. Para essas vertentes, o crescimento de longo prazo de economias abertas é constrangido pela posição externa, isto é, pela necessidade de equilibrar, no longo prazo, importações e exportações sem recorrer ao financiamento externo crônico. Essa intuição foi formalizada por Thirlwall (1979) na chamada Lei de Thirlwall (TL), que postula que a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos de uma economia é determinada pela razão entre o crescimento das exportações e a elasticidade-renda da demanda por importações. Como decorrência, países com baixa elasticidade-renda das exportações e alta elasticidade-renda das importações enfrentam um teto estrutural ao crescimento, fenômeno particularmente associado à condição centro-periferia identificada na divisão internacional do trabalho desde Prebisch (1949).

Uma extensão importante desse arcabouço foi proposta por Araujo e Lima (2007) com a formulação da Lei de Thirlwall Multissetorial (MSTL), que parte da observação de que as elasticidades agregadas

são, na verdade, médias ponderadas das elasticidades setoriais, com pesos dados pelas participações de cada setor no comércio total. Essa reformulação tem uma implicação teórica importante de que mudanças na composição da pauta comercial podem alterar o teto de crescimento de uma economia, ainda que não haja alterações na renda dos parceiros. Países que se especializam em setores de alta elasticidade-renda das exportações (tipicamente bens de média e alta tecnologia) tendem a apresentar maior potencial de crescimento, enquanto economias dependentes de *commodities* ou manufaturas de baixo valor agregado enfrentariam restrições mais severas. Para a tradição estruturalista, essa formulação multissetorial fornece a ponte teórica entre a heterogeneidade estrutural identificada por Prebisch e a hipótese de restrição externa de Thirlwall, articulando uma narrativa coerente sobre os obstáculos ao desenvolvimento das economias periféricas e a necessidade de mudança estrutural das exportações rumo a setores com maior elasticidade-renda.

A literatura empírica acumulou um coinjunto de evidências favoráveis tanto à TL quanto à MSTL para diversos contextos. Para o caso brasileiro, trabalhos como Jayme Jr (2003), Britto e McCombie (2009) e a posterior incorporação da taxa de câmbio real por Missio e Jayme Jr (2011) consolidaram a validade da TL agregada como preditora do crescimento brasileiro de longo prazo. No plano multissetorial, Gouvêa e Lima (2010) e Romero, Silveira e Jayme Jr (2011) testaram a MSTL para amostras incluindo países latino-americanos no período 1962-2006, encontrando que a versão multissetorial supera a agregada em poder preditivo. Mais recentemente, Romero e McCombie (2016) ampliam o escopo para 14 países europeus desenvolvidos no período 1984-2007, confirmando a superioridade da MSTL e estabelecendo um padrão metodológico baseado em modelos VECM e painéis *cross-product*. Por fim, García-Duch (2025) testa a MSTL para nove economias da Zona do Euro no período 1992-2019 utilizando um arcabouço metodológico inovador que combina o *bounds testing* ARDL de Pesaran, Shin e Smith (2001) com sistemas iterados de equações (SUR para exportações, 3SLS para importações). Seus resultados estabelecem novo *benchmark* de precisão na literatura, com desvio absoluto médio de apenas 0,43 pontos percentuais entre as previsões da MSTL e as taxas observadas.

Os estudos disponíveis que testam a MSTL para a América Latina cobrem majoritariamente períodos anteriores a 2006, ficando portanto fora dos eventos econômicos transformadores ocorridos nas décadas seguintes, com destaque para o *boom* de *commodities* entre 2003 e 2014 e para a desindustrialização e reprimarização acelerada experimentada por diversos países da região. Há, portanto, uma janela analítica oportuna, a análise de como o MSTL se comporta quando aplicado a economias predominantemente primário-exportadoras, em um período marcado por choques de preços de *commodities* sem precedentes históricos.

Com isso buscou-se estender à América Latina o procedimento econométrico proposto por García-

Duch (2025) para a Zona do Euro, aplicando-o às seis maiores economias da região (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) no período 1996-2019. A escolha do recorte temporal busca capturar fases distintas da economia regional latino-americana: i) a normalização institucional pós-abertura comercial nos anos 1990; ii) o *boom* de *commodities* dos anos 2000; iii) e a fase de desaceleração e ajuste estrutural pós-2014.

Nesse sentido, a amostra de países concentra mais de 85% do PIB regional e captura significativa heterogeneidade na composição produtiva, abrangendo desde economias fortemente concentradas em *commodities* (Chile, Peru) até economias com base manufatureira relevante via integração produtiva regional (México). Metodologicamente, adota-se integralmente o procedimento empírico de García-Duch (2025), utilizando microdados do COMTRADE no nível SITC três dígitos, classificados segundo a taxonomia tecnológica de Lall (2000), aplicando o *bounds testing* ARDL de Pesaran, Shin e Smith (2001) operacionalizado via Modelos de Correção de Erros (UECM e RECM), e estimando as elasticidades por sistemas iterados (SUR para exportações, 3SLS para importações).

Os achados deste trabalho são os seguintes. Primeiro, o MSTL não se mostrou um preditor estatisticamente robusto das taxas de crescimento observadas para a América Latina no período analisado: a regressão de validação proposta por McGregor e Swales (1985) rejeita conjuntamente as hipóteses nulas de intercepto zero e inclinação unitária, e o R^2 próximo de zero confirma a ausência de poder preditivo do modelo no painel ano-país. Segundo, e mais relevante, a versão agregada da Lei de Thirlwall apresenta desempenho preditivo superior ao da MSTL para a região, com desvio absoluto médio de 1,2 p.p. contra 2,8 p.p. do modelo multissetorial, resultado este inverte o padrão reportado por García-Duch (2025) para a Zona do Euro, onde a MSTL supera a TL. Terceiro, a interpretação econômica dessa inversão remete à estrutura produtiva regional: os setores de produtos primários (PRIM) e baseados em recursos (RES), que dominam a pauta exportadora latino-americana, apresentam elasticidades-renda predominantemente baixas, próximas de zero ou mesmo negativas, sugerindo que o crescimento das exportações de *commodities* é dirigido principalmente pelos preços internacionais, e não pela renda dos parceiros, conforme apontado pela tradição estruturalista desde Prebisch.

O artigo organiza-se da seguinte forma. A Seção 2 sintetiza o referencial teórico e a literatura empírica precedente, com ênfase nas contribuições estruturalistas e pós-keynesianas que fundamentam a hipótese de restrição externa. A Seção 3 deriva formalmente o modelo de crescimento com restrição no balanço de pagamentos em suas formas agregada e multissetorial. A Seção 4 apresenta a construção da base de dados, incluindo a harmonização tecnológica via classificação Lall (2000) e a construção da *proxy* de renda externa ponderada. A Seção 5 expõe os resultados das estimações, organizada em três subseções: 5.1, propriedades estocásticas das séries; 5.2, estimação das elasticidades setoriais via UECM e RECM; e 5.3, cálculo das previsões da MSTL e validação estatística. Por

fim, a Seção 6 apresenta as considerações finais.

2 Referencial Teórico e Literatura Empírica

O crescimento econômico com restrição externa é um tópico recorrente na literatura que busca entender o baixo e volátil crescimento de longo prazo das economias periféricas, fenômeno frequentemente explicado pela restrição do balanço de pagamentos (*Balance-of-payments-constrained economic growth*) (JAYME JR, 2007; JAYME JR; RESENDE, 2009). A formalização original de Thirlwall (1979) postula que a taxa de crescimento de equilíbrio da balança de pagamentos é determinada pela razão entre o crescimento das exportações (x_t) e a elasticidade-renda da demanda por importações (π). Jayme Jr e Resende (2009) apontam, na linha estruturalista, que a causa central da restrição externa brasileira é o subdesenvolvimento do Sistema de Inovação, que limita a capacidade de produzir bens de maior elasticidade-renda e força a importação desses produtos, agravando a restrição.

A extensão multissetorial proposta por Araujo e Lima (2007) aprofunda essa análise ao demonstrar que as elasticidades-renda agregadas (π e ε) são, na verdade, médias ponderadas das elasticidades setoriais, com pesos dados pelas participações de cada setor no comércio total. Essa reformulação evidencia que mudanças na composição da pauta comercial alteram o teto de crescimento da economia, mesmo sem mudanças na renda dos parceiros. Missio et al. (2015) apresentam evidências *cross-country* de que países com taxa de câmbio real mais desvalorizada apresentam maior diversificação produtiva e elasticidades de exportação mais favoráveis, reforçando a tese de que a TCR pode atuar como instrumento de transformação estrutural endógena.

