

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

MARIA CAROLINA BASSO

**A ECONOMIA BRASILEIRA SOB RESTRIÇÃO DO BALANÇO DE
PAGAMENTOS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA DA LEI DE THIRLWALL NO *BOOM*
DAS *COMMODITIES***

**Curitiba
2014**

MARIA CAROLINA BASSO

A ECONOMIA BRASILEIRA SOB RESTRIÇÃO DO BALANÇO DE PAGAMENTOS:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA DA LEI DE THIRLWALL NO *BOOM DAS COMMODITIES*

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico, no Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado

Curitiba
2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. SISTEMA DE BIBLIOTECAS.
CATALOGAÇÃO NA FONTE

Basso, Maria Carolina

A economia brasileira sob restrição do balanço de pagamentos: uma análise empírica da lei de Thirlwall no *boom* das *commodities* / Maria Carolina Basso. - 2014.

61 f.

Orientador: Marcelo Luiz Curado.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Defesa: Curitiba, 2014.

1. Brasil – Condições econômicas – 2002-2013. 2. Balanço de pagamentos. 3. Thirlwall, A. P (Anthony Philip), 1941- I. Curado, Marcelo Luiz. II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. IV. Título.

CDD 338.981

TERMO DE APROVAÇÃO

Maria Carolina Basso

**“A Economia Brasileira sob Restrição do Balanço de Pagamentos:
uma análise empírica da Lei de Thirlwall no *boom* das *commodities*”**

**DISSERTAÇÃO APROVADA COMO REQUISITO PARCIAL À OBTENÇÃO DO
TÍTULO DE MESTRE EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO NO PROGRAMA
DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ, PELA SEGUINTE BANCA
EXAMINADORA:**

**Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado
(Orientador/UFPR)**

**Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio
(Examinador/UFPR)**

**Prof. Dr. Marcos Wagner da Fonseca
(Examinador/UFPR)**

Curitiba, 11 de março de 2014.

AGRADECIMENTOS

Impossível seria chegar até aqui sem o apoio de meus pais, sempre presentes em tudo o que podem, ainda que eu siga um caminho distinto ao que idealizaram para mim. A eles, meus eternos e infindáveis agradecimentos.

A gana e o impulso de, voluntariamente, enfrentar o desafio intelectual de mais um nível acadêmico na minha formação emanaram, em grande parte, por causa do meu namorado, Guilherme, a quem devo inumeráveis gratificações.

Aos amigos e à minha irmã, Leticia, pela companhia, paciência, compreensão, animação e bom humor, obrigada. Eu devo muito da condução dessa dissertação a eles e não me esquecerei dessa participação nos meus anos de UFPR.

Agradeço a todos os colegas e professores do PPGDE, pois, ainda que indiretamente, o contato com eles contribuiu para a maturação que esta dissertação representa.

Meus agradecimentos especiais aos queridos PPGDEenses, os mestres Marcelo Curado, Mauricio Bittencourt e Fernando Motta, e os amigos Antônio Almeida, Carlos Eduardo Drumond, Clauber Scherer, Eduardo Minga, Francisco Lira, Gilberto Barros, Leonardo Cardoso e Pedro Lucas. Valeu, galerinha!

Resumo

A dissertação consiste da aplicação de modelos de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos, na vertente de Thirlwall (1979), à economia brasileira no período da alta internacional de preços dos principais itens de exportações do país (2002-2013), a fim de verificar a aderência da Lei de Thirlwall à realidade observada no Brasil no mencionado período. A Lei de Thirlwall sustenta que existe uma taxa máxima à qual é possível crescer a longo prazo, em função da limitação de divisas disponíveis, e que a renda é a variável de ajuste para equilibrar o balanço de pagamentos. Thirlwall avalia as exportações como o elemento gerador de recursos, que podem contar com um coadjuvante (os fluxos de capitais), para financiar as importações, sem prescindir do condicionante que estrutura produtiva exerce sobre as demandas tanto de importação quanto de exportação, expresso através das elasticidades-renda. Os modelos adotados abordam os determinantes da demanda dos dois lados dessa equação de equilíbrio: as elasticidades-renda são o principal, porém variáveis como renda externa e componentes do balanço de pagamentos entram na análise. O presente estudo parte de um reconhecimento das proposições da Lei de Thirlwall e de três modelos que a estenderam para, na sequência, os testar, a partir das elasticidades estimadas pela técnica de cointegração de Johansen e por um vetor de correção de erro. Segue-se a uma avaliação da validade do modelo bem como de seus determinantes, no período de 2002 a 2013. O resultado empírico obtido no presente trabalho permite concluir que a Lei de Thirlwall é válida na economia brasileira no *boom* das *commodities*.

Palavras-chave: Crescimento econômico; Thirlwall; Economia brasileira.

Abstract

This dissertation consists of an application of Thirlwall's growth under balance-of-payments constrained models to Brazilian economy in the international commodities boom (2002-2013) in order to verify the fulfillment of Thirlwall's Law. Thirlwall's Law concerns explaining there is a maximum rate at which is possible to grow in the long run, according to limitation of available foreign exchange, and income is the adjustment variable to equilibrate the balance-of-payments. Thirlwall consider exports as the resource generator, which might count on a supporting element (capital inflows), to finance imports, without sparing of the productive structure influence on imports and exports demands, expressed in the income-elasticities. The models adopted include demand determinants from both sides of this balanced equation: income-elasticities are the key ones, although variables such as world income and elements of the balance-of-payments are included in the analysis. The present work begins revisiting Thirlwall's Law propositions and three other extended models, followed by their testing, according to the estimates of income-elasticities using Johansen's cointegration techniques. In the sequence, it is performed an evaluation of the models validity and also of its determinants. The conclusion is Thirlwall's Law is fulfilled in commodities boom in Brazilian economy. Even in a distinct foreign scenario, when terms of trade have been sustainably improved, Brazilian growth is still explained by external constraint.

Key-words: Economic growth; Thirlwall; Brazilian economy.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	9
1 O MODELO DE THIRLWALL	13
1.1 GÊNESE DO MODELO DE THIRLWALL	13
1.2 O MODELO ORIGINAL - THIRLWALL (1979)	16
1.3 A ESSÊNCIA DA LEI DE THIRLWALL	18
1.4 EXTENSÕES DA LEI DE THIRLWALL	24
1.4.1 Thirlwall e Hussain (1982)	24
1.4.2 Moreno-Brid (2003)	26
1.4.3 Carvalho (2007)	27
1.5 REVENDO APLICAÇÕES DA LEI DE THIRWALL AO BRASIL	29
2 APLICANDO A LEI DE THIRLWALL	32
2.1 MÉTODOS DE ANÁLISE DA LEI DE THIRLWALL	33
2.2 TÉCNICAS DE ESTIMAÇÃO	37
2.3 TESTES EMPÍRICOS	40
2.3.1 Período analisado	40
2.3.2 Dados	42
2.3.3 Estimação	43
2.3.4 Validação pelas elasticidades-renda real e teórica	48
3 CONSIDERAÇÕES FINAIS	59
BIBLIOGRAFIA	61
APÊNDICE	65

INTRODUÇÃO

Os anos 2000 foram um período de reposicionamento da economia brasileira na ordem mundial, na condição de economia emergente, integrando o conjunto de países que ficou conhecido por BRIC. O dinamismo do comércio internacional valorizou bens nos quais o país já era especializado e assim a demanda externa por determinados exportados brasileiros ganhou projeção. Nesse contexto, que se estende por mais de uma década, modelos de crescimento *export-led* merecem ser revisitados para trazer mais acurácia à interpretação do cenário que vem se instalando. Para esse contexto específico, um modelo dessa vertente que tem potencialidades explicativas a serem exploradas é aquele desenvolvido por Thirlwall (1979).

Filiado à escola keynesiana e inspirado nos modelos de Harrod, de Kaldor e estruturalistas, Thirlwall criou um modelo dentro de um aparato teórico capacitado a explicar os componentes das diferentes taxas de crescimento que os países apresentam. Para Thirlwall, o dinamismo do crescimento de um país está condicionado ao crescimento do resto do mundo na proporção do quão demandados, sob a perspectiva da renda, são os bens ou serviços domésticos, pelo resto do mundo, em relação ao quanto os bens ou serviços estrangeiros são consumidos internamente. O modelo fornece a taxa máxima de crescimento com equilíbrio balanço de pagamentos, porque parte da premissa de que um país não pode crescer sem haver recursos para se financiar.

A proposta do modelo é que as condições externas às quais uma economia está sujeita ditam o seu limite do crescimento, em função da limitação de divisas disponíveis. As pautas de importação e de exportação, por sua vez condicionadas pela estrutura produtiva doméstica, são os condicionantes do uso e da geração das divisas, respectivamente. Considera que a atividade exportadora é fundamental nesse cenário porque é a geradora autônoma das divisas para custear esse crescimento. Ainda que haja fluxos de capitais ingressando no país, esse financiamento é temporário e, quando do repatriamento ou do cessar dos influxos desses recursos, o país precisa manter o equilíbrio do balanço de pagamentos, de forma que exportações e importações estejam balanceadas. Essa manutenção é imposta via ajustes de renda, que são traduzidos em medidas contencionistas da

demanda interna a fim de se reduzir a demanda por importados e, desta forma, reduzir a necessidade de divisas para saldar o balanço de pagamentos. Daí se origina a restrição externa ao crescimento.

A primeira extensão ao modelo original (Thirlwall, 1979) foi feita por Thirlwall e Hussain (1982) e supera a limitação estritamente comercial do modelo inicial. Essa nova versão incorpora a conta capital e financeira, a fim de se aproximar da realidade de muitos países em desenvolvimento nos quais, mesmo havendo déficit comercial, o balanço de pagamentos pode continuar em equilíbrio, se houver ingresso de capitais estrangeiros. Os influxos de capitais externos, as exportações e os termos de troca (este como um resíduo), portanto, seriam o que restringe a economia no longo-prazo. Uma vez que os fluxos de capitais levam em consideração a credibilidade quanto à solvência, McCombie e Thirlwall (1997), Elliot e Rhodd (1999), Barbosa-Filho (2001) e Moreno-Brid (1998, 2003) alertam para a necessidade de incluir o endividamento externo no modelo, incorporando no modelo aspectos como o pagamento de juros e serviços do capital.

Uma série de outras intervenções acompanharam a evolução dos modelos de crescimento sob restrição externa. Alterações na função de demanda por exportações e importações são recorrentes, como incorporação de tecnologia (ALONSO *et al.*, 1998), a fim de se adicionar elementos que descrevam com mais precisão o comportamento das demandas comerciais, já que a teoria de Thirlwall postula que estas são em última instância os determinantes do equilíbrio externo. A questão da determinação da taxa real de câmbio também é um tema recorrente nas inovações dessa vertente, como em Porcile e Lima (2010). Um modelo à *la* Pasinetti (1993, 1981) foi criado por Araújo e Lima (2007) em que transformam o modelo de Thirlwall em multissetorial, cuja contribuição é que a estrutura dinâmica da economia condiciona o crescimento, considerando-se as alterações de volume de exportação e importação que cada movimento individual setorial acarretam, sob restrição externa.

Os testes sobre a validade dos modelos de crescimento sob restrição externa de origem em Thirlwall (1979) foram aplicados a diversos países, com distintas estruturas econômicas. Os modelos dessa escola apresentam grande aderência, especialmente aos países não desenvolvidos ou em desenvolvimento.

Por isso, este é um exercício válido para se reconhecer a natureza dos condicionantes das taxas de crescimento auferidas, conforme a conjuntura.

As evidências empíricas dos modelos de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos para o Brasil estão documentadas em uma miríade de trabalhos. Esta dissertação se inclui nessa série de estudos empíricos da restrição externa ao crescimento da economia brasileira.

A dissertação tem por objetivo avaliar como a manutenção do equilíbrio do balanço de pagamentos explica o desempenho do PIB brasileiro desde a alta das *commodities* (2002 a 2013), o que implica em analisar a relevância dos termos de intercâmbio, do componente de determinados itens do balanço de pagamentos, e das elasticidades da demanda.

A contribuição da dissertação é aplicação do modelo de crescimento sob restrição externa de Thirlwall, sob quatro formatos distintos de modelos, diante de um cenário novo brasileiro, em que houve apreciação sustentada dos preços de exportação, por todo o período analisado. Pode-se considerar que a aplicação empírica da Lei de Thirlwall para a economia brasileira com uma base de dados mensais e num intervalo de tempo de apenas 11 anos e 9 meses também são contribuições mencionáveis.

São realizados testes empíricos para se averiguar se as variáveis proposta por cada um dos modelos testados são capazes de explicar a taxa de crescimento efetivamente auferida. Testam-se quatro modelos, cada um sob duas formas de se captar o componente das exportações. Os modelos se focam em variáveis como: o comércio de bens e serviços por si só; os fluxos de capitais; o pagamentos dos juros; a constância do nível de endividamento; os serviços fatores; a fim de buscar acurar o poder explicativo para o desempenho observado na economia brasileira de 2002 a meados de 2013.

Preliminarmente, acredita-se que houve relaxamento das restrições do balanço de pagamentos em função do *boom* das *commodities*, apesar de que havendo uma ressalva cambial: o aumento da taxa de câmbio foi, por um lado, um obstáculo em alguns setores ao crescimento das exportações, embora estas tenham surfado em fartas ondas de apreciação de produtos primários, e, por outro lado, um coadjuvante no aumento das importações. Busca-se responder se o crescimento do

Brasil foi restrito pelo balanço de pagamentos ou se houve espaço, do ponto de vista das contas externas, não aproveitado.

A estrutura da dissertação é a seguinte. No capítulo 1 o modelo de Thirlwall é apresentado e interpretado, acompanhado de uma breve revisão da literatura de Thirlwall e de suas aplicações ao Brasil. No capítulo 2, após uma explanação metodológica de análise do modelo e da econometria empregada, os modelos são estimados. O conteúdo da seção engloba detalhes das estimações e os resultados dos testes. Finaliza-se o trabalho com considerações finais sobre a validação do modelo no contexto em que se inseriu.

1 O MODELO DE THIRLWALL

1.1 GÊNESE DO MODELO DE THIRLWALL

Até a introdução das ideias keynesianas, a concepção da tendência ao pleno emprego global dos fatores, com o ajuste via preços estabelecendo o equilíbrio geral no longo prazo, era amplamente aceita. A conjunção dessas duas características tirava o balanço de pagamentos da categoria de variável explicativa do crescimento em uma economia aberta: ele não afetaria o nível de utilização dos recursos com seus desequilíbrios de curto prazo porque existia a plena utilização destes a longo prazo, e a teoria quantitativa da moeda indicava como se corrigem os eventuais desequilíbrios daquele, pela contração monetária (e consequente elevação da taxa de câmbio) que provocaria em caso de déficit externo.