No plano empírico multissetorial, Gouvêa e Lima (2010) testam tanto a TL original quanto a MSTL para países latino-americanos (Argentina, Brasil, Colômbia e México) e asiáticos no período 1962-2006, encontrando que a MSTL é validada para todos os oito países, enquanto a TL agregada falha para a Coreia do Sul. Romero, Silveira e Jayme Jr (2011) aplicam a MSTL ao caso brasileiro com classificação em três blocos tecnológicos e cointegração via VECM, reproduzindo com boa precisão a taxa de crescimento brasileira de longo prazo. Romero e McCombie (2016) estimam funções setoriais de exportação e importação para 14 países europeus desenvolvidos no período 1984-2007, com classificação tecnológica em cinco setores e VECM combinado com painéis *cross-product*, confirmando elasticidades-renda sistematicamente mais altas em setores de média e alta tecnologia e validando a MSTL para todos os 14 países.

García-Duch (2025) estima a MSTL para nove economias da Zona do Euro no período 1992-2019 utilizando microdados do COMTRADE no nível SITC três dígitos com classificação tecnológica de Lall (2000), e desenvolve uma estratégia econométrica baseada em sistemas iterados de equações:

SUR para exportações e 3SLS para importações, no marco do *bounds testing* ARDL proposto por Pesaran, Shin e Smith (2001). As previsões da MSTL apresentam desvio absoluto médio de apenas 0,43 pontos percentuais em relação às taxas observadas.

3 O Modelo de Crescimento em Restrição na Balança de Pagamentos Multissetorial

Esta seção apresenta o modelo originalmente desenvolvido por Thirlwall (1979), expandido para sua versão multissetorial por Araujo e Lima (2007), e mais recentemente revisitado por García-Duch (2025).

Assume-se uma economia aberta com n setores, em que o comércio exterior é o único componente autônomo da demanda agregada. Para cada setor i, as funções de demanda por exportações e importações são dadas pelas equações (1) e (2):

$$X_{it} = x_{io} \cdot \left(\frac{P_{it}}{Pf_{it} E_t} \right)^{\gamma_{i1}} \cdot Z_t^{\varphi_i} \tag{1}$$

$$M_{it} = m_{io} \cdot \left(\frac{Pf_{it} E_t}{P_{it}} \right)^{\gamma_{i2}} \cdot Y_t^{\psi_i} \tag{2}$$

Em que:

- X_{it}, M_{it}: Volumes de exportações e importações do setor i no período t;
- P_{it}, Pf_{it}: Preços domésticos e preços externos do setor i;
- E_t: Taxa de câmbio nominal no período t;
- Y_t, Z_t: Renda doméstica e renda externa no período t;
- γ_{i1}, γ_{i2}: Elasticidades-preço da demanda ($\gamma < 0$);
- φ_i, ψ_i: Elasticidades-renda da demanda por exportações e importações ($\varphi, \psi > 0$).

Nesse sentido, temos a identidade na equação (3) como sendo a condição de equilíbrio na conta corrente em termos nominais, condição necessária para a Lei de Thirlwall, em que o crescimento é constrangido pelo Balanço de Pagamentos e temos equilíbrio na conta corrente no longo prazo:

$$P_t \cdot X_t = Pf_t \cdot E_t \cdot M_t \tag{3}$$

Assim, transformando as equações (1), (2) e (3) em taxas de crescimento (representadas por letras minúsculas como a diferença em log), temos as equações (4), (5) e (6):

$$x_i = \gamma_{i1}(p_i - e - pf_i) + \varphi_i z_i \tag{4}$$

$$m_i = \gamma_{t2}(pf_i + e - p_i) + \psi_i y_i \tag{5}$$

$$p + x = m + pf + e \tag{6}$$

Sob a hipótese de Paridade do Poder de Compra ou de que a condição de Marshall-Lerner é apenas satisfeita, implicando que $(1+\gamma_1+\gamma_2) \approx 0$, o termo de preços relativos torna-se desprezível no longo prazo, e obtém-se a versão forte da Lei de Thirlwall, equação (7).

$$y^{TL} = \frac{\varphi z}{\psi} \tag{7}$$

Na versão multissetorial proposta por Araujo e Lima (2007), com base na noção de integração vertical de Pasinetti (1981), permitem-se múltiplos setores com diferentes elasticidades-renda. Assumindo $n > 1$ e neutralidade de preços no longo prazo, as taxas de crescimento agregadas são médias ponderadas das taxas setoriais:

$$x = \sum_{i=1}^{n}(\mu_i x_i) \quad \text{e} \quad m = \sum_{i=1}^{n}(\lambda_i m_i) \tag{8}$$

Substituindo $x_i = \varphi_i z$ e $m_i = \psi_i y$ (das equações (4) e (5) sob neutralidade de preços em (9), obtém-se:

$$x = z\sum_{i=1}^{n}(\mu_i \varphi_i) \quad \text{e} \quad m = y\sum_{i=1}^{n}(\lambda_i \psi_i) \tag{9}$$

Em que:

- μ_i: Participação do setor i nas exportações totais;
- λ_i: Participação do setor i nas importações totais;
- A soma das participações setoriais é 1 (100%): $\sum \mu_i = \sum \lambda_i = 1$.

Substituindo estas funções na condição de equilíbrio, obtemos a Lei de Thirlwall Multissetorial (11):

$$y^{MSTL} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\mu_i \varphi_i)}{\sum_{i=1}^{n}(\lambda_i \psi_i)} \cdot z \tag{10}$$

Nesta equação, a taxa de crescimento de longo prazo depende não apenas de z, mas da estrutura produtiva. O numerador ($\sum \mu_i \varphi_i$) é a elasticidade-renda média ponderada das exportações, onde setores tecnologicamente avançados tendem a ter φ_i maiores, elevando o potencial de crescimento. O denominador ($\sum \lambda_i \psi_i$) é a elasticidade-renda média ponderada das importações, de maneira que, se o consumo doméstico depende de importações de alta elasticidade, o teto de crescimento é restringido.

4 Construção da Base de Dados

Com o objetivo de operacionalizar o modelo multissetorial e estimar as elasticidades para a América Latina, construiu-se uma base de dados em painel harmonizada, abrangendo o período 1996-2019 para as seis maiores economias da região (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru). A janela temporal busca capturar período longo o suficiente para identificar relações de longo prazo nos modelos ARDL, evitando eventos econômicos *sui generis* como a abertura comercial de algumas dessas economias na primeira metade da década de 1990, bem como a crise da pandemia da COVID-19 a partir de 2020. Foram unificadas três fontes: i) os microdados de comércio exterior da plataforma UN *Comtrade*, acessados pelo portal *World Integrated Trade Solution* (WITS); ii) os indicadores macroeconômicos do CEPALSTAT (CEPAL); e iii) os agregados do *World Development Indicators* (WDI) do Banco Mundial.

Os dados de exportação e importação foram extraídos da base UN *Comtrade* sob a classificação *Standard International Trade Classification* (SITC, Revisão 3), no nível de três dígitos. Procedeu-se à harmonização tecnológica utilizando a taxonomia proposta por Lall (2000): os códigos SITC foram reclassificados em cinco categorias de intensidade tecnológica: i) Produtos Primários (PRIM); ii) Baseados em Recursos Naturais (RES); iii) Baixa Tecnologia (LOW); iv) Média Tecnologia (MED); e v) Alta Tecnologia (HIGH). Itens não-industriais ou transações especiais (ouro monetário, obras de arte) foram excluídos, seguindo García-Duch (2025).

A Tabela 1 apresenta a evolução da conta corrente como percentual do PIB. Observa-se padrão recorrente de déficit ao longo do período, com média variando entre -0,59% (Argentina) e -2,85% (Colômbia). Esse padrão de déficits estruturais persistentes motiva a investigação da hipótese de restrição externa para essas economias.

A Tabela 2 apresenta a composição setorial das exportações e importações nos anos inicial e final do período. Na pauta exportadora, observa-se a manutenção da concentração em setores PRIM e RES nos países sul-americanos: Argentina, Chile, Colômbia e Peru concentram, em 2019, mais de 70% de suas exportações nessas duas categorias. O Brasil mantém pauta mais diversificada, embora com expansão da participação primária (de 24,1% em 1996 para 44,2% em 2019). O México apresenta

Tabela 1 – Conta corrente (% do PIB) - países da América Latina, 1996-2019

iso code	country	y1996	y2000	y2007	y2019	media
ARG	Argentina	-2.49	-3.16	2.10	-0.78	-0.59
BRA	Brasil	-2.73	-4.05	-0.20	-3.41	-2.37
CHL	Chile	-3.92	-1.15	5.06	-5.21	-1.61
COL	Colombia	-4.78	0.85	-2.98	-4.58	-2.85
MEX	México	-0.58	-2.53	-0.84	-0.30	-1.43
PER	Peru	-6.59	-2.99	1.43	-0.73	-2.31

padrão oposto, com 51,4% de exportações classificadas como Média Tecnologia em 2019, refletindo a integração produtiva via NAFTA. A pauta importadora é mais homogênea, com predominância dos setores MED (32,7%-41,4%) e HIGH (14,1%-24,9%) em 2019.

Tabela 2 – Composição setorial das exportações (X) e importações (M) por país, 1996 e 2019

	Exportações					**Importações**				
País-Ano	HIGH	MED	LOW	PRIM	RES	HIGH	MED	LOW	PRIM	RES
ARG 1996	0.020	0.153	0.090	0.521	0.216	0.173	0.473	0.126	0.062	0.166
ARG 2019	0.014	0.142	0.022	0.642	0.180	0.205	0.414	0.106	0.111	0.165
BRA 1996	0.042	0.265	0.150	0.241	0.302	0.191	0.338	0.084	0.191	0.196
BRA 2019	0.040	0.178	0.037	0.442	0.303	0.207	0.377	0.093	0.122	0.201
CHL 1996	0.005	0.048	0.035	0.531	0.380	0.117	0.450	0.152	0.154	0.127
CHL 2019	0.008	0.042	0.022	0.445	0.483	0.153	0.331	0.166	0.174	0.177
COL 1996	0.017	0.108	0.120	0.626	0.129	0.182	0.381	0.120	0.129	0.188
COL 2019	0.021	0.123	0.055	0.634	0.167	0.217	0.327	0.135	0.109	0.213
MEX 1996	0.213	0.401	0.149	0.175	0.063	0.206	0.394	0.194	0.094	0.112
MEX 2019	0.221	0.514	0.087	0.105	0.072	0.249	0.378	0.130	0.085	0.157
PER 1996	0.007	0.020	0.094	0.594	0.286	0.151	0.369	0.118	0.188	0.174
PER 2019	0.005	0.030	0.052	0.329	0.584	0.141	0.348	0.157	0.154	0.200

A partir desses microdados, foram extraídos o Valor Nominal (em dólares correntes) e o Peso Líquido (em quilogramas) das transações setoriais. Para cada país i, setor tecnológico j e ano t, definem-se $V^X_{ijt} = \sum_{k\in j}$ Valor Nominal Exportado$_{ikt}$ e $Q^X_{ijt} = \sum_{k\in j}$ Peso Líquido Exportado$_{ikt}$, onde k indexa todos os produtos SITC três dígitos pertencentes ao agrupamento Lall j. As mesmas definições aplicam-se às importações setoriais.

Com os dados comerciais agregados por setor, calculou-se o Preço Unitário como *proxy* do preço médio setorial, definido pela razão[1] entre V_{ijt} e Q_{ijt}: $UV^X_{ikt} = V^X_{ikt}/Q^X_{ikt}$ e $UV^M_{ikt} = V^M_{ikt}/Q^M_{ikt}$. A construção dos preços setoriais seguiu etapas distintas: i) para cada produto SITC-3, calculou-se a primeira diferença logarítmica do preço unitário; ii) agregaram-se essas variações em índices setoriais, ponderados pelo valor transacionado de cada produto:

[1] Para os produtos com peso líquido ausente (cerca de 8% das observações), aplicou-se imputação pela mediana regional do produto-ano.

$$\Delta \ln P^X_{ijt} = \sum_{k \in j} \frac{V^X_{ikt}}{\sum_{k' \in j} V^X_{ik't}} \cdot \Delta \ln UV^X_{ikt} \tag{11}$$

procedimento análogo gera $\Delta \ln P^M_{ijt}$; e iii) os níveis logarítmicos foram reconstruídos por soma cumulativa das diferenças, tomando o primeiro ano como base: $\ln P^X_{ijt} = \sum_{s=1}^{t} \Delta \ln P^X_{ijs}$ e analogamente para importações. Esse procedimento evita problemas de comparabilidade entre países e setores que ocorreriam com o uso de níveis brutos heterogêneos.

Define-se então o Preço Relativo Setorial (RP_{ijt}) como a diferença, em logaritmos, entre os preços de exportação e importação no setor: $\ln RP_{ijt} = \ln P^X_{ijt} - \ln P^M_{ijt}$. Essa medida pode ser interpretada como termos de troca setoriais. Optou-se por essa especificação em substituição à deflação por índice externo (como o deflator do PIB norte-americano) porque preserva a granularidade setorial dos termos de troca e é diretamente comparável aos preços relativos utilizados por García-Duch (2025), fio condutor metodológico.

As variáveis dependentes do modelo, X_{ijt} e M_{ijt}, são obtidas pela deflação do valor nominal pelo respectivo preço setorial: $\ln X_{ijt} = \ln V^X_{ijt} - \ln P^X_{ijt}$ e $\ln M_{ijt} = \ln V^M_{ijt} - \ln P^M_{ijt}$. Como os dados do UN Comtrade já estão denominados em dólares norte-americanos, não há necessidade de conversão por taxa de câmbio nominal. Essa abordagem é equivalente em termos de elasticidades à adotada em García-Duch (2025), que adicionalmente deflaciona pela taxa de câmbio.

O segundo pilar do painel consistiu na agregação das variáveis macroeconômicas domésticas, obtidas do CEPALSTAT: Y_{it} (Produto Interno Bruto, renda doméstica, variável dependente do modelo de demanda agregada); C_{it} (Consumo Final das Famílias, instrumento exógeno na regressão de primeiro estágio para tratar a endogeneidade de Y_{it}); e X^{tot}_{it} (Volume Total de Exportações, igualmente instrumento exógeno). A escolha desses instrumentos segue García-Duch (2025) e baseia-se no fato de que, ambas as variáveis são determinantes contemporâneos do PIB pela ótica da demanda e apresentam exogeneidade plausível em relação aos resíduos da equação de importações setoriais.

A variável Z_{it}, que representa a renda dos parceiros comerciais e determina a demanda por exportações setoriais do país i, foi construída como uma *proxy* ponderada pelos *shares* médios de exportação por parceiro, estratégia mais robusta que o uso de uma *proxy* global única (PIB mundial) ou regional (PIB da OCDE). Para cada país i, calculou-se primeiro, a partir dos dados desagregados do UN Comtrade, o *share* médio de cada parceiro comercial p no total exportado pelo país i ao longo de 1994-2019:

$$\omega_{ip} = \frac{1}{T} \sum_{t=1994}^{2019} \frac{V^X_{ipt}}{\sum_{p'} V^X_{ip't}} \tag{12}$$

A *proxy* de renda externa é então construída como média ponderada[2] do PIB real (em dólares constantes de 2015, do WDI) dos parceiros:

$$Z_{it} = \sum_{p} \omega_{ip} \cdot Y_{pt}^{real} \tag{13}$$

Essa construção permite que cada país tenha uma *proxy* de renda externa específica à sua estrutura de comércio,o México, por exemplo, terá Z_{it} dominada pela dinâmica do PIB norte-americano, enquanto os sul-americanos refletirão uma média ponderada mais heterogênea entre Ásia (notadamente China) e União Europeia. Além disso, fixar os pesos ω_{ip} na média histórica evita endogeneidade espúria que apareceria com pesos contemporâneos. Por fim, todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural; as taxas de crescimento (primeiras diferenças logarítmicas, $\Delta\ln$) foram calculadas para garantir a estacionariedade das séries no modelo UECM.

5 Estimação

5.1 Teste de Raiz Unitária

A coexistência de séries integradas de ordens distintas, $I(0)$ e $I(1)$, pode invalidar técnicas clássicas de cointegração. Considerando que o painel é caracterizado por séries temporais relativamente curtas ($T = 24$), optou-se por seguir García-Duch (2025), aplicando testes individuais a cada série país-variável e sintetizando os resultados em frequências de rejeição. Foram empregados dois testes complementares: o DF-GLS de Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (hipótese nula: presença de raiz unitária) e o KPSS de Kwiatkowski et al. (1992) (hipótese nula: estacionariedade). Quando os dois testes apontam na mesma direção, há evidência robusta sobre a ordem de integração; quando divergem, a evidência é mista, situação em que o uso da abordagem ARDL torna-se ainda mais justificado.

Os testes foram aplicados a cada combinação de país e variável, totalizando 48 testes para variáveis macroeconômicas (8 variáveis × 6 países) e 240 para variáveis setoriais ($8 \times 5 \times 6$). A Tabela 3 sintetiza os resultados, reportando o percentual de séries que falham em rejeitar a presença de raiz unitária no DF-GLS e que rejeitam a estacionariedade no KPSS, ambos ao nível de 5%.