A partir dos preceitos do padrão-ouro, o desequilíbrio externo não é visto como um condicionante do crescimento. A ideia de Hume de que a variação das reservas cambiais traz a apreciação da moeda para um país superavitário e a depreciação cambial em um país deficitário, num ajustamento automático de preços relativos em suas contas externas que, no primeiro caso, deteriora seu balanço de pagamentos e, no caso do deficitário, melhora-o; ou a teoria monetarista de que a quantia excessiva de moeda no país de maior volume relativo de exportação eleva os preços dos produtos internamente, tornando-os menos atrativos ao comércio externo, e o oposto para um país deficitário, descrevia o mecanismo de reequilíbrio das contas externas no qual o mundo neoclássico se assentava.

Contudo, esse mecanismo falha quando há diferença entre a demanda externa pelos exportados domésticos e a demanda interna pelos importados. Mesmo efetuando o ajuste da taxa de câmbio conforme o patamar de reservas, a demanda por exportações e por importações não varia no montante necessário para compensar o desequilíbrio das transações correntes, por causa da diferença entre as elasticidades-preço e renda da demanda de importação e de exportação (MCCOMBIE e THIRLWALL, 2004). Pode-se inferir que, se a substituição bruta falhar (no caso dos importados não serem substitutos (quase) perfeitos dos produtos domésticos) ou se houver efeito-renda de forma que a parcela consumida da renda

varie, então as desvalorizações cambiais não surtirão efeito suficiente para o reestabelecimento do equilíbrio do balanço de pagamentos. Nesse caso, o ajustamento perversamente repercutirá sobre a atividade econômica, deprimindo a renda.

Outro fator que emperra o ajustamento automático, também via preço, é através da taxa básica de juros da economia. Se esta tiver seguido os preceitos clássicos, deverá sofrer elevação da taxa de juros real quando houver déficit do balanço de pagamentos, isto atrairá fluxos de capitais¹ que podem obstar a depreciação cambial e assim não impulsionar o superávit comercial desejado.

Uma vez que é imperativo não incorrer em déficits permanentemente, se um país tem déficits no balanço de pagamentos, já que não há reequilíbrio automático gerado pelo ajuste de preços, ele deve aplicar medidas contencionistas na demanda. Assim, o ajuste é dado via renda.

Nos modelos de crescimento neoclássicos², a acumulação de capital e de tecnologia regem o nível da atividade econômica. As diferentes taxas de crescimento dos países são explicadas nessa escola de pensamento pelo diferencial entre as produtividades totais dos fatores. A escola keynesiana inverte a causalidade: o lado da oferta é passivo, pois oscilações de trabalho, estoque de capital e avanço tecnológico são uma resposta às movimentações da demanda. As decisões de investimento, junto com intenções de consumo, é que tem papel ativo sobre a renda; logo a demanda é que rege o crescimento.

Nesse contexto, ainda que antes do pleno uso da capacidade de oferta de curto prazo ser alcançada, em uma economia aberta a primeira restrição ao crescimento do produto é o seu balanço de pagamentos, conforme explicado pelo excerto abaixo:

(...) if a country is able to expand demand up to the level of existing productive capacity without balance-of-payments difficulties arising, the pressure of demand upon capacity may well raise the capacity growth rate. There are a number of possible mechanisms through which this may happen: the encouragement to investment which would augment the capital stock and bring with it technological progress; the supply of labour may increase by the entry into the workforce of people previously outside or from

¹ A atração de capitais externos para financiar o déficit via elevação da taxa de juros real tem um limite, atingido quando o mercado julga que o risco de *default* é alto, de forma o déficit não mais se consiga financiar via juros altos por perda de credibilidade junto aos investidores.

² Modelos de crescimento neoclássicos, aqui como *lato sensu*, são todos aqueles que assentam no lado da oferta os determinantes do crescimento, originados no modelo Ramsey-Cass-Koopmans.

abroad; the movement of factors of production from low to high productivity sectors, and the ability to import more may increase capacity by making domestic resources more productive. (MCCOMBIE, 1994, p.233)

Se o caso fosse oposto, com a demanda exacerbando o déficit no balanço de pagamentos, o prognóstico seria um círculo vicioso de demanda reprimida. Antes mesmo de se exaurir o potencial de geração do produto de um país, restrições na demanda agregada por bens e serviços apresentar-se-iam como fator de limitação mais significativo. Refém de expectativas de queda na demanda, o investimento seria desencorajado e o progresso técnico passaria por uma desaceleração, fatores estes que conduzem a menor exportação, menor atração de capitais externos e maior demanda por importados, colocando progressivamente mais pressão desestabilizadora no balanço de pagamentos.

Estabelece-se, assim, um elo entre o crescimento do país e o desempenho externo através o equilíbrio no balanço de pagamentos. Esta é uma premissa nos modelos de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos, capaz de explicar discrepância no desempenho econômico das nações.

Thirlwall (1979) formulou um modelo que apresenta a taxa máxima de crescimento do produto que permitiria que a demanda crescesse sem forçar o equilíbrio externo do país. São notavelmente gérmenes do modelo de Thirlwall: a teoria de Kaldor (1970) da determinação do crescimento do produto pelo crescimento das exportações onde este é determinado pelo crescimento do produto das economias estrangeiras, passando pela Lei de Verdoorn³, e ressaltando a influência do padrão de especialização produtiva sobre a dinâmica do crescimento; o multiplicador de comércio internacional de Harrod (ou o supermultiplicador de Hicks), em que o crescimento do produto depende da razão entre exportações e da propensão marginal a importar; a Condição de Marshall-Lerner⁴, de cuja magnitude das elasticidades-preço depende a efetividade do ajuste da demanda via taxa de câmbio; a contribuição da análise dos dois hiatos (*dual-gap*) de Chenery e Bruno (1962) em que pode ser tanto a poupança doméstica insuficiente quanto o déficit

³ A Lei de Verdoorn é uma relação entre o crescimento do produto e da produtividade, com a causalidade nesse sentido, evidenciando os retornos crescentes à escala a que a indústria está sujeita.

⁴ A Condição de Marshall-Lerner requer que o módulo da soma das elasticidades-preço da demanda de exportação e de importação exceda a unidade para que uma depreciação da moeda doméstica possa trazer efeitos positivos sobre a situação da balança comercial. Tanto maior a elasticidade-preço da demanda dos exportados e idem para os importados, mais positivo o resultado na balança comercial proveniente de uma desvalorização cambial.

comercial que obstam o crescimento; e a teoria de Prebisch (1950) de centro-periferia que evidencia a perversidade das elasticidades, em que a exportação de produtos com baixa elasticidade-renda da demanda e a importação de produtos com essa elasticidade alta, mais do que perpetua, alarga a distância entre o crescimento e a renda dos países não-desenvolvidos e desenvolvidos.

O modelo seminal de Thirlwall (1979), a ser detalhado na seção seguinte, inaugura a literatura de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos.

1.2 O MODELO ORIGINAL - THIRLWALL (1979)

O modelo de crescimento sob restrição de divisas inicial foi publicado em 1979. Thirlwall parte da premissa que o equilíbrio do balanço de pagamentos é dado por uma relação de igualdade entre receita de exportação e despesa de importação:

$$P_{d_t} X_t = P_{f_t} M_t E_t \quad (1)$$

Onde t é o tempo, P_{d_t} é o preço das exportações (em moeda doméstica), X_t é quantidade exportada, P_{f_t} é o preço das importações (em moeda estrangeira), M_t é a quantidade de importações e E_t é a taxa de câmbio (preço doméstico da moeda estrangeira), ou seja, se a receita das vendas do país for igual ao montante gasto com a compra de importados, tem-se um balanço de pagamentos equilibrado. Pode-se igualmente pensar nesse equilíbrio pelas respectivas taxas de crescimento dos fluxos comerciais:

$$p_{d_t} + x_t = p_{f_t} + m_t + e_t \quad (2)$$

Sejam as demandas doméstica e externa funções do preço do bem nacional, do preço do seu substituto importado e da renda⁵:

⁵ Se as elasticidades-preço cruzadas da demanda por importação e por exportação não forem explicitadas e aos preços relativos forem, então, transferido esse efeito preço as funções de demanda por exportação e por importação serão (onde a e b são constantes):

$$X = b \left(\frac{P_d}{P_f E} \right)^\eta Z^\varepsilon \quad (3')$$

$$M = a \left(\frac{P_f E}{P_d} \right)^\psi Y^\pi \quad (4')$$

Esta é forma básica retratada mais frequentemente das exportações e importações do modelo primário de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos.

$$X_t = \left(\frac{P_{d_t}}{E_t}\right)^\eta P_{f_t}^\delta Z_t^\varepsilon \quad (3)$$

$$M_t = (P_{f_t} E_t)^\psi P_{d_t}^\phi Y_t^\pi \quad (4)$$

Onde η e ψ são as elasticidades-preço da demanda por exportados e por importados, respectivamente ($\eta < 0$ e $\psi < 0$); δ e ϕ elasticidade-preço cruzada da demanda por exportados e por importados, respectivamente ($\delta > 0$ e $\phi > 0$); Y_t e Z_t são as rendas doméstica e externa, respectivamente; ε e π são as elasticidades-renda da demanda por exportados e por importados, respectivamente ($\varepsilon > 0$ e $\pi > 0$). Pode-se escrevê-las como taxas de crescimento:

$$x_t = \eta(p_{d_t} - e_t) + \delta(p_{f_t}) + \varepsilon(z_t) \quad (5)$$

$$m_t = \psi(p_{f_t} + e_t) + \phi(p_{d_t}) + \pi(y_t) \quad (6)$$

Substituindo as equações (5) e (6) em (2), tem-se:

$$y_{B_t} = \frac{p_{d_t}(1+\eta-\phi) - p_{f_t}(1-\delta+\psi) - e_t(1+\eta+\psi) + \varepsilon(z_t)}{\pi} \quad (7)$$

Onde y_{B_t} é nomeada por Thirlwall como a taxa de crescimento da renda doméstica consistente com o equilíbrio do balanço de pagamentos.

Se for assumido, como usualmente o é (Thirlwall, 1979), que a elasticidade-preço é igual à elasticidade-cruzada, tanto das exportações ($\eta = \delta$) como das importações ($\psi = \phi$), então (7) é reduzida a:

$$y_{B_t} = \frac{(1+\eta+\psi)(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) + \varepsilon(z_t)}{\pi} \quad (8)$$

Sob a condição de os preços relativos serem constantes, ou seja, se for assumido que, no longo prazo, a lei do preço único (arbitragem) é válida, ou, ainda, se a condição de Marshall-Lerner não for válida (i.e., $|\eta + \psi| = -1$), então ($p_{d_t} = p_{f_t} + e_t$). Logo, a equação (7) pode ser reduzida a:

$$y_{B_t} = \frac{\varepsilon Z_t}{\pi} \quad (9)^6$$

Se a paridade do poder de compra for assumida a equação da taxa de crescimento das exportações (5) reduz-se a $x_t = \varepsilon Z_t$. Então, tem-se a taxa de crescimento sob restrição externa de Thirlwall como uma relação entre a taxa de crescimento das exportações sobre a elasticidade-renda das importações:

⁶ A equação (9) pode ser reescrita como $\frac{y}{z} = \frac{\varepsilon}{\pi}$, formato este conhecido como Regra de 45°, segundo Krugman (1989). Contudo, este inverte a relação causal, recaindo no crescimento relativo a determinação da razão das elasticidades-renda comerciais.

$$y_{Bt} = \frac{x_t}{\pi} \quad (10)$$

A equação (8) traz algumas proposições:

(i) Se os termos de troca melhorarem, ou seja, se $(p_d - p_f - e) > 0$ (considerando a taxa de câmbio real) aumentará a taxa de crescimento do produto que mantém o equilíbrio do balanço de pagamentos;

(ii) Se o câmbio desvalorizar ($e > 0$), a condição de Marshall-Lerner ($|\eta + \psi| > 1$) se aplicará, e assim a taxa de crescimento do produto que mantém o equilíbrio do balanço de pagamentos crescerá.

(iii) A elasticidade-renda da demanda por exportados do país (ε) é que dita a proporção da relação entre o crescimento doméstico (y) e do resto do mundo (z)⁷.

(iv) Quanto maior a elasticidade-renda da demanda por importados (π) menor será a taxa de crescimento permitida pelo equilíbrio do balanço de pagamentos.

O significado da equação (6) é, portanto, que a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos é igual à razão entre a taxa de crescimento das exportações, ou, em sua forma “forte” (PERRATON, 2003), a taxa de crescimento da economia externa multiplicada pela elasticidade-renda da demanda pelas exportações do país em questão, e a elasticidade-renda das importações. Nos termos de Thirlwall (2011), a taxa de crescimento da economia em equilíbrio “é inversamente relacionada ao seu apetite por importados” (p. 17). Esta é a chamada Lei de Thirlwall.

Apesar das diversas extensões teóricas e testes de suas aplicações sobre a Lei de Thirlwall original⁸, ela em seu formato de 1979 ainda se distingue por sua simplicidade e eficiência, de acordo com seu próprio criador, após assistir a mais de três décadas de modificações incrementais (THIRLWALL, 2011).

1.3 A ESSÊNCIA DA LEI DE THIRLWALL

⁷ Conclusão já apresentada por Presbich (1950).

⁸ Ver Thirlwall, 2011 para referências dos trabalhos mais importantes.

A Lei de Thirlwall coloca como restrição ao crescimento do produto um fator de estrangulamento da demanda por aspectos de equilíbrio externo da economia dado pelo comportamento do saldo comercial. Este, por sua vez, é dependente da relação entre a elasticidade-renda da demanda por exportações e a elasticidade-renda da demanda por importações, o que tem raízes na composição estrutural das condições de oferta. Assim, pode-se afirmar que não há um completo descolamento entre a oferta e demanda no modelo de Thirlwall, como Lima e Carvalho (2007) concluem: “as elasticidades-renda associadas ao saldo comercial têm uma natureza à Janus: se, por um lado, são determinantes da demanda agregada, são o reflexo, por outro lado, de uma variedade de fatores em nível de oferta que condicionam a competitividade estrutural da economia.”. Ou, nas palavras de McCombie e Thirlwall:

“Income elasticities determine the balance-of-payments constrained growth rate, but the supply characteristics of goods (such as their technical sophistication, quality etc.) determine relative income elasticities. In this important respect, there can be a marrying of the demand and supply side explanations of the comparative growth performance of nations”. (1994, p. 391)

Nota-se aqui que o padrão da especialização da estrutura produtiva, numa clara aproximação à teoria estruturalista, é destacado na teoria de Thirlwall também.

Percebe-se pela equação (9) $\frac{y}{z} = \frac{\varepsilon}{\pi}$ que a economia crescerá equilibrada e se reinserindo em postos mais altos, numa escala global de rendas nacionais, somente se exportar produtos de maior elasticidade-renda do que aqueles que importa, ou seja, se a sua competitividade extra-preço for maior do que a do resto do mundo. Nesse sentido, Bertola *et al.* (2002) consideram o modelo de Thirlwall um modelo que também aborda o debate da convergência.⁹

O significado da nomenclatura de restrição externa é mais uma condicionalidade ao contexto internacional do que um impedimento, como seria uma possível interpretação do termo. Trata-se da resposta do setor externo manifestar-se como um não-impulsionador do crescimento. Ou por causa de um movimento precursor estrangeiro um país vir a se sujeitar internamente a frear seu crescimento. Dado que o setor externo responde ao que lhe é ofertado, a real restrição é, na

⁹ A respeito de convergência no modelo de Thirlwall ver Cimoli *et al.* (2010).

verdade, interna, pois é a estrutura produtiva operante no país que se evidencia na oferta de exportáveis e demanda por importados.

Acima de tudo, a Lei de Thirlwall é uma teoria de longo prazo. Enuncia que os fluxos de capital e os preços relativos são menos relevantes na promoção do crescimento em períodos amplos, contudo no curto prazo tais componentes podem ser importantes. Ademais, a própria taxa de crescimento permitida pelo equilíbrio do balanço de pagamentos que o modelo traz, quando numa análise de curto prazo, pode apresentar números distantes dos realmente observados.

Ainda assim, Thirlwall (2011), amparando-se em uma série de pesquisas que usam os modelos de crescimento limitado pelo equilíbrio do balanço de pagamentos, afirma que a Lei de Thirlwall mostra-se bastante verossímil porque mudanças nos preços ou na taxa de câmbio real não são métodos eficazes de reequilibrar as contas externas porque provocam ganhos pequenos no longo prazo, possivelmente porque as elasticidades-preço de importação e de exportação são baixas. Na verdade, são ajustes via renda que promovem o reequilíbrio do balanço de pagamentos, ou seja, a renda é endógena à situação deste, como explicitado a seguir:

It is the differences in the income elasticities of demand for exports and imports that play the crucial role in accounting for disparities in economic growth. Consequently, given that in the long run the current account (or, at least, the basic balance) must be in equilibrium, the fact that y_B closely approximates y suggests that it is income adjustments (through the Harrod foreign trade multiplier or, more generally, the Hicks supermultiplier) that ensure this occurs. (MCCOMBIE, 1997, P.2)

Desta forma, Thirlwall, vinculando-se à um viés pós-keynesianismo, foca-se na competição não-preço, ou seja, aspectos qualitativos de oferta, capturados pela elasticidade-renda, em detrimento de custos ou preços (BLECKER, 1998).

Apenas quando uma série de condições de oferta e de demanda estão presentes é que o ajuste via preço se verifica. Se as desvalorizações cambiais não surtirem efeitos sobre o reestabelecimento do equilíbrio do balanço de pagamentos, então o ajustamento perversamente repercutirá em queda da atividade econômica e da renda.

Desequilíbrios externos são corrigidos, na prática, não por movimentos relativos de preços, mas por mudanças na demanda associadas a mudanças na taxa de juros. Tampouco são esses déficits um reflexo de pujança econômica: a

entrada de capitais de longo prazo para muitas economias é pequena ante o ingresso curto-prazista, acarretando volatilidade na conta de capitais e assim instabilidade à economia.

Em um modelo em que a renda é determinada pela acumulação de fatores de produção, como na literatura neoclássica, o câmbio se apresenta como a única variável de ajuste do balanço de pagamentos e, nesse sentido, é essencial para a estabilidade do sistema. No entanto, nos modelos keynesianos, a renda, determinada pela demanda efetiva, é a variável de ajuste. Blecker (1998) assevera que tal remediação de déficit é na verdade um ajustamento de competitividade, com duas possibilidades: a neoclássica defenderá uma acomodação de preços, pela apreciação cambial, a qual, na prática, não produz os efeitos desejados sem que ocorra compressão da renda; a visão pós-keynesiana, contrariamente, preconiza a redução na demanda e então crescimento da renda será comprimido ou não se logrará o ajuste.

É exatamente porque o câmbio não cumpre seu papel de estabilizador que esse papel recai sobre a renda e esta fica, portanto, comprometida a se ajustar ao equilíbrio externo. A afirmação de que o ajustamento ocorre via renda é o âmago Lei de Thirlwall.

As elasticidades-preço são pequenas o bastante para que sejam tratadas como aproximadas à unidade, tanto quanto a variação nos termos de troca, se existente, é negligenciável.¹⁰ Na verdade, assumir a equalização dos preços no longo prazo não se trata, segundo Thirlwall (1986), de aderir à lei do preço único e sim à constatação de uma prática oligopolística: a globalização permite a fixação dos preços em distintos mercados, como uma estratégia competitiva em que os preços não tem plena flexibilidade dada a competição ocorrer na diferenciação dos produtos. Se os preços não exercem efeito significativo por muito tempo e se a conta corrente não pode ser indefinidamente financiada por capitais externos, então a manutenção do equilíbrio, ou o retorno a ele, cabe à renda, condicionada pela relação entre as elasticidades-renda.

Muitos bens do comércio internacional são diferenciados e portanto não encontram uma curva de demanda infinitamente elástica, de forma que variações

¹⁰ Uma miríade de trabalhos empíricos levou Thirlwall a assumir as elasticidades-preço como insignificantes em seu modelo original e vários os exercícios subsequentes permitem manter esse pressuposto.

nos preços não possam eliminar o (temporário) desequilíbrio do balanço de pagamentos. Nesse sentido:

Neoclassical faith in the ability of flexible wages and exchange rates to “solve” competitiveness problems at an acceptable social cost must rest on optimism about the values of certain key parameters, such as relatively high price-elasticities of export and import demand, relatively equal income elasticities, relatively full exchange rate pass-through, and a low “natural” rate of growth. If any of these assumptions does not hold, then competitiveness problems as defined here are likely to involve more severe trade-offs. (BLECKER, 1998 p. 520)

Portanto, os déficits na conta corrente não são acomodatórios de consumo, podendo persistir, dada a discrepância nas elasticidades renda de importação e exportação.

Em alguma medida, o impulso exportador traz repercussões contraproducentes, já que, embora aumente o produto internamente, sua função de produção pode ser ter componentes dependentes de importação. Assim, tende a haver pressão para deterioração do balanço de pagamentos como resultado dos *feedbacks* de um aumento das exportações, seja pela importação de insumos, seja de bens ou serviços capacitadores da oferta. Mais do que isso, a demanda induzida pode obstar a melhora relativa do país na sua inserção internacional ao se incrementar a demanda interna dos países de quem importa.

Outro falso fator estritamente positivo são os fluxos de capitais. Os países periféricos carecem de entradas de capitais para realizar investimentos que permitam avançar no desenvolvimento econômico. Os fluxos de capitais se orientam, entre outros fatores, segundo o nível de endividamento externo, comumente associado ao saldo da conta corrente em relação ao produto, o que em última instância significa que a sustentabilidade das transações internacionais reside na questão comercial, mais uma vez apontando para a essencialidade das elasticidades-renda. Como colocam Porcile e Curado (2002), “à medida que o Norte acumula títulos da dívida do Sul, aumenta o risco de *default* e cai a taxa de entrada de capital externo. Gera-se assim um breve ciclo de convergência, seguido por um período de menor crescimento.” (p. 483).

Se as exportações são a fonte única de divisas, em última instância, devido ao caráter intertemporalmente alternado entre crédito e débito dos fluxos de capital, então a pauta das exportações é o determinante do crescimento potencial, enquanto

a escassez de divisas é o limitante do crescimento. As importações são a contrapartida que esgota esses recursos. As exportações são um reflexo da estrutura produtiva e competitiva do país, estas últimas contidas nas elasticidades da demanda. A pauta das importações, por sua vez, também um reflexo da estrutura produtiva instalada no país. Em se realizando exportações, um fluxo de dívidas ingressa no balanço de pagamentos, que permite que as decisões de gasto para o futuro, as quais implicam direta ou indiretamente em importar, sejam executadas.

A grande valia atribuída, destarte, às elasticidades-renda decorre do significado intrínseco do conceito de elasticidade-renda: ela capta a competição não-preço. Essas elasticidades refletiriam relações de oferta, ou seja, a estrutura produtiva. McCombie e Thirlwall (1994) atentaram para isso, a fim de explicar como esses fatores competitivos estão presentes no modelo desde sua origem: “(...) but what are differences in income elasticity between countries picking up if note the differences in the nature and characteristics of goods produced and exported by different countries?” (p. 321). O modelo de Thirlwall capta a importância da estrutura produtiva interna pelas elasticidades-renda das importações e exportações contidas no modelo.

Dentro desse aparato, Hussain (1999) apresenta na especialização produtiva a raiz das divergências nas taxas de crescimento entre grupos de países pobres e de países ricos. Aqueles que perseguiram vantagens comparativas estáticas, baseadas em recursos naturais e se caracterizando pela produção de recursos primários tiveram pior desempenho do que os países que tem produção de bens conhecimento-intensivos, baseados em vantagens comparativas criadas intelectualmente. Hussain conclui que os países africanos com baixo crescimento das exportações e com alta elasticidade-renda da demanda por importações na verdade padecem da produção interna não-renda-atrativa (*not 'income-attractive'*), com o agravante de que seus produtos seriam desinteressantes mesmo para o mercado doméstico. A solução, aponta o autor, seria transformar a pauta produtiva a fim de que elevar a atração sobre suas exportações e reduzir a elasticidade-renda da demanda por importados, o que aumentaria a restrição que o balanço de pagamentos impõe ao crescimento. Essas colocações desse estudo de Hussain sumarizam pontos fundamentais que atuam causando as restrições de demanda

desestabilizadoras do balanço de pagamentos, além de prescrever uma mudança estrutural para desatar as amarras ao crescimento.

A mensagem de Hussain tem elementos claramente estruturalistas. Segundo estes, a estrutura produtiva condiciona o crescimento no sentido que esta determina a pauta de exportação e de importação que o país terá o resto do mundo e isto é relevante na medida em que essas pautas, de acordo com a Lei de Thirlwall, são condicionantes do crescimento da renda. Infere-se, assim, que exportadores de bens primários ou de bens com baixo valor tecnológico, por causa de uma perene à transferência líquida de recursos ao exterior em função de sua carência de importados conhecimento-intensivos, estão fadados à pobreza, ao menos relativa, enquanto não ocorrer uma mudança estrutural. Já que o equilíbrio das contas externas do país é a restrição que se sobrepõe ao seu crescimento de longo prazo nos países ditos periféricos, em termos da teoria estruturalista, ter uma industrialização completa, produtora de inovação ou reprodutora da fronteira tecnológica, seria o caminho para a ascensão sustentada da renda do país.

1.4 EXTENSÕES DA LEI DE THIRLWALL

Existem muitas versões modificadas da Lei de Thirlwall. Esses modelos estendidos procuram melhorar a acurácia em relação ao original ao incluir variáveis relevantes na determinação do equilíbrio das contas externas, da competitividade internacional ou das elasticidades-renda, em geral. O presente trabalho, com o intuito de averiguar quais componentes do balanço de pagamentos brasileiro permitem elucidar o crescimento nos anos mais recentes, em que houve uma valorização dos preços de *commodities*, atém-se aos modelos descritos abaixo que procuram captar os efeitos de alguns desses componentes do balanço de pagamentos.

1.4.1 Thirlwall e Hussain (1982)

A extensão feita por Thirlwall e Hussain (1982) supera a limitação comercial do modelo inicial, ao incorporar os fluxos de capitais, a fim de se aproximar da

realidade de muitos países em desenvolvimento nos quais, mesmo havendo déficit comercial, pode haver equilíbrio do balanço de pagamentos se houver ingresso de capitais estrangeiros. O modelo inicial (1) é modificado a partir da suposição do desequilíbrio da conta corrente: assume-se que o lado das exportações conta com o influxo de capitais para reequilibrar o balanço de pagamentos. Assim, o modelo (dinâmico) é acrescido dos fluxos de capitais (em moeda local), representados por F ($F_t > 0$ para influxos e $F_t < 0$ para afluxos):

$$P_{d_t}X_t + F_t = P_{f_t}M_tE_t \quad (11)$$

Sejam a participação das exportações e a participação dos fluxos de capitais como proporção da receita externa total, respectivamente, $\left(\frac{X_t}{X_t+F_t} = \varphi\right)$ e $\left(\frac{F_t}{X_t+F_t} = \varphi - 1\right)$. Colocando (11) em taxas de variação tem-se:

$$\varphi(p_{d_t} + x_t) + (\varphi - 1)(f_t) = p_{f_t} + m_t + e_t \quad (12)$$

Thirlwall e Hussain (1982) assumem funções de demanda por exportações e por importações ligeiramente mais simplificadas do que em Thirlwall (1979), suprimindo as elasticidades cruzadas, como mostrado abaixo:

$$X_t = \left(\frac{P_{d_t}}{P_{f_t}E_t}\right)^\eta Z_t^\varepsilon \quad (13)$$

$$M_t = \left(\frac{P_{f_t}E_t}{P_{d_t}}\right)^\psi Y_t^\pi \quad (14)$$

Colocando (13) e (14) em taxas, tem-se que o crescimento das exportações e das importações é dado respectivamente por:

$$x_t = \eta(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) + \varepsilon(z_t) \quad (15)$$

$$m_t = \psi(p_{f_t} + e_t - p_{d_t}) + \pi(y_t) \quad (16)$$

Substituindo as equações (15) e (16) na equação (12), chega-se à taxa de crescimento equilibrado de longo prazo

$$y_{FB_t} = \frac{(\varphi\eta + \psi)(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) + (p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) + \varphi\varepsilon z_t + (1 - \varphi)(f_t - p_{d_t})}{\pi} \quad (17)$$

O lado da direita desta equação tem o efeito preço no primeiro termo, os termos de troca no segundo, o terceiro termo é efeito da renda externa e o último capta a influência dos fluxos de capitais. A variável x pode ser interpretada como εz .

Ao assumir que não há efeito dos termos de troca, ou seja, que existe um mecanismo de correção dos desvios de preço entre os países, no longo prazo, chega-se uma equação, análoga à equação (7), que incorpora os fluxos de capitais.

A equação que representa a taxa de crescimento permitida pelo equilíbrio do balanço de pagamentos incluindo o componente financeiro é dada por:

$$y_{FBt} = \frac{\varphi x + (1-\varphi)(f-p_d)}{\pi} \quad (18)$$

Os influxos de capitais externos, as exportações e os termos de troca (como um resíduo), portanto, seriam o que restringe a economia no longo-prazo. Portanto, a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos, pelo modelo estendido, é razão da soma ponderada do crescimento das exportações e do crescimento dos fluxos de capitais, pela elasticidade-renda da demanda por importações.