Os resultados são coerentes. Para as variáveis macroeconômicas em nível, todos os testes apontam comportamento não estacionário: 100% das séries de $\ln Y_{it}$, $\ln Z_{it}$, $\ln C_{it}$ e $\ln X_{it}^{tot}$ falham em rejeitar raiz unitária no DF-GLS, e 100% rejeitam estacionariedade no KPSS. Em primeira diferença, o cenário se inverte ($\Delta\ln Z_{it}$, por exemplo, apresenta apenas 33,3% de falhas no DF-GLS e nenhuma no KPSS),

[2] A soma corre sobre todos os parceiros comerciais relevantes, após exclusão de agregados, zonas especiais e territórios não-soberanos.

Tabela 3 – Síntese dos testes de estacionariedade (% de séries que falham ao 5%)

Escopo	Variável	n	% falha DF-GLS	% falha KPSS
macro	`dif_consum`	6	66,7	16,7
	`dif_exp`	6	100,0	16,7
	`dif_fincome`	6	33,3	0,0
	`dif_income`	6	66,7	0,0
	`ln_consum`	6	100,0	100,0
	`ln_exports`	6	100,0	100,0
	`ln_fincome`	6	100,0	100,0
	`ln_income`	6	100,0	100,0
setor	`dif_rprices`	30	40,0	0,0
	`dif_tech_exp`	30	60,0	10,0
	`dif_tech_imp`	30	56,7	0,0
	`ln_mprice`	30	86,7	86,7
	`ln_xprice`	30	90,0	96,7
	`rprices`	30	83,3	46,7
	`tech_exports`	30	100,0	56,7
	`tech_imports`	30	93,3	66,7

caracterizando essas séries como $I(1)$. As séries setoriais de comércio exterior apresentam padrão semelhante: $\ln X_{ijt}$ e $\ln M_{ijt}$ exibem alta proporção de falhas em rejeitar raiz unitária em nível (100% e 93,3% no DF-GLS, respectivamente), confirmando comportamento $I(1)$; em primeira diferença, corrobora-se a estacionariedade.

Os preços relativos setoriais ($\ln RP_{ijt}$) apresentam, contudo, resultado misto: 83,3% de falhas no DF-GLS, mas apenas 46,7% no KPSS, sugerindo que aproximadamente metade dessas séries comporta-se como $I(0)$ diretamente em nível, fenômeno consistente com os achados de García-Duch (2025) para a Zona do Euro. A coexistência de variáveis com diferentes ordens de integração invalida o uso direto de técnicas clássicas e valida a escolha da abordagem ARDL *bounds testing* de Pesaran, Shin e Smith (2001), consistente e assintoticamente eficiente independentemente de as variáveis serem $I(0)$, $I(1)$ ou apresentarem mistura entre ambos os comportamentos.

5.2 Estimação das Elasticidades

A estratégia empírica divide-se em quatro etapas: i) especificação do Modelo de Correção de Erros Irrestrito (UECM); ii) verificação da existência de relação cointegrante via teste F-bounds; iii) cálculo das elasticidades-renda de longo prazo; e iv) estimação do Modelo de Correção de Erros Restrito (RECM) para obtenção das elasticidades de curto prazo, parâmetros que efetivamente alimentam o cálculo da MSTL na subseção seguinte. Seguindo García-Duch (2025), utiliza-se conjuntamente o método SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) para as equações de exportação e o método 3SLS (Mínimos Quadrados em Três Estágios) para as equações de importação. Essa combinação lida si-

multaneamente com (i) a endogeneidade da renda doméstica na equação de importações, dado que Y_{it} e M_{ijt} são determinadas conjuntamente pela demanda agregada, e (ii) a correlação contemporânea não observada entre os termos de erro das equações de diferentes países dentro de um mesmo setor tecnológico, esperada por choques externos comuns à região.

O UECM é a forma reparametrizada de um ARDL(1,1,1) que combina, em uma única equação, dinâmicas de curto prazo (variáveis em primeira diferença) e a relação de longo prazo (variáveis defasadas em nível). Para cada país i, setor tecnológico j, e ano t:

Demanda por Exportações Setoriais (UECM)

$$\Delta \ln X_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Z_{it} + \beta_2 \Delta \ln RP_{ijt} + \lambda_x \ln X_{ij,t-1} + \gamma_1 \ln Z_{i,t-1} + \gamma_2 \ln RP_{ij,t-1} + \varepsilon_{1ijt} \tag{14}$$

Demanda por Importações Setoriais (UECM)

$$\Delta \ln M_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln Y_{it} + \alpha_2 \Delta \ln RP_{ijt} + \lambda_m \ln M_{ij,t-1} + \delta_1 \ln Y_{i,t-1} + \delta_2 \ln RP_{ij,t-1} + \varepsilon_{2ijt} \tag{15}$$

onde Δ representa a primeira diferença logarítmica (taxa de crescimento) e os termos $\ln X_{ij,t-1}$ e $\ln M_{ij,t-1}$ capturam a dinâmica de longo prazo. Os parâmetros λ_x e λ_m representam as velocidades de ajuste implícitas (que devem ser negativas e estatisticamente significantes para que a relação cointegrante seja válida), enquanto os pares (γ_1, γ_2 e δ_1, δ_2) permitem extrair as elasticidades-renda e preço-relativo de longo prazo.

Para tratar a endogeneidade da renda doméstica Y_{it} na equação de demanda por importações, o sistema incorpora uma regressão de primeiro estágio em que $\Delta \ln Y_{it}$ é projetada contra os instrumentos exógenos crescimento do consumo final ($\Delta \ln C_{it}$) e crescimento das exportações totais ($\Delta \ln X_{it}^{tot}$):

Primeiro Estágio – Instrumentalização da Renda Doméstica

$$\Delta \ln Y_{it} = \theta_0 + \theta_1 \Delta \ln C_{it} + \theta_2 \Delta \ln X_{it}^{tot} + \theta_3 \Delta \ln RP_{ijt} + \theta_4 \ln M_{ij,t-1} + \theta_5 \ln Y_{i,t-1} + \theta_6 \ln RP_{ij,t-1} + v_{ijt} \tag{16}$$

O sistema é estimado em conjunto para os seis países dentro de cada setor tecnológico, ganhando eficiência ao explicitar a estrutura de correlação contemporânea dos resíduos. As estimações foram conduzidas em R.

A validade da especificação UECM como modelo de correção de erros depende da existência de relação cointegrante. Aplicou-se o teste F-bounds proposto por Pesaran, Shin e Smith (2001), que testa $H_0 : \lambda_x = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ (ausência de cointegração) contra a alternativa de que pelo menos um coeficiente é diferente de zero. A vantagem desse teste sobre Engle-Granger ou Johansen é sua robustez à mistura de variáveis $I(0)$ e $I(1)$. A inferência baseia-se em duas regiões críticas: o limite inferior $I(0)$ e o limite superior $I(1)$. Estatísticas F acima do limite superior rejeitam H_0 inequivocamente,

abaixo do limite inferior não rejeitam, e entre os dois limites a evidência é inconclusiva. Para amostras pequenas ($T = 24$), utilizam-se os valores críticos ajustados de Narayan (2004), que para 5% e Caso III (intercepto sem tendência) são $I(0) = 4{,}27$ e $I(1) = 5{,}47$.

A Tabela 4 apresenta as estatísticas F-bounds para cada par país-setor. Aproximadamente 60% das equações de exportação e 50% das equações de importação apresentam estatística F acima do limite superior, evidenciando cointegração robusta. Acima do limite inferior, ainda dentro da zona de evidência, encontram-se mais 13% das exportações e 17% das importações. Esse padrão é compatível com o reportado em García-Duch (2025) para a Zona do Euro (62% e 57%, respectivamente) e valida a aplicação do procedimento ARDL para o painel latino-americano. Casos individuais com F abaixo do limite inferior, como Peru-MED e Argentina-MED nas exportações, ou Argentina-RES e México-HIGH nas importações, sinalizam relações de longo prazo menos estáveis para combinações específicas.