1.4.2 Moreno-Brid (2003)

O montante da dívida externa e o pagamento dos juros exercem restrições de crescimento, sendo pertinente a inclusão desses aspectos no modelo. Moreno-Brid (1998/1999) contribui com uma extensão que abarca um endividamento dito sustentável, expresso pela constância da conta corrente, que é o oposto do conta capitale por isso representa o endividamento, ante o PIB. Moreno-Brid (2003) cria uma versão que incorpora os juros e o endividamento à abordagem da restrição externa ao crescimento do produto, cuja equação dinâmica de equilíbrio externo é expressa a seguir:

$$X_t P_{d_t} - R_t P_{d_t} + F_t P_{d_t} = M_t P_{f_t} E_t \quad (19)^{11}$$

Sendo F_t é ingresso líquido de capitais e R_t o pagamento dos juros, ou segundo suas taxas de crescimento, tem-se:

$$\theta_1(p_{d_t} + x_t) - \theta_2(r_t + p_{d_t}) + (1 - \theta_1 + \theta_2)(f_t + p_{d_t}) = e_t + p_{f_t} + m_t \quad (20)$$

Onde r_t é a taxa de crescimento do pagamento dos juros (líquidos), f_t é a taxa de ingresso líquida de capitais e θ_1 é a razão entre as receitas de exportação e

as despesas de importação $\left(\theta_1 = \frac{P_{d_t} X_t}{P_{f_t} E_t M_t} \right)$ e θ_2 é a razão entre o pagamento de juros e as despesas de importação $\left(\theta_2 = \frac{P_{d_t} R_t}{P_{f_t} E_t M_t} \right)$.

¹¹ A rigor, o modelo exposto em Moreno-Brid (2003) não inclui a taxa de câmbio (E_t), pois é assumida taxa de câmbio fixa em um.

As taxas de crescimento das funções exportação e importação não diferem das desenvolvidas em Thirlwall e Hussain (1982):

$$x_t = \eta(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) + \varepsilon(z_t) \quad e \quad (15)$$

$$m_t = \psi(p_{f_t} + e_t - p_{d_t}) + \pi(y_t) \quad (16)$$

Moreno-Brid assume a constância da relação conta corrente em relação à renda, isto é, como F é ingresso líquido de capital e, portanto, o que financia o déficit da conta corrente, trata-se da seguinte relação, $\frac{F}{Y} = k$, com k sendo uma constante, donde, sob taxas de variação temos:

$$f = y \quad (21)$$

Substituindo as equações (15), (16) e (21) na equação matriz do modelo (19), tem-se:

$$y_{B_{rext}} = \frac{\theta_1 x - \theta_2 r + (\theta_1 \eta + \psi)(p_{d_t} - e_t - p_{f_t})}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (22)$$

Tomando como válida a constância dos termos de troca a longo prazo, chega-se à seguinte taxa de crescimento:

$$y_{B_{rext}} = \frac{\theta_1 x - \theta_2 r}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (23)$$

Como $(1 - \theta_1 + \theta_2 = \frac{M-X+R}{M})$, e este termo representa o fluxo de capital estrangeiro como proporção da despesa de importação ou ainda a proporção do déficit em conta corrente, nota-se que a equação (21) é uma sofisticação da taxa de crescimento máxima permitida pelo equilíbrio do balanço de pagamentos, introduzida em 1979, em que está incluído o pagamento dos juros da dívida. Mais do que isso, o significado da expansão deve ser o de denotar a taxa de crescimento com equilíbrio das contas externas numa relação de constância do déficit em conta corrente em relação ao PIB, cuja importância é explicada pela percepção que o mercado tem em relação à saúde financeira do país, o que impacta sobre os fluxos de capitais.

1.4.3 Carvalho (2007)

A fim de identificar o efeito específico de cada componente do balanço de pagamentos, Carvalho propõe um modelo que incorpore variáveis já incluídas em outros modelos anteriores, porém combina-os de uma forma original. Ela se vale, por exemplo, de contribuições do modelo de Ferreira (2001), cujo extensão à

literatura de crescimento sob restrição externa foi especificar os serviços fatores. Carvalho parte da seguinte relação de equilíbrio externo:

$$P_{d_t}X_t + P_{d_t}F_t + P_{d_t}S_t = P_{f_t}M_tE_t \quad (24)$$

Em que S_t representa a conta (despesa, no caso de países deficitários nessa conta) de rendas do balanço de pagamentos, tratando-se, então, do pagamento de juros, R_t , e demais remunerações do capital estrangeiro, como lucros e dividendos: os serviços de fatores. Colocando em taxas de crescimentos as variáveis explicitadas, bem como considerando-as segundo suas proporções

$\left(\theta_3 = P_{d_t}S_t / P_{f_t}E_tM_t \right)$, tem-se:

$$\theta_1(p_{d_t} + x_t) + (1 - \theta_1 + \theta_3)(f_t + p_{d_t}) + \theta_3(s_t + p_{d_t}) = e_t + p_{f_t} + m_t \quad (25)$$

Adotando a mesma função de demanda por exportações e por importações que Thirlwall e Hussain (1982), substituem-se (15) e (16) em (25) para obter a taxa máxima de crescimento que permita o equilíbrio externo, dada a seguir¹²:

$$y_{carv} = \frac{\theta_1x + (1 - \theta_1 - \theta_3)f + \theta_3s + (1 + \theta_1\eta + \psi)(p_{d_t} - e - p_{f_t})}{\pi} \quad (26)$$

Este modelo não é apenas uma extensão da Lei de Thirlwall porque exhibe uma modificação que, a rigor, viola a fundamentação da própria Lei. Carvalho não trata os preços relativos como irrelevantes a longo prazo. Ela insiste que para países em desenvolvimento a inclusão dos termos de troca aumenta o poder explicativo do modelos de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos.¹³

Assim, Carvalho chega a uma taxa de crescimento de equilíbrio com o balanço de pagamentos que inclui a conta capital, pagamento de serviços do capital, preços relativos explicitados e sem exigir limites à poupança externa, como em

¹² O modelo de Carvalho (2007) apresentado aqui difere do original no que se considera ser uma correção. A diferença consiste no sinal atribuído à proporção da conta de rendas, θ_3 , pois, dada a relação de equilíbrio inicial proposta ser de S tido como positivo, ao se referir ao saldo e não necessariamente ao pagamento dos serviços fatores, a proporção que essa variável representa deverá apresentar, por exemplo, o mesmo sinal da proporção das exportações, θ_1 . Acredita-se que o equívoco seja de digitação, ocasionado pelo fato de, em se tratando de o país testado por Carvalho (2007) ter a conta de rendas historicamente deficitária por causa de características estruturais de perene endividamento líquido e de preponderância de remessa de lucros e dividendos, entre outros componentes. Isto ocasiona tanto S quanto θ_3 serem negativos após as substituições dos dados, porém no desenvolvimento teórico, respeitada a definição inicial proposta para o equilíbrio, ambos devem ser positivos.

¹³ A exemplo de testes empíricos nessa vertente de não-constância dos termos de troca para os países em desenvolvimento, ver Lopez *et al.* (2000), Hussain (1999) e Alonso *et al.* (1998). Estes últimos criticam explicitamente esse aspecto, afirmando que não é necessário se ignorar os preços relativos para que a teoria dos modelos de crescimento sob restrição externa seja válida.

Moreno-Brid (2003). Ao passo que Ferreira (2001) compreendia que o crescimento de longo prazo é determinante tão somente na seara da conta corrente, enquanto não incorporou a conta financeira na taxa de crescimento equilibrado, Carvalho considerada ambos elementos e adiciona a relevância da taxa real de câmbio, ao não desprezar a razão de preços interno e externo mesmo no longo prazo.

1.5 REVENDO APLICAÇÕES DA LEI DE THIRWALL AO BRASIL

Thirlwall e Hussain (1982) testam o modelo que incorpora a conta de capitais e verificam que para o Brasil a predição desse modelo é mais acurada do que a da regra simples: no período 1969-1978 o crescimento verdadeiro foi de 9,5% a.a. e o modelo original previu 4,0%, o modificado, 9,4%; a diferença, justificam, residiu 5,4% no crescimento dos fluxos de capitais mais célere do que as exportações e 0,1% no impacto que os preços relativos tem sobre o país. Partem de elasticidades-renda de importações previamente estimadas.

López e Cruz (2000) examinam os anos de 1965 a 1995 e validam a Lei de Thirlwall para o país nesse período, sob a apresentação dada em Thirlwall e Hussain (1982). Concluem que o Brasil sofreu no período grandes oscilações nos termos de troca e que existe uma correlação negativa entre estes e o PIB. Constatam que a condição de Marshall-Lerner não se mostrou válida.

Bertola, Higachi e Porcile (2002) estudam um grande período (1890-1973) com o modelo original e suas estimativas permitiram corroborar a relação de longo prazo entre PIB, termos de troca e a renda mundial, não sem constatarem também que os termos de troca não foram estatisticamente significativos. O modelo de correção de erros aponta que 41% da oscilação do PIB é ajuste em direção ao PIB de equilíbrio do balanço de pagamentos.

Ferreira e Canuto (2003) testa modelos de Thirlwall, em especial o modelo que desenvolvem em que, questionando o consenso de que os influxos de capitais representam um alargamento das restrições, alardeiam sobre o passivo externo que intertemporalmente surge de tais ingressos. Com dados abarcando o período de 1949 a 1999, usando média móvel de 30 anos, mostram que, enquanto a Lei original

previu para o período 6,2% de crescimento, este modelo criado calculou 5,2%, uma previsão mais próxima dos reais 5,4%. A maior precisão do modelo novo seria, assim, explicada pelo pagamento de serviços e rendas. Acreditam que a falha dos modelos que incluem os influxos de capitais ocorreu porque desconsideram o regresso dos mesmos. Constatam que ocorre causalidade bilateral o produto e exportações.

O modelo que Jayme Jr. (2003) usa para analisar a economia brasileira entre 1955 e 1998, elasticidade-renda das importações implícita e, criando subperíodos de análise segundo a interpretação do autor de mudanças estruturais na economia brasileira, a validade do modelo foi constatada, inclusive a determinação da demanda sobre o produto bem como a reciprocidade de causalidade que existe entre PIB e exportações.

Holland, Vieira e Canuto (2004) usam dados de 1950 a 2000 no modelo original de Thirlwall, aferindo resultados inferiores ao real: enquanto o crescimento observado foi de 5,34%, a previsão foi de 3,42%. Essa restrição mais forte que o modelo trouxe possivelmente reside na desconsideração que o movimento de capitais tem, ora relaxando ora intensificando as amarras ao crescimento.

Vieira e Holland (2008) testam o modelo original e violam a constância dos termos de troca para que se avalie o impacto destes. Compreendendo 1900 a 2005, a taxa real (5,12%) ficou distante da prevista pelo modelo (2,68%), porém nos subperíodos de 1900 a 1970 (3,66% e 4,16%) e 1971 a 2005 (4,7% e 4,01%) a diferença foi menor. Os termos de troca tiveram um impacto reduzido na taxa de crescimento, porém foram marcantes na determinação da elasticidade-renda de importação.

Britto e McCombie (2009) usam uma amostra de 1951 a 2006 e rejeitam a Lei de Thirlwall original para a econômica brasileira no período estudado, enquanto que a de Moreno-Brid (2003) mostrou-se válida, conferindo a importância da inclusão dos fluxos de capital e, mais especificamente, a consideração do pagamento dos juros da dívida.

Carvalho e Lima (2009), para o período compreendido entre 1930 e 2004, chegam a estimativas próximas à observada: com as devidas restrições, o modelo de Moreno-Brid (2003) previu 4,5%, contra 5% do verificado; decompondo a contribuição das variáveis, tem-se que a balança comercial (medida pela razão das

elasticidades-renda) foi o item preponderante: 4,3%, termos de troca 1,4% conta financeira e serviços da dívida ambos -1,2% e os serviços do capital não tiveram repercussão.

Gouvêa e Lima (2011) aplicaram o modelo de Araújo e Lima (2007), que une os setores verticalmente integrados de Pasinetti ao modelo de Thirlwall, ao Brasil de 1962 a 2006 e concluíram que os resultados não diferiram da aplicação do modelo original: ambos explicaram o crescimento sob restrições externas. Analisam ainda que as elasticidades-renda sofreram uma discreta piora, em sentido de aumentar ligeiramente a dependência de importados com reduzir a demanda externa aos exportados atrelada à renda, nos anos finais do período analisado.

A revisão de literatura corroborou a forte aderência da Lei de Thirlwall à economia brasileira, podendo-se afirmar que o crescimento do Brasil esteve sujeito à restrição do seu balanço de pagamentos. O presente trabalho vem a se incluir nesse conjunto de abordagens também, na medida em que compreende um teste empírico da Lei de Thirlwall à economia brasileira.

2 APLICANDO A LEI DE THIRLWALL

Em virtude da alta aderência da Lei de Thirlwall e suas extensões para explicar a taxa de crescimento da economia brasileira cabe averiguar, testando quatro modelos, se o crescimento da economia brasileira tinha espaço para ser maior, nos últimos anos (2000-2013), bem como investigar quais foram, e em que proporção, as variáveis que relaxaram ou que limitaram o crescimento, do ponto de vista das contas externas brasileiras.

O presente trabalho se propôs a uma abordagem empírica da Lei de Thirlwall e suas extensões. São realizados testes empíricos de 4 modelos de crescimento sob restrição externa.

O primeiro modelo testado é a aplicação da Lei de Thirlwall original (1979):

$$y_{Bt} = \frac{x}{\pi} \quad (10)$$

O segundo é o modelo que incorpora os fluxos de capital no equilíbrio do balanço de pagamentos, proposto por Thirlwall e Hussain (1982):

$$y_{FBt} = \frac{\varphi x + (1-\varphi)(f-p_d)}{\pi} \quad (18)$$

O terceiro modelo é o de Moreno-Brid (2003), que, ao incorporar os componentes do endividamento externo através da inclusão do montante do pagamento de juros da dívida no modelo, permite individualizar o impacto que a dívida tem no equilíbrio externo, com a constância da mesma ante o produto:

$$y_{Bjext} = \frac{\theta_1 x - \theta_2 r}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (23)$$

O quarto modelo utiliza os termos de troca, ao invés de assumir a validade da paridade do poder de compra, como o fazem os modelos acima. A motivação para testar essa refutação é conjecturar se os preços relativos tem uma atuação relevante na determinação do taxa de crescimento, por serem determinantes de competitividade, já que o período analisado aqui foi de valorização dos preços de exportações brasileiras e então a paridade do poder de compra pode não ter sido válida. Testar-se-á o modelo apresentado em Carvalho (2007), que inclui a conta capital, pagamento de serviços do capital, preços relativos explicitados e sem exigir limites à poupança externa. A escolha por tal modelagem é justificada, adicionalmente, pelo alto poder explicativo que o mesmo teve para a economia brasileira, no trabalho desenvolvido em questão pela autora.

$$y_{carv} = \frac{\theta_1 x_t + (1 - \theta_1 + \theta_3) f_t + \theta_3 s_t + (1 + \theta_1 \eta + \psi)(p_{d_t} - e_t - p_{f_t})}{\pi} \quad (26)$$

Os modelos também são testados na sua forma “forte”, referindo-se ao emprego da renda externa e da elasticidade-renda de exportações, em substituição às exportações propriamente ditas, quando então chamadas de forma “fraca” (PERRATON, 2003). Trata-se de assumir que as exportações são estocásticas e deveriam ser estimadas da mesma forma que as importações; na sua forma “fraca”, as exportações são tomadas como determinísticas (RAZMI, 2005). Thirlwall (2011), interpretando tal proposição de Perraton, esclarece que sem a elasticidade-renda das exportações, a variável pura das exportações inclui o efeito dos preços relativos e também o efeito da renda externa, o que acaba contestando o ajuste via renda que a Lei de Thirlwall propõe; sugere, assim, que a forma que capta o componente das exportações pelas duas variáveis é mais robusta do que a das exportações propriamente. Por esse motivo, é interessante testar os modelos aqui valendo-se de ambas as formas.

2.1 MÉTODOS DE ANÁLISE DA LEI DE THIRLWALL

A literatura dos modelos de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos examina empiricamente a Lei de Thirlwall sob diferentes técnicas econométricas. Este trabalho aborda dois desses métodos.

Primeiramente, testar a aderência do modelo de Thirlwall e de suas extensões significará comparar os resultados da estimação da elasticidade-renda de importação (chamada de elasticidade observada) com a mesma obtida teoricamente, de acordo com a proposta de McCombie (1989). Esta é a metodologia mais amplamente aplicada e aceita pela literatura que segue Thirlwall. Busca-se, nessa metodologia, que não haja diferença estatística entre a taxa estimada e a taxa hipotética, através de um teste de hipótese cuja hipótese nula é a de igualdade¹⁴.

A elasticidade-renda hipotética representa, num sentido mais abstrato, a situação de equilíbrio para a qual a razão entre taxas de crescimento da renda interna e das exportações, no caso do modelo original, mantém o balanço de

¹⁴ A estatística obtida é do tipo t-de-Student, dadas as características do teste.

pagamentos com saldo nulo. Para os modelos considerados além do original, a analogia é válida: a elasticidade-renda de equilíbrio, como também pode ser chamada, preserva as contas externas balanceadas, e ela é dada como o fator incidente à taxa de crescimento do produto doméstico capaz de igualá-lo às demais movimentações, segundo as variáveis pertinentes a cada modelo, do balanço de pagamentos. Assim, explica a pertinência de se testar os limites aceitos estatisticamente dentro dos quais se pode afirmar a igualdade entre as elasticidades-renda de importação estimada e hipotética.

Carecendo-se, portanto, da estimação da elasticidade-renda das importações (π^*), a mesma é calculada através da aplicação de logaritmo à equação da demanda de importação (4'), cujo intuito é obter diretamente a estimação das elasticidades:

$$\log(M) = \psi \log\left(\frac{P_f E}{P_d}\right) + \pi^* \log(Y) \quad (4'')$$

As técnicas de estimação utilizadas devem respeitar as características iniciais das séries envolvidas de não-estacionariedade e devem compreender os elementos temporais, cujo detalhamento consta da seção seguinte.

Em seguida, obtém-se a elasticidade-renda hipotética (π') através das equações abaixo.

No caso do modelo original (1979):

$$\pi'_{Bt} = \frac{x_t}{y_t} \quad (10')$$

Em Thirlwall e Hussain (1982), tem-se:

$$\pi'_{FBt} = \frac{\varphi x + (1-\varphi)(f-p_d)}{y} \quad (18')$$

Para o modelo de Moreno-Brid (2003), a elasticidade-renda hipotética fica:

$$\pi'_{Bnext} = (1 - \theta_1 + \theta_2) + \frac{\theta_1 x + \theta_2 r}{y} \quad (23')$$

A taxa hipotética em Carvalho (2005) se dá conforme abaixo:

$$\pi'_{carv} = \frac{\theta_1 x_t + \theta_3 s_t + (1-\theta_1-\theta_3)f_t + (1+\theta_1\eta+\psi)(p_{dt} - p_{ft} - e_t)}{y_t} \quad (26')$$

Para o caso da forma “forte”, tem-se: $x_t = \varepsilon Z_t$. A elasticidade-renda de exportação é calculada de modo análogo à de importação, segundo a função de demanda de exportação com logaritmos em nível das variáveis:

$$\log(X) = \eta \log\left(\frac{P_d}{P_f E}\right) + \varepsilon^* \log(Z) \quad (3'')$$

É fundamental que estas especificações contenham os termos de troca explicitados, senão se estaria assumindo *a priori* o que se deseja testar, sem prejuízo às proposições de Thirlwall, uma vez que ele não afirma que os preços relativos tenham efeito nulo, e sim que, no longo prazo, este é pequeno (McCombie, 1997).

Após constatar-se a validade da Lei de Thirlwall calcula-se, usando as elasticidades realmente observada, as taxas de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos. Com o propósito de se mensurar a contribuição de cada componente dos modelos na formação da taxa de crescimento, é feita a uma avaliação da composição das taxas de crescimento. Trata-se de fazer o exercício de mensurar cada termo dos modelos abaixo¹⁵:

$$y_{B_t} = \frac{1}{\pi}(x_t) + \frac{(1+\eta+\psi)}{\pi}(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) \quad (8)$$

$$y_{FB_t} = \frac{(\varphi\eta+\psi)}{\pi}(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) + \frac{1}{\pi}(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) + \frac{\varphi}{\pi}(x_t) + \frac{(1-\varphi)}{\pi}(f_t - p_{d_t}) \quad (17)$$

$$y_{B_{rext}} = \frac{\theta_1}{\pi-(1-\theta_1+\theta_2)}x_t - \frac{\theta_2}{\pi-(1-\theta_1+\theta_2)}r_t + \frac{(\theta_1\eta+\psi+1)}{\pi-(1-\theta_1+\theta_2)}(p_{d_t} - p_{f_t} - e_t) \quad (22)$$

$$y_{carv_t} = \frac{\theta_1}{\pi}x_t + \frac{(1-\theta_1-\theta_3)}{\pi}f_t + \frac{\theta_3}{\pi}s_t + \frac{(1+\theta_1\eta+\psi)}{\pi}(p_{d_t} - e_t - p_{f_t}) \quad (26)$$

Espera-se observar, adicionalmente, a importância dos preços relativos e das elasticidades-preço, ao se incluir também o cálculo das elasticidades-renda de importação hipotéticas modificadas pela inclusão dos termos de troca.

Alternativamente, uma outra forma de testar a validade da Lei de Thirlwall é fazer uma regressão com as taxas de crescimento observadas e com as taxas de crescimento hipotéticas. Consiste em avaliar se o intercepto dessa regressão é igual a zero e, conjuntamente, o coeficiente da taxa de crescimento ser igual a um. Esta metodologia é bastante recorrente na literatura.

McCombie (1997) apregoa que se deve necessariamente regredir a taxa hipotética na taxa observada: o regressando deve ser a taxa de crescimento restrito e o regressor a taxa observada¹⁶.

$$y_{B_t} = \alpha + \beta y_t \quad (27)$$

¹⁵ A exemplo desse cálculo, ver Thirlwall e Hussain (1982), Hussain (1999), Carvalho (2007), entre outros.

¹⁶ Esta forma é uma crítica ao método empregado por McGregor e Swales (1985), quem foram os precursores dessa metodologia de teste da Lei de Thirlwall, em que propõem como regressor a taxa de crescimento teórica e regressando a taxa observada.

A regressão deve ser testada sob as hipóteses nulas de que o intercepto é estatisticamente nulo e que o a inclinação deve ser igual a um. Atendendo aos devidos requisitos de igualdade estatística entre as taxas de crescimento hipotética e real, condição contida na hipótese nula do teste dos coeficientes de Wald, então a Lei de Thirlwall é válida e, portanto, pode-se afirmar que o país analisado tem seu crescimento restrito pelo balanço de pagamentos.

Há críticas de que esta forma avalie somente o curto prazo, pois permite que taxas de crescimento comerciais estejam fora daquela permitida por um equilíbrio de longo prazo (BRITTO *et al.*, 2009). Entretanto, valendo-se de uma metodologia estatística que envolva componentes que avaliem explicitamente o longo prazo, qual seja a construção de um vetor de correção de erros, é possível apontar quais componentes e em que medida atuam a curto e a longo prazo. Esse ajuste metodológico, que busca incorporar a relação temporal das variáveis, mantendo a ideia de testar as taxas de crescimento entre si, foi feito por Alonso (1999).

A metodologia desenvolvida por Alonso (1999) consiste em regredir a taxa de crescimento observada na taxa de crescimento hipotética, invertendo a relação proposta por McCombie (1989, 1997), porém usando técnicas de cointegração, o que permite considerar a relação de longo prazo, preconizada pela Lei de Thirlwall.

$$y_t = \alpha + \beta y_{B_t} \quad (28)$$

Os testes sobre os coeficientes que garantirão a validade da Lei são idênticos aos propostos por McCombie supracitados.

A metodologia de Alonso (1999), por levar em consideração as relações intertemporais entre as taxas de crescimento foi preferida neste presente estudo à de McCombie (1989, 1997). O próprio Thirlwall (2011) destaca a consistência teórica do método.

Alonso (1999) afirma que as variáveis utilizadas devem estar em nível, porque taxas perdem informação do agregado e do longo prazo. Além disso, sugere que se apliquem logaritmos. Assim, portando as estimativas das elasticidades, a taxa hipotética a partir da qual se desenvolverá a regressão vem da equação abaixo:

$$\ln Y = \ln P_d - \ln P_f + \varepsilon \ln Z + (\eta - \psi) \ln \left(\frac{P_d}{P_f E} \right) / \pi \quad (29)$$

A estimação da regressão deve, segundo Alonso (1999), contar necessariamente com uma constante. Ele afirma que, como o foco é a relação de longo prazo e não propriamente a dinâmica entre ambas as variáveis, pode-se

prescindir de um modelo de correção de erro completo, não carecendo dos ajustes de curto prazo. É essencialmente, entretanto, que o termo de correção de erro seja válido, sem o que não se pode afirmar que existe relação de longo prazo entre as taxas de crescimento.

2.2 TÉCNICAS DE ESTIMAÇÃO¹⁷

As variáveis utilizadas nos modelos estudados são séries de tempo e costumam ser geradas por processos estocásticos não-estacionários. Recorrer-se à regressão por mínimos quadrados, nesse caso, traz resultados espúrios, solucionando-se corretamente a estimação ao se buscar a estacionariedade das séries. Como variáveis estacionárias tem características que não mudam ao longo do tempo, como sua média e variância, a econometria clássica é válida. Assim, faz-se necessário verificar se existe aleatoriedade nas séries.

O primeiro passo é executar testes que detectem raízes unitárias, isto é, a aleatoriedade das séries. O teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) parte da hipótese nula da existência de raiz unitária, porém incorre em limitações como baixo poder do teste e de assumir não autocorrelação e heterocedasticidade. O teste KPSS, quando adicionalmente utilizado, resolve tal problema de baixa potência. Ao inverter a hipótese nula, ele testa a estacionariedade, ao contrário do ADF. Em quaisquer deles, deve ser selecionado um número suficiente de defasagens (*lags*) entre as variáveis testadas, cuja função é de eliminar possíveis correlações seriais nos resíduos.

É importante considerar conjecturar sobre a existência de uma quebra estrutural nas séries. Havendo uma mudança estrutural, os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado, cujas manifestações podem ser mudanças no intercepto, no coeficiente angular ou em ambos. Neste caso, os testes mais usuais de estacionariedade, como DF, ADF e PP, podem levar a resultados espúrios, pois o poder de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária cai. O teste usado para tal foi o de Perron (1997), que permite testar a

¹⁷ As técnicas descritas tem por base Enders (2004) e Bueno (2012).

presença de raiz unitária havendo quebra estrutural na série, seja na tendência, no intercepto ou em ambos, e sem carecer de especificação prévia do momento da quebra, pois ele mesmo indicará uma possível data.

Quando os testes de raiz unitária ocorrerem com as variáveis em nível e a hipótese nula de não-estacionariedade não for rejeitada, deve-se repetir o teste com as variáveis em primeira diferença. Se as variáveis tiverem raiz unitária quando em nível, mas tornarem-se estacionárias quando diferenciadas, elas são chamadas de integradas segundo a ordem da diferenciação que as tornou não-aleatórias. Contando com as variáveis sendo integradas de mesma ordem, ou seja, existindo comportamento semelhante entre as variáveis ao longo do tempo, verifica-se se existe ao menos uma combinação linear das mesmas que seja estacionária, isto é, se elas cointegram.

Havendo cointegração, tem-se um indicativo de que existe relação de longo prazo entre as variáveis. A cointegração das variáveis implica na existência de um vetor ou de um termo de erro que quantifica a relação de longo prazo entre as variáveis. A existência de um vetor de correção de erros traz o termo que reestabelece o equilíbrio ao modelo, de forma a elucidar a velocidade de ajustamento entre as variáveis, bem como apresenta um possível dinamismo de curto prazo entre as mesmas. Assim, ao mesmo tempo em que diferenciar uma série acarreta em alguma perda de informação, as técnicas de cointegração elucidam as relações de longo prazo entre as séries.

Desvios em relação ao seu equilíbrio, no curto prazo, são corrigidos por um termo de correção de erros, que elucida a velocidade de ajustamento das variáveis, ou seja, seu coeficiente é a taxa do retorno ao equilíbrio do modelo. Esse termo de correção pode ser interpretado neste caso como sendo a velocidade de ajuste entre um movimento numa variável e noutra. Sendo o termo de correção de erros significativo e apresentando o sinal esperado, então existe relação de longo prazo entre as variáveis.

Para especificar o modelo dinâmico, de correção de erros, estima-se primeiramente um vetor autorregressivo (VAR). Esse método focaliza as inter-relações entre as variáveis, ao mesmo tempo em que traz estimativas dos parâmetros.

A construção do VAR começa pelo teste de máxima verossimilhança de Johansen. Este traz duas estatísticas: a do traço e a do máximo autovalor. A estatística do traço trata de um teste geral para o modelo e parte da hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a n , contra a alternativa de que existem mais do que n vetores, onde n é o número de variáveis. O teste do máximo autovalor, ao contrário, testa os autovalores um a um, sob a hipótese nula de que existem n vetores de cointegração e hipótese alternativa de que existem $(n+1)$ vetores. A conclusão é que se o valor obtido pelo teste exceder o valor crítico, então existem mais do que aquele número hipotético testado de vetores de cointegração, de forma que quando a hipótese nula não for rejeitada, então existe o dado número (que pode ser nenhum) de vetores de cointegração.

O número de equações de cointegração testado é n , tal que n é, também, o posto da matriz Π dada pela matriz formada pela matriz dos parâmetros menos a matriz identidade, e n determina o número de vetores de cointegração, considerando-se que o número máximo destes é inferior ao de variáveis no sistema de equações. A matriz Π é o produto da matriz dos parâmetros de ajustamento α (semelhante ao termo de correção de erro) e da transposta da matriz dos coeficientes de longo prazo dos vetores de cointegração β .