Tabela 4 – F-bounds test - estatísticas por país e setor (5%: $I(0) = 4,27$; $I(1) = 5,47$)

país	$PRIM_x$	RES_x	LOW_x	MED_x	$HIGH_x$	$PRIM_m$	RES_m	LOW_m	MED_m	$HIGH_m$
ARG	8.85	8.82	4.77	1.66	3.12	7.96	1.81	2.16	7.56	2.25
BRA	8.01	4.12	9.21	4.07	1.36	3.68	3.79	3.62	4.03	4.98
CHL	9.86	10.71	7.20	11.48	2.21	8.80	7.10	14.94	6.16	3.68
COL	6.53	3.41	1.59	8.88	4.69	1.43	2.33	9.52	4.90	17.29
MEX	8.64	12.20	11.40	10.35	5.31	3.41	10.17	15.67	3.79	1.86
PER	3.10	3.88	3.06	0.92	3.86	5.27	11.17	9.98	2.25	3.04

Confirmada a relação cointegrante para a maior parte das equações, as elasticidades-renda de longo prazo são calculadas pela razão negativa entre o coeficiente da variável de renda em nível defasado e o coeficiente da variável dependente em nível defasado: $\phi_{ij}^{LP} = -\gamma_1/\lambda_x$ para exportações e $\psi_{ij}^{LP} = -\delta_1/\lambda_m$ para importações. Para que a interpretação econômica seja coerente, espera-se $\lambda_x < 0$ e $\lambda_m < 0$ (ajuste convergente) e $\gamma_1, \delta_1 > 0$ (relações positivas entre renda externa-exportações e renda doméstica-importações), produzindo $\phi^{LP}, \psi^{LP} > 0$.

Com as elasticidades em mãos, constrói-se o Termo de Correção de Erros (ECT), que mede o desequilíbrio em relação à relação cointegrante de longo prazo: $ECT_{ijt}^{X} = \ln X_{ijt} - \phi_{ij}^{LP} \cdot \ln Z_{it} - \rho_{ij}^{LP,X} \cdot \ln RP_{ijt}$ e analogamente para importações (ECT_{ijt}^{M}). Construído o ECT, reespecificam-se os modelos em sua forma restrita (RECM), em que as variáveis em nível defasadas são substituídas pelo termo $ECT_{ij,t-1}$, com coeficiente α que captura a velocidade de ajuste:

Demanda por Exportações Setoriais (RECM)

$$\Delta \ln X_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Z_{it} + \beta_2 \Delta \ln RP_{ijt} + \alpha_x \cdot ECT_{ij,t-1}^{X} + \varepsilon_{1ijt} \tag{17}$$

Demanda por Importações Setoriais (RECM)

$$\Delta \ln M_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln Y_{it} + \alpha_2 \Delta \ln RP_{ijt} + \alpha_m \cdot ECT^{M}_{ij,t-1} + \varepsilon_{2ijt} \tag{18}$$

Os coeficientes β_1 e α_1 fornecem diretamente as elasticidades-renda de curto prazo, ϕ^{CP}_{ij} e ψ^{CP}_{ij}, parâmetros que alimentam o cálculo da MSTL. Os coeficientes α_x e α_m representam as velocidades de ajuste e devem situar-se em $(-1,0)$ para que a dinâmica seja convergente.

Tabela 5 – Elasticidades-renda das exportações: longo prazo (UECM), curto prazo (RECM) e velocidade de ajuste

Setor	País	ϕ_{LP}	ϕ_{CP}	α	F_{bound}
PRIM	ARG	-0,279	-0,848	-0,713	8,85
	BRA	0,960	-0,969	-0,460	8,01
	CHL	0,312	-1,507	-0,558	9,86
	COL	-0,108	0,034	-0,075	6,53
	MEX	-0,831	2,230	-0,785	8,64
	PER	0,822	1,112	-0,563	3,10
RES	ARG	-13,295	1,128	0,006	8,82
	BRA	1,054	1,356	-0,368	4,12
	CHL	0,645	3,203	-0,702	10,71
	COL	0,417	0,975	-0,309	3,41
	MEX	1,599	9,137	-1,078	12,20
	PER	2,341	-0,708	-0,807	3,88
LOW	ARG	-2,145	2,672	-0,142	4,77
	BRA	4,004	4,311	-0,116	9,21
	CHL	0,626	2,067	-0,771	7,20
	COL	-0,507	5,894	0,031	1,59
	MEX	0,237	15,442	-1,160	11,40
	PER	-2,201	5,011	-0,265	3,06
MED	ARG	-3,007	3,159	-0,031	1,66
	BRA	4,038	8,333	-0,175	4,07
	CHL	0,466	9,149	-0,589	11,48
	COL	-0,419	2,848	-0,541	8,88
	MEX	2,577	12,013	-0,881	10,35
	PER	1,599	2,670	-0,203	0,92
HIGH	ARG	-1,459	2,780	-0,111	3,12
	BRA	-1,069	6,946	-0,047	1,36
	CHL	0,602	1,487	-0,266	2,21
	COL	0,843	-1,911	-0,491	4,69
	MEX	-0,080	10,657	-0,616	5,31
	PER	1,589	3,650	-0,608	3,86

A Tabela 5 revela um padrão heterogêneo entre setores e países nas elasticidades de exportação. Nos setores de média e alta tecnologia (MED e HIGH), observam-se elasticidades de curto prazo expressivas: Brasil ($\phi^{CP}_{MED} = 8,33$) e México ($\phi^{CP}_{MED} = 12,01$). O caso mexicano destaca-se em todos os setores manufaturados, com elasticidades de curto prazo entre 10 e 15. Valores dessa magnitude exce-

dem a faixa típica reportada na literatura empírica sobre elasticidades-renda (GARCÍA-DUCH, 2025; ROMERO; MCCOMBIE, 2016) e provavelmente refletem mais processos de mudança estrutural específicos, como o aprofundamento da integração produtiva via NAFTA e expansão das maquiladoras no período recortado, do que sensibilidade da demanda externa. Em contraste, os setores PRIM e RES apresentam elasticidades de curto prazo predominantemente baixas e, em diversos casos, negativas: Argentina-PRIM ($\phi^{CP} = -0,85$), Brasil-PRIM ($-0,97$), Chile-PRIM ($-1,51$). Esse comportamento atípico é teoricamente esperado para uma realidade primário-exportadora característica da estrutura produtiva latino-americana, em que o crescimento das exportações de *commodities* é dirigido fundamentalmente pelos preços internacionais, e não pela renda dos parceiros. Choques de preço de *commodities* tipicamente estão correlacionados com (mas não causados por) ciclos de demanda global.

A Tabela 6 mostra padrão mais homogêneo entre países para as importações. Nos setores MED e HIGH, todas as economias apresentam elasticidades de curto prazo entre 3 e 7, com Brasil-LOW destacando-se em valor extremo ($\psi^{CP} = 9,41$). Esse padrão é consistente com o quadro estruturalista de heterogeneidade: economias periféricas tendem a importar bens manufaturados de elasticidade-renda elevada, especialmente em setores tecnologicamente avançados, configurando uma das principais fontes da restrição externa ao crescimento.

As velocidades de ajuste (α) situam-se majoritariamente em $(-1,0)$, confirmando convergência dinâmica para a maioria das equações. Dos 60 valores reportados, apenas três escapam do intervalo (três com sinal positivo, sugerindo problemas pontuais de identificação, e dois ligeiramente abaixo de -1, indicando *overshooting* moderado), e esses casos coincidem em geral com pares para os quais o teste F-bounds não rejeitou ausência de cointegração. Os resultados indicam: elasticidades de exportação elevadas nos setores manufaturados, contrastando com elasticidades baixas ou negativas em PRIM e RES; e elasticidades de importação consistentemente elevadas em setores tecnologicamente avançados. Esses padrões serão decisivos para a interpretação da MSTL na próxima subseção.

Para garantir a confiabilidade estatística das elasticidades, aplicaram-se a cada uma das 60 equações dois testes complementares: o teste de Breusch-Godfrey (BG, H_0: ausência de autocorrelação) e o teste de Breusch-Pagan (BP, H_0: homocedasticidade). A Tabela 7 sintetiza o percentual de equações que rejeitam H_0 ao nível de 5%. Nas equações de exportação, nenhuma rejeita o BG e apenas 6,7% rejeitam o BP; nas equações de importação, 3,3% rejeitam o BG e 10% rejeitam o BP. Esses percentuais são compatíveis com os reportados em García-Duch (2025) para a Zona do Euro, e típicos de painéis com $T = 24$ anos onde se espera, por acaso, que aproximadamente 5% das equações apresentem falhas mesmo sob H_0 correta.

Finalmente, os diagnósticos validam os resultados das Tabelas 4, 5 e 6: eventuais discrepâncias

Tabela 6 – Elasticidades-renda das importações: longo prazo (UECM), curto prazo (RECM) e velocidade de ajuste

Setor	País	ψ_{LP}	ψ_{CP}	α	F_{bound}
PRIM	ARG	1,087	4,594	0,253	7,96
	BRA	0,098	3,860	-0,468	3,68
	CHL	0,391	-0,712	-0,696	8,80
	COL	0,741	1,610	-0,250	1,43
	MEX	-0,164	0,399	-0,442	3,41
	PER	0,455	1,311	-0,660	5,27
RES	ARG	0,838	2,864	-0,197	1,81
	BRA	1,125	3,080	-0,543	3,79
	CHL	0,984	3,094	-0,670	7,10
	COL	0,882	2,354	-0,404	2,33
	MEX	1,542	-0,036	-1,274	10,17
	PER	1,324	5,052	-0,963	11,17
LOW	ARG	1,914	3,267	-0,360	2,16
	BRA	4,907	9,407	-0,331	3,62
	CHL	1,700	5,540	-1,010	14,94
	COL	1,444	5,274	-0,827	9,52
	MEX	0,351	-1,077	-1,239	15,67
	PER	1,970	4,720	-0,853	9,98
MED	ARG	0,593	4,278	-0,337	7,56
	BRA	1,726	5,062	-0,327	4,03
	CHL	1,877	6,383	-0,441	6,16
	COL	0,332	3,200	-0,325	4,90
	MEX	2,105	4,886	-0,632	3,79
	PER	1,443	5,247	-0,399	2,25
HIGH	ARG	1,481	4,581	-0,326	2,25
	BRA	1,828	3,419	-0,628	4,98
	CHL	1,832	5,979	-0,493	3,68
	COL	0,971	7,018	-0,621	17,29
	MEX	1,274	6,094	-0,529	1,86
	PER	1,156	5,143	-0,392	3,04

Tabela 7 – % de equações que rejeitam H0 ao 5% nos testes residuais

n	BG M % falha	BP M % falha	BG X % falha	BP X % falha
30	3.3	10	0	6.7

entre previsões da MSTL e taxas observadas, discutidas a seguir, refletem características estruturais latino-americanas que o *framework* não capturou, dado o período e a metodologia escolhidos.

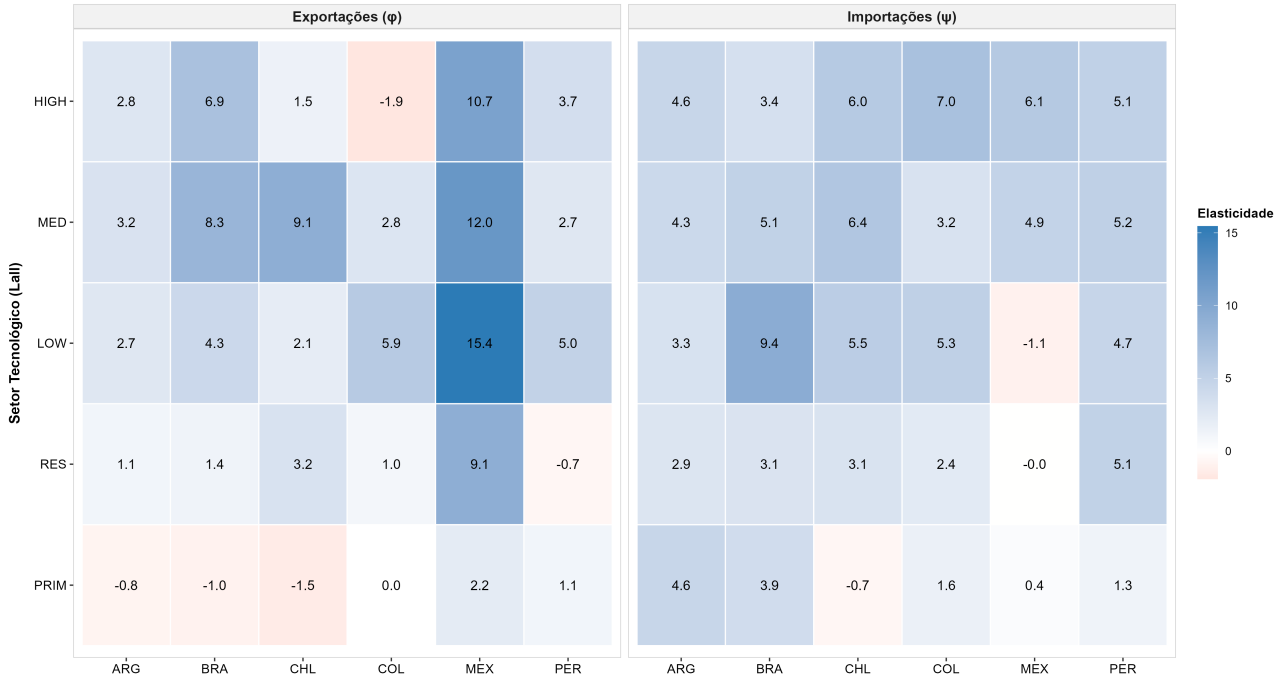


Figura 1 – Mapa de Calor das Elasticidades-Renda por Setor e País

5.3 Taxa de Crescimento MSTL e Validação do Modelo

Esta subseção é dividida em: i) construção das previsões MSTL por país; ii) comparação entre MSTL e Lei de Thirlwall agregada; e iii) validação estatística via regressão de McGregor e Swales (1985) sobre o painel ano-país. Retomando a equação derivada na Seção 3, a taxa de crescimento compatível com a restrição externa na forma multissetorial é dada por:

$$y_i^{MSTL} = \bar{z}_i \cdot \frac{\sum_{j=1}^{n} \mu_{ij} \phi_{ij}^{CP}}{\sum_{j=1}^{n} \lambda_{ij} \psi_{ij}^{CP}} \tag{19}$$

Para cada país i, três conjuntos de parâmetros entram no cálculo: as elasticidades-renda setoriais de curto prazo (ϕ_{ij}^{CP} e ψ_{ij}^{CP}), obtidas do RECM (Tabelas 5 e 6); os *shares* médios setoriais (μ_{ij} e λ_{ij}), calculados como média das participações setoriais em 1996-2019; e a taxa média de crescimento da renda externa ponderada ($\bar{z}_i$), calculada a partir da *proxy* Z_{it}. As previsões do TL agregado seguem analogamente, estimando uma única equação de exportação e uma de importação por país, sem desagregação setorial. A Tabela 8 sintetiza os principais resultados, apresentando para cada país as elasticidades-renda agregadas em ambos os modelos (MSTL e TL), as razões entre elasticidades, as taxas previstas, a observada e os desvios.

A Tabela 8 revela um padrão contraintuitivo. As razões de elasticidades implícitas no MSTL ($MSTL_{ratio}$) são predominantemente baixas: cinco dos seis países apresentam razões abaixo de 0,57, e três (Argentina, Colômbia e Peru) abaixo de 0,30. Como a previsão da MSTL multiplica essa razão pela taxa de crescimento da renda externa, as previsões são igualmente baixas: 0,6% para Argentina,

Tabela 8 – MSTL vs. TL agregado vs. taxa observada (médias 1996-2019)

País	$MSTL_{exp}$	$MSTL_{imp}$	$MSTL_{ratio}$	$\bar{z}_i$	y^{MSTL}	y^{obs}	$desvio^{MSTL}$	TL_{exp}	TL_{imp}	TL_{ratio}	y^{TL}	$desvio^{TL}$
ARG	0.693	4.018	0.172	0.033	0.006	0.021	0.015	6.012	4.889	1.230	0.041	-0.020
BRA	2.594	4.562	0.569	0.033	0.019	0.022	0.003	5.240	6.330	0.828	0.028	-0.006
CHL	1.211	4.294	0.282	0.035	0.010	0.038	0.028	8.554	6.390	1.339	0.047	-0.008
COL	0.937	3.954	0.237	0.026	0.006	0.032	0.025	2.548	5.393	0.472	0.012	0.019
MEX	10.429	3.222	3.237	0.025	0.081	0.024	-0.057	4.584	3.485	1.315	0.033	-0.009
PER	0.576	4.483	0.128	0.033	0.004	0.043	0.039	6.796	6.226	1.092	0.036	0.007

1,9% para Brasil, 1,0% para Chile, 0,6% para Colômbia e 0,4% para Peru. O único caso em que o MSTL prevê crescimento elevado é o México, com previsão de 8,1% derivada de uma razão de 3,24 (clara discrepância). Analisando os desvios, cinco dos seis países (todos exceto o México) apresentam crescimento observado superior ao previsto pela MSTL, com desvios variando de 0,3 p.p. no Brasil a 3,9 p.p. no Peru; o México apresenta desvio negativo de 5,7 p.p., com o modelo superestimando drasticamente seu crescimento. O desvio absoluto médio da MSTL é de 2,8 p.p., valor consideravelmente superior ao reportado por García-Duch (2025) para a Zona do Euro (0,43 p.p.).