Como há cointegração entre as variáveis, o uso do modelo de correção de erro, denominado vetor de correção de erro (VEC), é mais interessante para os propósitos de análise da Lei de Thirlwall, pois permite estabelecer as relações de curto e de longo prazo entre as variáveis. Consta no VEC, adicionalmente à matriz Π do VAR, uma matriz de coeficientes que representam a dinâmica de curto prazo. O VEC é, assim, um VAR restrito.

Procedendo-se ao VEC, orientando-se a partir do teste do critério de seleção da ordem de defasagem do VAR, chega-se ao número de defasagens que deverá ter o VEC, qual seja uma unidade a menos que a ordem do VAR. Pelo método de máxima verossimilhança de Johansen verificam-se quais termos deverão constar do modelo de correção de erros. Através do teste de especificação do VAR irrestrito, pode-se determinar se os modelos devem ser: 1) vetor de cointegração sem intercepto ou tendência na equação e sem intercepto ou tendência no vetor de variáveis endógenas, 2) com intercepto no vetor de cointegração e sem intercepto ou tendência no VAR, 3) com intercepto dentro e fora do vetor de

cointegração, 4) vetor de cointegração com intercepto e tendência e com intercepto no VAR, e 5) vetor de cointegração com intercepto e tendência e com intercepto e tendência no VAR. Decide-se, na sequência dada, se rejeita ou não a hipótese nula de haver nenhum vetor de cointegração, em seguida ao menos um, depois ao menos dois, sucessivamente, até a primeira ocorrência de rejeição, ou seja, quando não se rejeitar a existência de no máximo tantos vetores de cointegração.

O modelo adotado gera, então, um sistema de equações que representam a relação de longo prazo e de curto prazo. Sendo os coeficientes estimados válidos, então tem-se a relação temporal sugerida.

Para se averiguar se o modelo corrigido pelo erro é válido, analisam-se os resíduos. Uma vez que os estimadores obtidos por um VEC são consistentes e deseja-se testar a validade dos mesmos, é necessário que a distribuição dos estimadores seja normal.

2.3 TESTES EMPÍRICOS

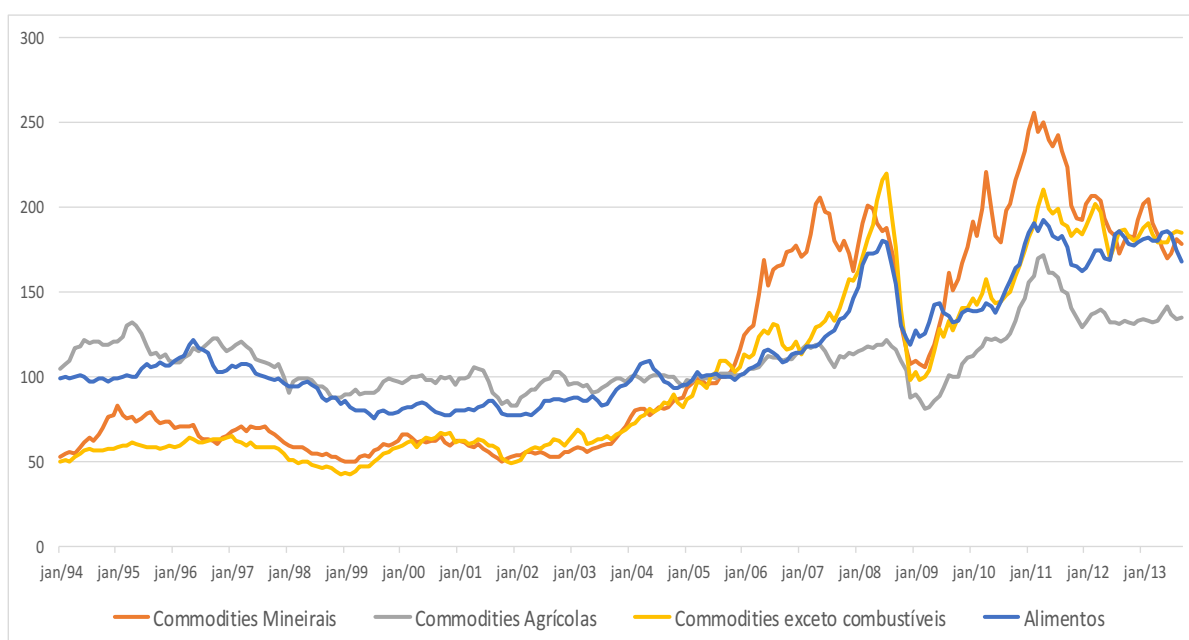
2.3.1 Período analisado

O objetivo desta dissertação é avaliar, sob uma perspectiva da vertente de Thirlwall, a restrição externa ao crescimento da economia brasileira no *boom* das *commodities*. A motivação é avaliar se o comportamento de um modelo que se mostrou aderente à economia brasileira em diversos cenários econômicos, como citado na revisão bibliográfica, mantém-se fidedigno em uma conjuntura externa distinta. Qualifica-se como mais favorável do que em outros momentos históricos as circunstâncias do comércio internacional para o Brasil porque o principal componente da pauta de exportações brasileira, as *commodities*, portaram-se como itens de alto dinamismo¹⁸.

¹⁸ Segundo critérios da FUNCEX, a classificação de produtos por dinamismo é baseada na taxa de crescimento média anual de 99% das importações mundiais observada por cada produto entre as médias do biênio 2003-2005 e 2008-2010.

Foram analisados os índices de preços mensais, a partir de 1994, para se encontrar o período de preços mínimos para os *tradables*¹⁹. Encontrou-se que para o índice de mercadorias, inclusos os combustíveis, a maior baixa se deu em fevereiro de 1999; idem para as *commodities* metálicas; para as *commodities* agrícolas o vale se dá em janeiro de 2002 (exceto pelos meses de abril e março durante a crise internacional); o índice de *commodities*, excluídos combustíveis, o *slump* se deu em outubro de 2001; o índice de preços de alimentos teve seu menor valor em julho de 1999.

Gráfico 1. Índice de Preços Mundial (base: 2006=100)



Fonte: A autora a partir de dados do FMI.

As séries de preços de *commodities* permitem afirmar que 1999 foi o período de *slump* para diversas dessas mercadorias, enquanto para outras foi 2001. O prelúdio do *boom* em boa parte da literatura se dá em 2002²⁰. Preferiu-se adotar o ano de 2002 como o início da pesquisa, pois além de a maior baixa do índice de preços geral (excluído combustíveis) ser no final de 2001, a análise gráfica permite identificar um vale para todos os índices também nesse período.

Dada a disponibilidade de dados, o fim da pesquisa é o mês de setembro do ano de 2013.

¹⁹ Dados FMI; base 2005=100.

²⁰ Ver Trade and Development Report (UNCTAD) e World Economic Outlook (IMF).

2.3.2 Dados

Os dados são mensais e foram obtidos no IPEADATA, com suas fontes primárias elencadas a seguir. As importações, exportações, as contas de serviços (despesas e receitas), rendas, financeira, os juros, a taxa de câmbio nominal e o PIB são do Banco Central do Brasil. O IPCA – BR vem do IBGE. O FMI é a fonte do IPA – EUA e das importações mundiais. Todos os dados de volume e índices de preços estão a preços constantes de julho de 2005. O deflator utilizado foi o índice oficial de inflação, IPCA. As conversões usaram a taxa de câmbio média comercial de venda. A taxa de câmbio adotada é R\$/US\$.

A literatura empírica de modelos de Thirlwall costuma valer-se da concepção de preços relativos distintas, e mesmo havendo coincidência conceitual os índices a serem usados não são consensuais. Enquanto que para comércio internacional concentrado intra-industrialmente é mais utilizado o índice de termos de troca²¹, para o caso de países com pauta de exportações e importações muito distintas é usada a taxa de câmbio real, segundo McCombie (1997). Existem definições para o propósito do termo da relação de preços do modelo de Thirlwall de que as variáveis em questão devem captar a relação entre o preço dos importados e o preço do substituto nacional e vice-versa para o preço dos exportados (HUSSAIN, 1999), ou entre os preços de importados e de exportados sem carecer de substitutibilidade (HIEKE, 1997; LEÓN-LEDESMA, 1999), bem como há explicações de que o intuito dos preços relativos é de captar a diferença entre os níveis preços externos e preços domésticos (DUTT, 2002; ATESOGLU, 1993) sendo este último um conceito mais abrangente e que, assim, poderia refletir melhor a atividade interna mais amplamente. A maioria dos trabalhos bem sucedidos quanto à aderência à economia brasileira costuma valer-se desta última concepção. Assim, optou-se por utilizar os termos de preços relativos como sendo a taxa de câmbio real.

A escolha de quais índices usar como representantes do nível de preços na taxa de câmbio real seguiu as recomendações da literatura dos estudos de câmbio, que afirma ser apropriado relacionar preços domésticos a de bens comerciáveis. O propósito de tais variáveis é captar a competitividade dos *tradables* ante os preços

²¹ O índice de termos de troca é a simples razão do índice de preços de importação pelo índice de preços de exportação do país, estes quais buscam captar o efeito dos preços sobre a evolução dos valores exportados e importados pelo país, através dos preços médios em dólares dos produtos comercializados em cada período. (FUNCEX). Mede, assim, quanta importação pode ser obtida ao custo de uma unidade exportada.

domésticos, cuja relevância perpassa ao equilíbrio do balanço de pagamentos: expressa os ajustamentos de médio e longo prazo, conforme variações na razão dos preços (LOCATELLI *et al.*, 1991, pp. 546-547). Sendo assim, a taxa de câmbio real foi calculada pela razão entre o índice de preços externos (norte-americano usado como *proxy*) para *tradables*, qual seja o IPA e do índices de preços nacional, de maneira a abarcar oscilações de *non-tradables* internamente, tal qual o IPCA.

Para o componente da renda externa foi acatada a proposta de trabalhos pretéritos dessa temática de que não há rigor na especificação de quais variáveis servem empiricamente (HUSSAIN, 1999), valendo-se da substituição do componente da renda externa *stricto sensu*. Consoante à enunciação de Razmi, “using world export potential, proxied by total global real imports instead, since one would expect it to capture world demand for tradables better than world GDP” (2005 p. 669), foi usado o volume de importações mundiais para a variável de renda mundial, em substituição ao à mesma *ad hoc* no modelo teórico.

No apêndice constam estão representadas graficamente a evolução das variáveis abordadas no período em estudo.

2.3.3 Estimação

Para se chegar ao teste da validade da Lei de Thirlwall, objetivo desta dissertação, carece-se das estimativas das elasticidades, feita a seguir. Na sequência, chega-se à estimação das taxas de crescimento restrito pelo balanço de pagamentos, conforme os modelos aqui apresentados. O teste estatístico derradeiro é sobre a igualdade estatística entre as taxas real e estimada.

Todos os cálculos foram executados segundo o *software* Eviews versão 7.2.

2.3.3.1 Estimação das elasticidades

O primeiro passo foi dessazonalizar todas as séries envolvidas: exportações, importações, taxa de câmbio real, PIB e importações mundiais. O método utilizado foi o Census X12 aditivo.

Em seguida, buscando-se modelos com as variáveis em log a fim de obter as elasticidades das mesmas, foram executados três testes complementares de raiz unitária, cujas variáveis exportação, importações mundiais, câmbio real, importação

e renda doméstica estavam em log em nível. Os resultados estão reportados nas tabelas 1, 2 e 3 abaixo²².

Segundo os testes ADF e KPSS, das tabelas 1 e 2 do apêndice, é possível concluir que as séries não são estacionárias em log-nível. À primeira diferença, entretanto, as séries passam a apresentar comportamento similar, de modo a cointegrarem em primeira ordem.

Pelo teste de Perron, conforme a tabela 3 constante do apêndice, que verifica a existência de raiz unitária sob a ocorrência de quebras estruturais em datas não previamente especificadas, os resultados igualmente refutam estacionariedade em nível; quando em primeira diferença, as séries adquirem características não-aleatórias.

Destarte, baseando-se no resultados de três testes que se complementam para a conclusão, as séries exportação, renda mundial, câmbio real, importação e renda doméstica, em log, são integradas de ordem um. Dado que à primeira diferença do log das variáveis em nível obtém-se estacionariedade seguiu-se à cointegração pelo método de Johansen para se estimar o modelo de correção, buscando-se verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Ressalta-se *a priori* que, na estimação do VEC, foi adotada a seguinte heurística, proposta em quatro pontos. Foi sugerido para o teste do critério de seleção da ordem de defasagem do VAR o número máximo de defasagens em função da mesma que fora apontada nos testes de raiz unitária para as variáveis envolvidas. É desejável seguir o princípio da parcimônia, porém a premissa de se estimar uma regressão não espúria se sobrepõe àquele; destarte, foi adotado o critério que apresentasse o menor número de defasagens e que, simultaneamente, após realizar os testes, apresentasse normalidade residual, conforme os preceitos da econometria. Estipulou-se ser necessário obter a estimação das elasticidades-preço, ainda que invalidadas pelo teste de significância, pois a mesma será utilizada nos testes de validação da Lei de Thirlwall, por isso, foram desconsiderados quaisquer modelos com 2 equações de cointegração, que não traziam diretamente a mesma. É imprescindível que o coeficiente da equação de cointegração estimado seja válido estatisticamente, senão se tem um indício de que não existe relação de

²² Foi sugerido o máximo de 24 defasagens nos cálculos dos testes de raiz unitária, baseado em Blecker (1992) que aponta a duração de até 2 anos para a dissipação dos efeitos de alterações de preços sobre as importações.

longo prazo entre as variáveis, violando a Lei de Thirlwall. Assim, com as devidas ressalvas destacadas, esses critérios foram perseguidos na estimação das equações de demanda.

2.3.3.1.1 Demanda por Exportações

A tabela 4 do apêndice apresenta sugestões de defasagens sem coincidência entre os distintos critérios testados. Optou-se pelo critério de Hannan-Quinn para a estimação da demanda por exportações, consistindo-se, portanto, de um VEC com uma defasagem²³.

A especificação do modelo, conforme os resultados do teste de cointegração de Johansen da tabela 5 do apêndice possibilitam dois modelos para o VEC com uma defasagem, de acordo com a imposição de haver apenas uma equação de cointegração.

Pela análise gráfica conjunta das séries de exportação, importações mundiais e taxa de câmbio real, acredita-se ser pertinente a inclusão do intercepto, porém descarta-se a existência de tendência nos dados. Na impossibilidade de se acatar o modelo com essas exatas especificações, o modelo escolhido foi aquele sem intercepto e sem tendência dentro ou fora do VAR.

Seguindo-se com o modelo sem intercepto e sem tendência, a tabela 6 apresenta os testes do traço e do máximo autovalor. Ambos refutaram a hipótese nula de haver nenhuma equação de cointegração. Seguindo-se ao teste de haver no máximo uma, não se encontraram estatísticas para negar esta hipótese. A sequência do teste de verificar o máximo de duas equações igualmente não foi rejeitada. Logo, os testes do traço e do máximo autovalor indicam a existência de um único modelo de cointegração para as exportações.

²³ Considerando apenas os modelos que tenham uma única equação de cointegração, foram testados VECs para todas as ordens indicadas pelo teste do critério de seleção da ordem de defasagem do VAR, sem sucesso para o pleno êxito de todos os quesitos. O VEC com 0, bem como o VEC com 1, defasagem apresentaram autocorrelação residual*; o de 12 defasagens não apresentou nenhum modelo de cointegração segundo o teste do traço e do máximo autovalor de Johansen; o de 18 defasagens, ainda que com resíduos normais, apresentou elasticidades inverossímeis para o modelo com intercepto e sem tendência e ($\eta=1,96$, $\epsilon=4,14$), para o modelo com tendência no VAR apresentou sinais contrários ao esperado para ambas elasticidades; o VEC com 19 defasagens obteve um termo de correção de erros insignificante estatisticamente no modelo mais simples, e no modelo apenas com intercepto teve elasticidades inverossímeis ($\eta=8,3$, $\epsilon=16,6$), e no modelo com intercepto e tendência os sinais foram contrários aos esperados para ambas elasticidades.

* O VEC de ordem 1 passou nos testes de normalidade de resíduos de Jarque-Bera e parcialmente pelo teste de autocorrelação de Portmanteau, porém na análise do modelo objetivo do sistema obtido no VEC, a equação $D(\ln X)$, houve autocorrelação residual segundo o teste de Breusch-Godfrey.

A estimação do VEC para as exportações está contida na tabela 7 do apêndice. Foram obtidos os seguintes coeficientes:

$$\log X = 0,4314 \log XRER + 0,7275 \log Z \quad (30)$$

Onde o coeficiente da taxa de câmbio real de exportações representa a elasticidade-preço de exportações e o coeficiente da renda externa atende pela elasticidade-renda das exportações. Ambos são estatisticamente significantes. Os mesmos apresentaram os sinais esperados, implicando em as exportações acompanharem positivamente a demanda externa e a valorização da taxa de câmbio real.

Pode-se observar, conforme a tabela 8 do apêndice, que o coeficiente C(1) tem significância e o sinal esperado, negativo; assim, a velocidade de ajustamento entre as exportações e suas determinantes, a taxa de câmbio e as importações mundiais, é de 0,4231.

Quantos aos ajustamentos de curto prazo, pela análise de significância dos coeficientes, pode-se afirmar que, a 5% de significância, apenas a primeira diferença da taxa de câmbio imprime alguma resposta ao desequilíbrio das exportações, na medida de 0,8836. A 10% de significância, as importações mundiais em primeira diferença também atuam a curto prazo na proporção de 0,354. As exportações diferenciadas, contudo, não contribuem para reestabelecer o equilíbrio a curto prazo.

O teste de Wald confirmou a validade do modelo: estatística-F: 12,4226 (valor-p: 0%) e qui-quadrado: 49,6904 (valor-p: 0%), sob a hipótese nula de todos os quatro coeficientes conjuntamente serem nulos.

Por fim, mas não menos importante, a análise dos resíduos da regressão permitiu validar com ressalvas as estimativas obtidas, constantes no apêndice.

2.3.3.2 Demanda por Importações

A estimação da demanda de importações adotou o número de defasagens pela estatística do teste LR. Assim, o VAR será de ordem 11, conforme a tabela 11 do apêndice^{24 25}.

²⁴ Sugeriu-se o máximo de 21 defasagens em função da maior defasagem apontada nos testes de raiz unitária para as variáveis em questão.

²⁵ Os critérios que apontaram ordens inferiores de defasagens foram testados. Para o VEC de ordem zero, sugerido pelos critérios SC e HQ, obteve-se estimativas acompanhadas de não normalidade nos resíduos. Os critérios de AIC e FPE, que sugerem 3 defasagens, não apresenta nenhum vetor de

O teste de cointegração de Johansen, para um VEC com 10 defasagens, exhibe cointegração apenas para dois modelos, como pode ser observado pela tabela 10. A análise gráfica conjunta para as séries de importação, PIB e taxa real de câmbio sugere que, dentre os modelos possíveis, seja mais adequado aquele que contém intercepto apenas no vetor de cointegração.

Os valores do teste do traço e do máximo autovalor de Johansen podem ser conferidos na tabela 12 do apêndice. Nota-se que, a 5% de significância, a estatística de ambos os testes permite refutar a hipótese de haver nenhum vetor de cointegração mas não refuta a existência de apenas um, tampouco de apenas dois. Assim, interpreta-se que haja um vetor de cointegração para o modelo e as defasagens adotados.

Dos coeficientes estimados pelo VEC, apenas um apresentou o sinal esperado, conforme se observa na tabela 14 do apêndice. A elasticidade-preço de importação é esperada negativa, de forma que aumentos no preço relativo, aqui expresso pela taxa de câmbio real, repercutam em menor atração às importações. Mas aqui o resultado estatístico obtido foi o de que o comportamento da taxa de câmbio real se dá no mesmo sentido do que demanda por importações, o que contradiz a teoria econômica. Para a elasticidade-renda de importação, existe consistência: acompanhando o movimento da atividade interna se dá a demanda por importados, o que se conclui pelo sinal positivo do coeficiente da renda doméstica.

As elasticidades-preço e renda, respectivamente, encontram-se na equação da demanda por importações abaixo, oriundas da tabela 14 do apêndice:

$$\log M = 0,19 \log RER + 1,2701 \log Y - 5,492 \quad (31)$$

Dada a incompatibilidade teórica e estatística, é previsto que a elasticidade-preço das importações não seja um coeficiente válido, como de fato não foi rejeitada a hipótese de sua nulidade. O pequeno impacto que o câmbio tem (0,19) foi dado como estatisticamente insignificante para o estabelecimento do equilíbrio de longo prazo. A elasticidade-renda da demanda por importações de 1,2701 foi considerada relevante no processo de ajustamento, de forma a ser o único elemento que responde no longo prazo para ajustar a demanda por importações. A constante do modelo não passou no teste de significância.

cointegração válido, segundo o teste de cointegração de Johansen do traço e do máximo autovalor, para nenhum dos cinco modelos.

O termo de correção de erro ficou em 0,1767, com significância estatística apenas se elevarmos o nível de significância para 10%. Nesse caso, pode-se afirmar que existe relação de longo prazo entre as importações, taxa de câmbio real e renda doméstica.

Considerando-se apenas os coeficientes dados como significantes, o modelo de correção de erros é expresso da seguinte forma, segundo a tabela 15 do apêndice:

$$D(LNM) = C(1) * (LNM(-1) - 1.27015 * LNY(-1)) + C(3) * D(LNM(-2)) \\ + C(9) * D(LNM(-8)) + C(11) * D(LNM(-10)) + C(12) \\ * D(LNRER(-1)) + C(24) * D(LNY(-3)) + C(29) * D(LNY(-8))$$

Onde os coeficientes C(3), C(9), C(11), C(12), C(24) e C(29), dados como significativos, representam os ajustamentos de curto prazo. O teste de Wald para o coeficiente do modelo obteve o mesmo. As estatísticas F e Qui-Quadrado foram idênticas: 19,84 (valor-p: 0%).

O teste de Wald, para a nulidade simultânea dos coeficientes estimados, apresentou 103,2479 de estatística qui-quadrado, equivalente a um valor-p de 0%.

As elasticidades da função demanda de importações estimada, a mais importante para a análise da Lei de Thirlwall, não apresentaram quaisquer problemas residuais, sendo assim consideradas válidas sem quaisquer ressalvas.

2.3.4 Validação pelas elasticidades-renda real e teórica

Em posse das elasticidades estimadas²⁶, é possível seguir-se à estimação das taxas de crescimento do produto restrito pelo equilíbrio do balanço de pagamentos, dando, em seguida, andamento aos testes destas e das elasticidades-renda de importação hipotéticas.

Os modelos a serem testados tratam de taxas de crescimento, sendo as mesmas obtidas pela taxa média de crescimento mensal da série de 141 meses

²⁶ A partir dos resultados obtidos nesta seção, é importante destacar que as estimativas das elasticidades-preço de importação e de exportação não validaram a condição de Marshall-Lerner ($|\eta + \psi| = 0,621458$) para a economia brasileira no período 2002-2013. Este resultado está alinhado com diversos trabalhos de idêntica constatação, como Carvalho (2005), Lopez e Cruz (2000).

observados²⁷. As ponderações, quando presentes nos modelos, referem-se à média do período.

As elasticidades-renda hipotéticas calculadas da forma “fraca”, ou seja, quando consideram as exportações propriamente, bem como as da forma “forte”, em que a elasticidade-renda das exportações ditam o quanto o crescimento da renda externa repercute em exportações, constam na tabela 2.3.4.1, segundo a metodologia de McCombie (1989).

Tabela 2.3.4.1 - Estimativas Hipotéticas da Elasticidade-Renda de Importações²⁸

Modelo (ano)	π'		$\pi'TT$	
	Fraca	Forte	Fraca	Forte
1979	1,46695 [0,66094]	0,50220 [-2,57908]*	2,39908 [3,79143]*	1,43434 [0,55141]
1982	1,04558 [-0,75418]	0,24144 [-3,45482]*	1,93643 [2,23765]	1,13229 [-0,46299]
2003	1,18735 [-0,27808]	0,70833 [-1,88681]	1,99461 [2,43305]*	1,51559 [0,82431]
2007	1,19692 [-0,24592]	0,71790 [-1,85466]	2,00419 [2,46521]*	1,52517 [0,85647]

* Estatística-t calculada > Estatística-t crítica a 5% de significância

Fonte: A autora.

Já que a Lei de Thirlwall pressupõe a irrelevância dos termos de troca a longo prazo, ao ser testada a forma $\pi'TT$, qual seja a taxa hipotética calculada com os termos de troca preservados no modelo, ressalta-se que se trata de um exercício de modificação aos pressupostos originais, com a finalidade de se avaliar o impacto que os termos de troca apresentaram sobre o crescimento.²⁹

²⁷ A taxa de crescimento trouxe dado inverossímil para os fluxos de capitais. Como as séries são sujeitas à sazonalidade e os meses de comparação são distintos, optou-se por corrigiu-se essa anomalia valendo-se da razão do volume agregado trimestral para o cálculo da taxa (mensais) desta variável.

²⁸ Os modelos testados estão identificados doravante segundo o ano de sua criação, conforme foram apresentados nos tópicos 1.2 e 1.4.1, 1.4.2 e 1.4.3, ou, adicionalmente, explicitados no tópico 2.1, deste trabalho.

²⁹ O modelo de 2007 originalmente já inclui os termos de troca; logo, a exclusão destes representa-lhe uma modificação. Porém, a fim de agrupamento das versões com termos de troca e sem termos de troca, o modelo fidedigno de 2007 está apresentado juntamente com os demais modelos modificados.

Circunscrevendo-se à concepção original da Lei de Thirlwall que desconsidera os termos de troca foram refutados dois modelos, 1979 e 1982, apenas na forma “forte”, sendo que o modelo de 2003, na mesma forma, seria invalidado se a significância fosse 10%, para a elasticidade-renda de importações estimada de 1,27015. O modelo de Moreno-Brid (2003) e de Carvalho (2007) foram aceitos em ambas as formas.

Modificando os pressupostos de constância de preços relativos, as elasticidades hipotéticas refutam a validade da forma “fraca” para todos os modelos a 10% de significância e a 5% o modelo de Thirlwall e Hussain (1982) é considerado válido. Os modelos com termos de troca na forma “forte” foram todos validados.

Portando essas explanações, a validade Lei de Thirlwall para determinados modelos em determinadas versões não permite asserções definitivas que acatem “forte” ou “fraca” em qualquer cenário, tampouco validam incondicionalmente a versão tradicional ou a modificação que inclui os termos de troca; o mesmo se pode afirmar sobre os modelos: nenhum deles se mostrou invicto sob qualquer cenário. Afinal, os resultados mostram que a versão dos termos de troca inclusos na forma forte é válida em todos modelos enquanto que a mesma versão na forma “fraca” superestimou as taxas e refutou dois modelos; a versão tradicional na forma “forte” subestimou e rejeitou três, porém na forma “fraca” foi válida.

Como resultado geral, pode-se afirmar que a Lei de Thirlwall foi validada, porque a versão “fraca” sem termos de troca é o modelo tradicional e neste formato nenhum modelo foi rejeitado.

A forma “forte” com termos de troca também foi validada para todos os modelos testados. Este resultado é discutido mais precisamente adiante.

Traduzindo as elasticidades estimadas em taxas de crescimento teóricas, os modelos prescreveram as seguintes taxas para o produto doméstico, nas formas “fraca” e “forte” sem e com os termos de troca, constantes na tabela 2.3.4.2.

O formato usual da Lei de Thirlwall, em que os termos de troca são constantes no longo prazo, está representado por y' e $y'TT$ é a versão modificada que considera os preços relativos como relevantes. As taxas de crescimento indicadas por * são como espúrias porque oriundas de uma elasticidades-renda de importação estimada que fora invalidada como estatisticamente igual à elasticidade real.

Tabela 2.3.4.2 – Taxas de Crescimento Previstas (% a.m.)

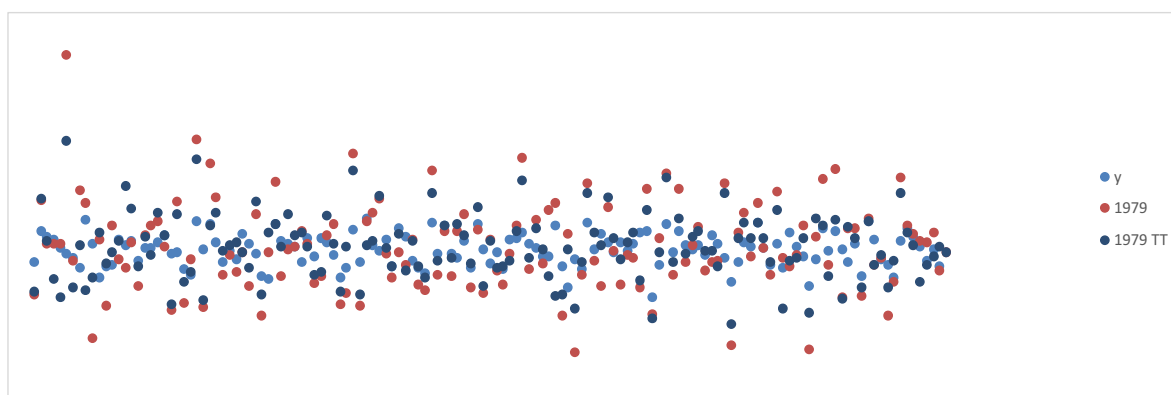
<i>modelo</i>	<i>y'</i>		<i>y'TT</i>	
	<i>Fraca</i>	<i>Forte</i>	<i>Fraca</i>	<i>Forte</i>
1979	0,4423	0,1514*	0,7234*	0,4325
1982	0,3153	0,0728*	0,5839	0,3414
2003	0,4248	0,1735	0,8484*	0,5971
2007	0,3609	0,2165	0,6043*	0,4599

Fonte: A autora.