Para investigar se as dificuldades preditivas refletem o recorte setorial ou limitações mais gerais do arcabouço, estimou-se uma versão agregada da Lei de Thirlwall (TL), reportada nas colunas TL_{exp} e TL_{imp}. O contraste é evidente: as razões de elasticidades agregadas (TL_{ratio}) são sistematicamente mais elevadas e próximas da unidade, com quatro dos seis países acima de 1, sinalizando capacidade estrutural de crescer acima da taxa dos parceiros. Como consequência, as taxas previstas pelo TL agregado são mais próximas das observadas: 4,1% para Argentina, 2,8% para Brasil, 4,7% para Chile, 1,2% para Colômbia, 3,3% para México e 3,6% para Peru. O desvio absoluto médio do TL agregado é de 1,2 p.p., menos da metade do desvio da MSTL.

A Figura 2 ilustra graficamente essa comparação. Para cada país, observa-se que a previsão do TL agregado (azul) está, em geral, mais próxima da taxa observada (verde) do que a previsão da MSTL (laranja). Os casos mais marcantes são Argentina, Chile, México e Peru, em que a MSTL erra por margens de 3 a 6 p.p. enquanto o TL agregado erra por menos de 2 p.p. Apenas no Brasil e na Colômbia a MSTL apresenta desempenho competitivo.

Esse resultado é o oposto do encontrado por García-Duch (2025) para a Zona do Euro, onde a MSTL supera o TL, e constitui o achado mais relevante deste trabalho. A estrutura setorial latino-americana é fortemente concentrada em produtos primários e baseados em recursos naturais, setores nos quais a Tabela 5 mostra elasticidades-renda de exportação predominantemente baixas ou negativas; como esses setores recebem peso elevado em μ_{ij}, o numerador da MSTL é puxado para baixo, gerando previsões subestimadas. Além disso, as elasticidades-renda calculadas no nível agregado

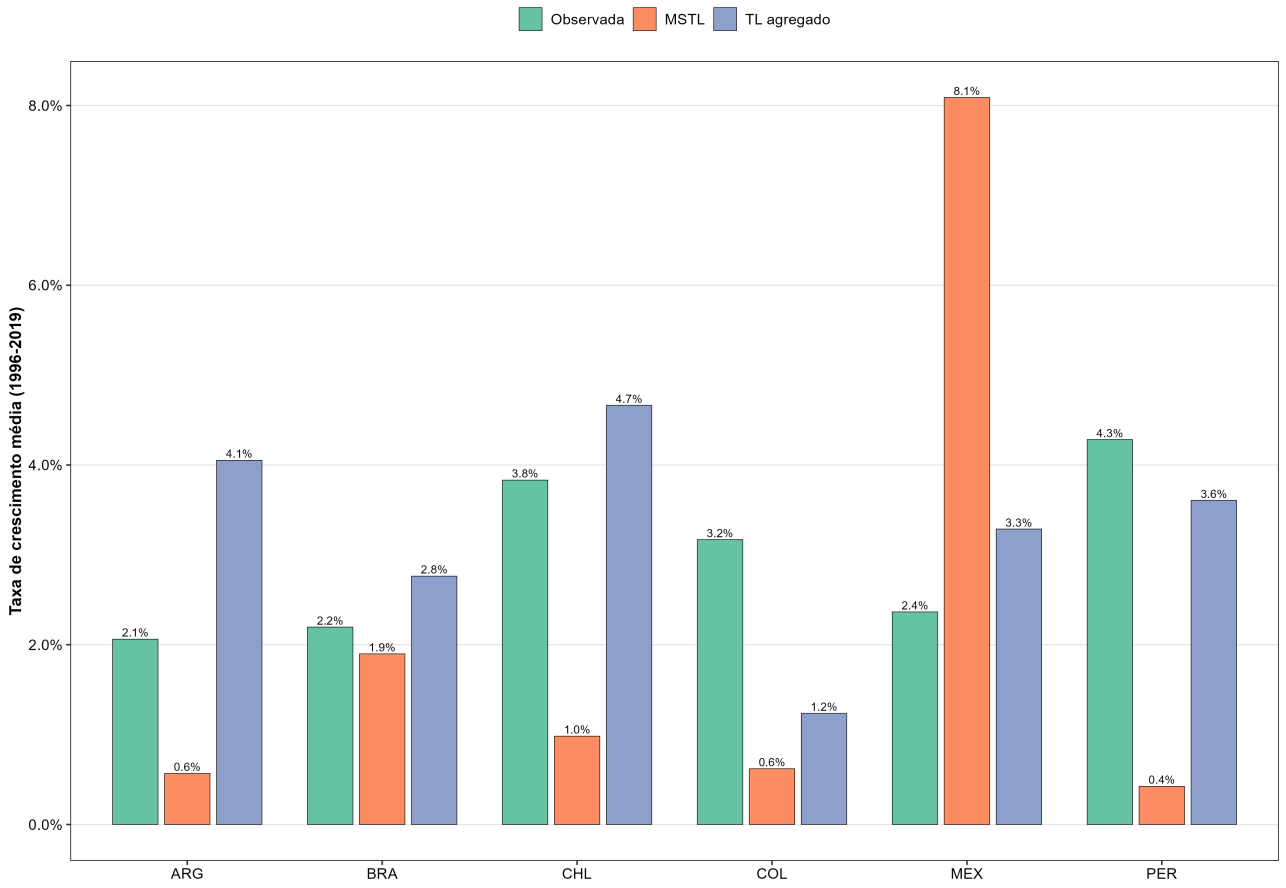


Figura 2 – Comparação entre as taxas de crescimento médio (MSTL e TL agregado)

(TL) capturam a totalidade da resposta das exportações à demanda externa, incluindo dinâmicas de preço e composição parcialmente perdidas na desagregação setorial.

Para validar formalmente o poder preditivo da MSTL, aplicou-se o procedimento de McGregor e Swales (1985), padrão na literatura recente (GARCÍA-DUCH, 2025; ROMERO; MCCOMBIE, 2016), regredindo as taxas observadas ano a ano sobre as previsões da MSTL: $y_{obs} = \alpha + \beta \cdot y_{MSTL}$. Sob H_0 de validade do modelo, espera-se $\alpha = 0$ e $\beta = 1$ (relação de identidade entre observado e previsto).

A Tabela 9 apresenta os resultados do teste para o painel completo ($n = 144$) e para o subconjunto que exclui Argentina e México ($n = 96$), identificados como casos extremos. No painel completo, o intercepto é 0,028 e altamente significante ($p < 0,001$), rejeitando $\alpha = 0$; o coeficiente da MSTL é 0,098 e estatisticamente não significativo ($p = 0,230$), distante da unidade, rejeitando $\beta = 1$ por margem ampla. O R^2 é de apenas 0,010. A exclusão de Argentina e México não melhora o ajuste: β passa a $-0,380$ (também não significativo, $p = 0,306$) e R^2 permanece em 0,011, demonstrando que o problema é generalizado entre as economias da região. A Figura 3 reforça visualmente o achado: a linha de regressão é virtualmente horizontal e distante da identidade de 45 graus, confirmando ausência de relação sistemática entre previsto e observado.

Tabela 9 – Regressão McGregor-Swales (com e sem ARG e MEX)

modelo	coeficiente	estimativa	erro padrao	p valor	sig
Completo ($n = 144$)	(Intercept)	0.028	0.003	0.000	***
Completo ($n = 144$)	y_{MSTL}	0.098	0.081	0.230	
Sem ARG e MEX ($n = 96$)	(Intercept)	0.037	0.004	0.000	***
Sem ARG e MEX ($n = 96$)	y_{MSTL}	-0.380	0.369	0.306	

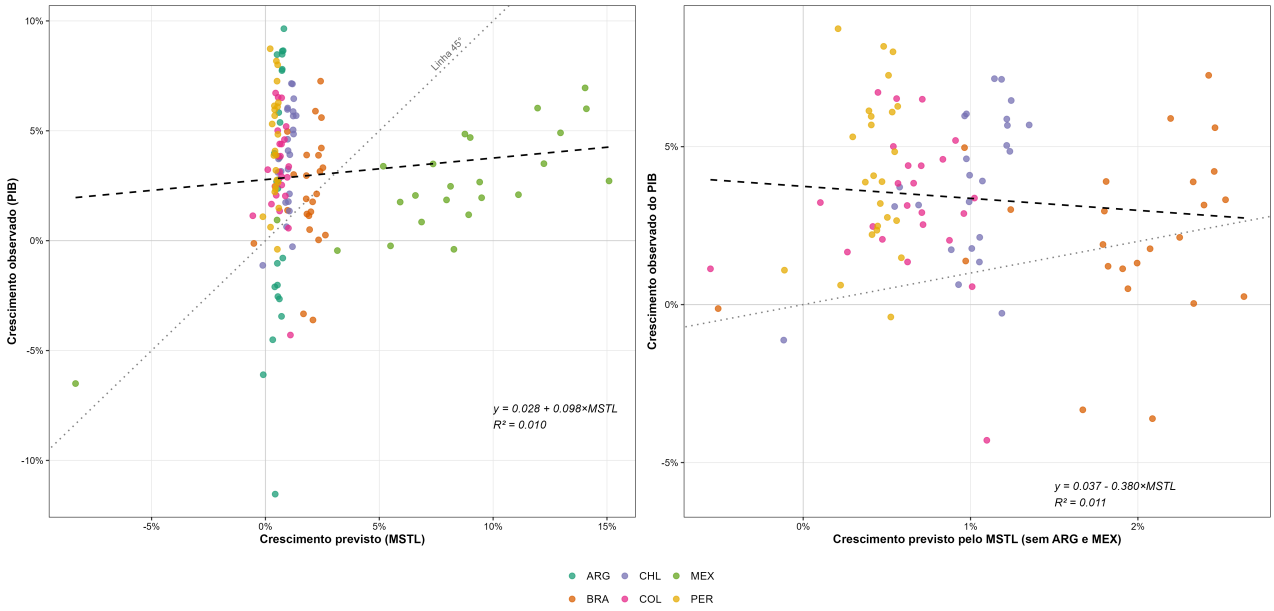


Figura 3 – Crescimento previsto pela MSTL (com e sem ARG e MEX)

6 Considerações Finais

Este artigo investigou a validade da Lei de Thirlwall em sua versão multissetorial (MSTL) para as seis maiores economias da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) no período 1996-2019, aplicando à região o procedimento econométrico desenvolvido por García-Duch (2025) para a Zona do Euro. O estudo buscou testar se o arcabouço econométrico de García-Duch (2025) mantém seu poder explicativo quando aplicado a economias primário-exportadoras em um período marcado por choques de preços de *commodities* sem precedentes históricos.

Primeiro, a MSTL calibrada via ARDL setorial não se mostrou preditor estatisticamente significante das taxas de crescimento observadas: desvio absoluto médio de 2,8 p.p., mais de seis vezes superior aos 0,43 p.p. reportados por García-Duch (2025) para a Zona do Euro. A regressão de validação de McGregor e Swales (1985) rejeitou conjuntamente $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, com R^2 próximo de zero. Além disso, a Lei de Thirlwall agregada apresenta desempenho preditivo muito superior à MSTL para a região (desvio absoluto médio de 1,2 p.p.), invertendo o padrão reportado para a

Zona do Euro, em que a MSTL supera a TL agregada. Finalmente, os setores PRIM e RES, dominantes na pauta exportadora regional, apresentam elasticidades-renda predominantemente baixas ou mesmo negativas comportamento estrutural amplamente reconhecido pela tradição estruturalista cepalina desde Prebisch (1949): o crescimento das exportações de *commodities* é dirigido principalmente pelos preços internacionais, não pela renda dos parceiros.

Para economias primário-exportadoras como as latino-americanas, o poder explicativo da MSTL é limitado (dado o conjunto de escolhas metodológicas) por um conjunto de fatores: i) os volumes de *commodities* respondem fracamente à renda dos parceiros, sendo mais sensíveis a determinantes de oferta e a ciclos de preço; ii) o *framework* abstrai-se dos preços relativos como fator de crescimento de longo prazo, hipótese que não se verifica em economias para as quais o canal de preços é o principal vetor de transmissão dos ciclos externos; e iii) a elevada concentração da pauta em poucos produtos (cobre para o Chile, soja e minério de ferro para o Brasil, petróleo para a Colômbia).

Os resultados não devem ser lidos como contraposição aos achados de Gouvêa e Lima (2010) e Romero, Silveira e Jayme Jr (2011), em que a validação da MSTL para amostras latino-americanas em períodos anteriores permanece robusta dentro de seus recortes e metodologias. Alguns fatores explicam porque a aplicação do procedimento de García-Duch (2025) ao período de 1996 até 2019 produziram resultados diferentes. O primeiro é o fato de o recorte temporal ser distinto, o presente estudo cobre integralmente o *boom* de *commodities* 2003-2014 e a reprimarização subsequente, enquanto os estudos precedentes concentram-se majoritariamente em 1960-2006, fase em que a pauta latino-americana ainda preservava maior peso manufatureiro. Além disso a escolha econométrica é substancialmente diferente, as abordagens VECM e *bounds testing* ARDL podem produzir estimativas diferentes em amostras pequenas com elevada heterogeneidade setorial. O último fator diz respeito a como a classificação em cinco setores de Lall (2000), mais desagregada que blocos amplos, permite isolar comportamentos específicos em PRIM e RES que ficam diluídos em agregações maiores.

Finalmente, os resultados reforçam a tese estruturalista clássica: a composição setorial da pauta exportadora importa para o crescimento de longo prazo. Argentina, Chile, Colômbia e Peru, com pautas concentradas em PRIM e RES, apresentam elasticidades-renda baixas e voláteis e maior vulnerabilidade externa estrutural; o Brasil ocupa posição intermediária, com elasticidades mais favoráveis em média tecnologia mas tendência recente à reprimarização; o México destaca-se pela maior diversificação industrial via NAFTA/USMCA, com características *sui generis* decorrentes do modelo de maquiladoras. Como extensões futuras ao trabalho, o mais imediato é incorporar preços relativos de *commodities* como variáveis explicativas do crescimento das exportações setoriais, complementando a análise de Missio e Jayme Jr (2011) sobre o papel da taxa de câmbio real e com a

tradição que reconhece que, para economias periféricas, o canal de preços importa tanto quanto o de renda.

Referências

ARAUJO, R. A.; LIMA, G. T. A structural economic dynamics approach to balance-of-payments-constrained growth. *Cambridge Journal of Economics*, v. 31, n. 5, p. 755–774, 2007.

BRITTO, G.; MCCOMBIE, J. S. L. Thirlwall's law and the long-term equilibrium growth rate: an application to brazil. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 32, n. 1, p. 115–136, 2009.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.

GARCÍA-DUCH, M. External imbalances and the balance of payments constraint: evidence on multi-sector thirlwall's law for nine eurozone countries (1992-2019). *Cambridge Journal of Economics*, v. 49, n. 4, p. 705–729, jul 2025.

GOUVÊA, R. R.; LIMA, G. T. Structural change, balance-of-payments constraint, and economic growth: evidence from the multisectoral thirlwall's law. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 33, n. 1, p. 169–204, 2010.

JAYME JR, F. G. Balance-of-payments-constrained economic growth in brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 23, n. 1, p. 63–86, 2003.

JAYME JR, F. G. Growth under external constraints: a post keynesian approach. In: HOLT, R.; PRESSMAN, S. (Ed.). *Empirical Post Keynesian Economics: looking at the real world*. Armonk: M.E. Sharpe, 2007.

JAYME JR, F. G.; RESENDE, M. F. Crescimento econômico e restrição externa: teoria e a experiência brasileira. In: MICHEL, R.; CARVALHO, L. (Ed.). *Setor Externo e Inflação*. Rio de Janeiro: IPEA, 2009.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992.

LALL, S. The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98. *Oxford Development Studies*, v. 28, n. 3, p. 337–369, 2000.

MCGREGOR, P. G.; SWALES, J. K. Professor thirlwall and balance of payments constrained growth. *Applied Economics*, v. 17, n. 1, p. 17–32, 1985.

MISSIO, F. J.; JAYME JR, F. G. *Structural heterogeneity, and endogeneity of elasticities on the balance-of-payments constrained growth model*. Belo Horizonte, 2011.

MISSIO, F. J. et al. Real exchange rate and economic growth: new empirical evidence. *Metroeconomica*, v. 66, n. 4, p. 686–714, 2015.

NARAYAN, P. K. Fiji's tourism demand: the ardl approach to cointegration. *Tourism Economics*, v. 10, n. 2, p. 193–206, 2004.

PASINETTI, L. *Structural change and economic growth: a theoretical essay on the dynamics of the wealth of the nations*. Cambridge: Cambridge University Press, 1981.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.

PREBISCH, R. *O desenvolvimento econômico da América Latina e seus principais problemas*. Santiago: CEPAL, 1949.

ROMERO, J. P.; MCCOMBIE, J. S. L. The multi-sectoral thirlwall's law: evidence from 14 developed european countries using product-level data. *International Review of Applied Economics*, v. 30, n. 3, p. 301–325, 2016.

ROMERO, J. P.; SILVEIRA, F.; JAYME JR, F. G. Brasil: cambio estructural y crecimiento con restricción de balanza de pagos. *Revista CEPAL*, n. 105, p. 173–195, 2011.

THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, v. 32, n. 128, p. 45–53, 1979.