Da mesma forma que foram refutadas as elasticidades-renda hipotéticas que ficaram fora do intervalo de confiança da elasticidade real [0,6815;1,8588], infere-se que as taxas de crescimento teóricas seguiriam o mesmo rumo, super ou subestimando o crescimento efetivo mensal de 0,383%.

O gráfico 2 a seguir mostra a dispersão, na sequência cronológica de 2002 a setembro de 2013, entre as taxas de crescimento do produto observada (y) e teórica, para o modelo de Thirlwall original (1979) e também a versão com termos de troca (1979 TT). Observa-se que a taxa teórica esteve próxima da observada, porém a taxa observada teve menos oscilações e foi, em geral, inferior à estimada. A inclusão dos termos de troca claramente relaxou a restrição ao crescimento. Porém, elevou a taxa teórica para fora do intervalo aceitável para igualdade à taxa observada.

Gráfico 2. Dispersão das Taxas de Crescimento Observada e Hipotética no Modelo Original e Original Modificado pelos Termos de Troca



Fonte: A autora.

Observa-se que a inclusão dos termos de troca permitiu expandir o limite do crescimento com equilíbrio do balanço de pagamentos, com aumentos de 64 a 100% na forma “fraca” e de 112 a 369% na forma “forte”, na taxa de um mesmo modelo entre ambas as versões, tradicional e modificada.

De fato, as taxas de crescimento teóricas que não incorporam os termos de troca apresentaram números mais baixos do que a taxa de crescimento observada, donde se conclui que os termos de troca atuaram relaxando as restrições externas. O resultado, entretanto, foi de invalidar a Lei de Thirlwall quando se inclui os preços relativos em três modelos na forma “fraca”.

Efeito oposto foi observado quanto à substituição das exportações pela renda externa ponderada pela elasticidade-renda de exportações: estas restringiram o crescimento quando comparadas às exportações *stricto sensu*. Isto é, a versão “forte” da Lei de Thirlwall apresentou taxas menores de crescimento do que a versão “fraca”. Ou seja, as exportações brasileiras superaram a sua demanda externa esperada, compreendida como a elasticidade-renda de exportações estimada multiplicada pela taxa de crescimento das importações mundiais como *proxy* da renda externa.

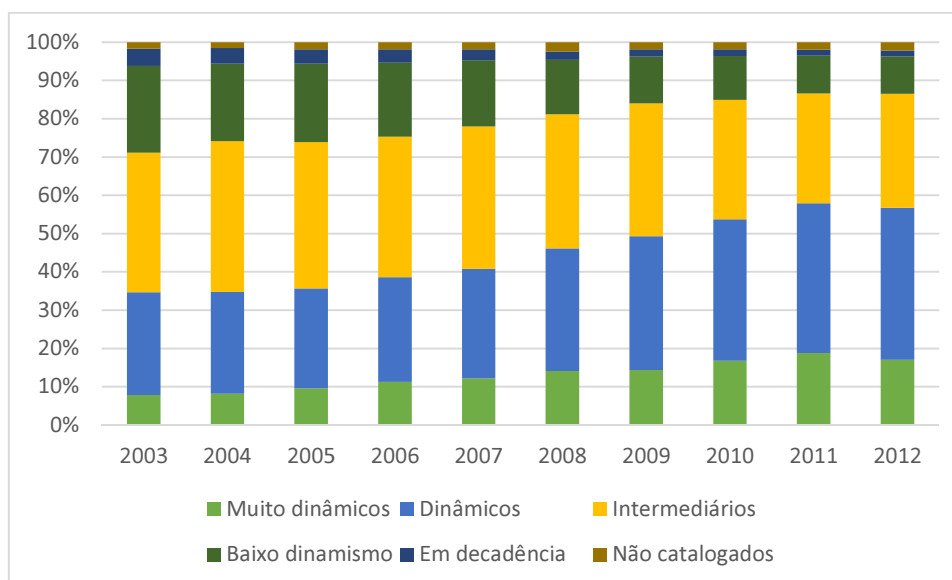
O gráfico 3 abaixo sintetiza o direcionamento, no decorrer do período, quanto à composição da estrutura de exportação³⁰. A inserção do país no comércio internacional foi em direção às exportações dos itens mais demandados nas importações mundiais, o que explica, em alguma medida, as exportações brasileiras terem alcançado taxas de crescimento superiores às das importações mundiais. Elucida ainda como a versão “forte” do modelo apresentou taxas de crescimento inferiores àquela com as exportações propriamente ditas.

A tabela 2.3.4.3 explicita o peso que cada componente teve na formação da taxa hipotética de crescimento. Confirmando o constatado anteriormente, as exportações propriamente ditas representaram maior crescimento do que o produto da renda externa e elasticidade-renda de exportações. As exportações também se destacam na composição da taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos por serem a maior responsável pelo resultado obtido, em consonância

³⁰ A classificação do dinamismo varia de acordo com seu crescimento de demanda de importação mundial pelo produto: < 0% a.a.: em decadência; >= 0% e < 6% a.a.: baixo dinamismo; >= 6% e < 12% a.a.: intermediários; >= 12% e < 18% a.a.: dinâmicos; >= 18 % a.a.: muito dinâmico.

com a teoria de Thirlwall, que assenta nas exportações a principal variável a relaxar as restrições externas ao crescimento.

Gráfico 3. Dinamismo das Exportações Brasileiras de Bens (volume de USD)



Fonte: A autora a partir de dados da FUNCEX.³¹

Tabela 2.3.4.3 - Participação por Variável na Taxa de Crescimento (% a.m.)

<i>modelo</i>	<i>x</i>	<i>εz</i>	<i>f</i>	<i>r</i>	<i>s</i>	<i>termos de troca</i>	<i>câmbio real</i>
1979	0,442	0,151	-	-	-	0,281	0,173
1982	0,369	0,126	-0,053	-	-	0,269	0,173
2003	0,382	0,131	-	0,043	-	0,424	0,302
2007	0,220	0,075	0,050	-	0,091	0,243	0,173

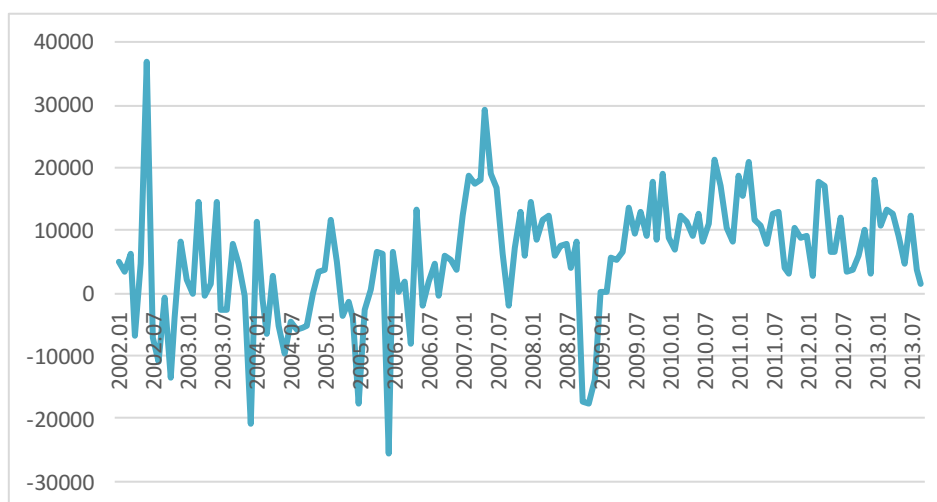
Fonte: A autora.

Os fluxos de capitais, que por serem crescentes a 0,1082% na média do período deveriam aumentar a taxa máxima de crescimento do produto, tiveram uma participação negativa no modelo de Thirlwall e Hussain (1982) porque o termo dos fluxos de capitais é composto pela diferença entre o crescimento dos próprios e dos preços domésticos; uma vez que o destes últimos foi superior àqueles, o efeito negativo foi preponderante. Nota-se que o modelo de Carvalho (2007) tem, nesse mesmo termo, um efeito positivo, porque os fluxos de capitais usam outra ponderação, ainda que partindo de conceitos próximos; mas essencialmente o

³¹ Os dados disponíveis iniciam-se apenas em 2003.

resultado final diferiu porque, neste modelo, o termo referente à taxa de crescimento dos fluxos de capitais não tem participação de outras variáveis.

Gráfico 4. Volume de Fluxos de Capitais Líquidos - Volume (M BRL)



Fonte: A autora a partir de dados do IPEADATA.

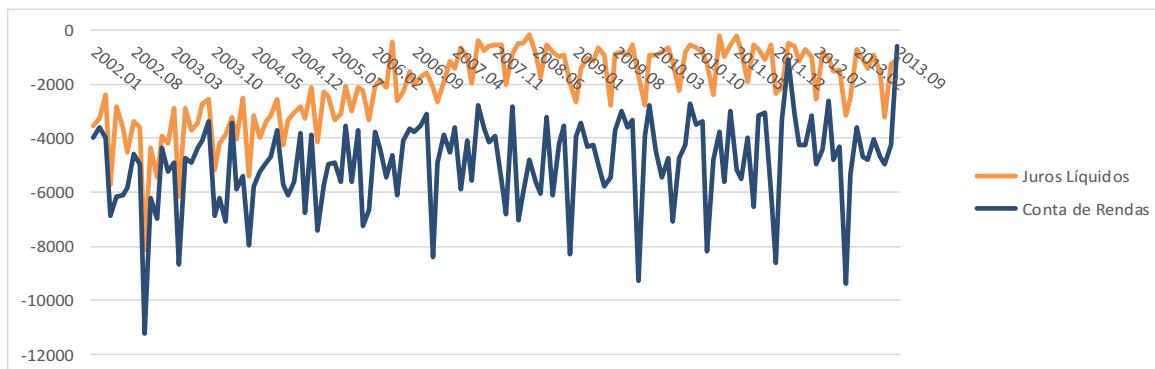
A observação do gráfico 4 aponta para volatilidade dos fluxos de capitais. Tal característica dificulta que os mesmos possam contribuir relaxando as restrições ao crescimento. Conforme os resultados que os modelos apresentaram, somado ao descrito perfil dos fluxos de capitais, conclui-se que eles não tiveram um papel de destaque para explicar limites ao crescimento no período analisado.

Os demais componentes, da conta de rendas, podem ter seu comportamento visualizado no gráfico 5 abaixo. O pagamento de juros decresceu no período à taxa de 0,3661%, o que também explica o mesmo comportamento, à taxa de 0,1128%, da conta de rendas, já que os juros compõem em média cerca de 40% desta no período. Mesmo com a diminuição do pagamento de juros e uma discreta melhora de conta de serviços fatores esses elementos tiveram parcela reduzida impondo restrições na determinação da taxa de crescimento equilibrado.

As contribuições que os termos de troca tiveram, mostrados na tabela 2.3.4.3 o peso destes individualmente em cada modelo, apontam para uma participação expressiva destes expandindo os limites ao crescimento. Deve-se, entretanto, ter cautela ao analisar a contribuição dos termos de troca ao relaxamento dos limites externos. No que tange a composição do índice, deve-se salientar que para os cálculos aqui desenvolvidos não foram usados os índices de preços de

importação e de exportação, e que os preços domésticos (IPCA) estiveram acima da inflação externa (IPA – EUA): $p_d = 0,5102\%$ e $p_f = 0,3272\%$. A taxa de câmbio nominal ($e = -0,0283\%$) atuou dentro do modelo tirando competitividade.

Gráfico 5 – Volume de Juros Líquidos e Rendas - Volume (M BRL)



Fonte: A autora a partir de dados do IPEADATA.

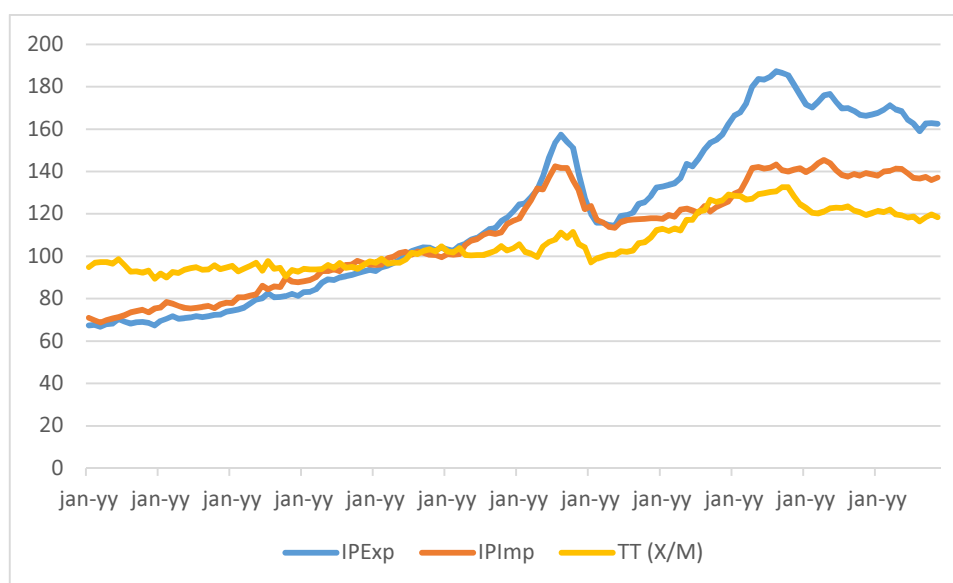
As contribuições que os termos de troca tiveram, mostrados na tabela 2.3.4.3 o peso destes individualmente em cada modelo, apontam para uma participação expressiva destes expandindo os limites ao crescimento. Deve-se, entretanto, ter cautela ao analisar a contribuição dos termos de troca ao relaxamento dos limites externos. No que tange a composição do índice, deve-se salientar que para os cálculos aqui desenvolvidos não foram usados os índices de preços de importação e de exportação, e que os preços domésticos (IPCA) estiveram acima da inflação externa (IPA – EUA): $p_d = 0,5102\%$ e $p_f = 0,3272\%$. A taxa de câmbio nominal ($e = -0,0283\%$) atuou dentro do modelo tirando competitividade.

Ao se analisar o comportamento dos termos de troca propriamente ditos, dados pela razão entre o índice de preços de exportação e de importação, nota-se pelo gráfico 6 a seguir que houve uma melhora sustentada nos termos de troca, em favor dos exportados brasileiros especialmente a partir de 2009.

A validade da Lei de Thirlwall na forma “forte” com os termos de troca mostra que, enquanto os termos de troca atuaram aumentando as taxas de crescimento previstas pelos modelos, as importações mundiais ponderadas pela elasticidade-preço das exportações, por serem inferiores às exportações propriamente, tiveram ação oposta de reduzir a taxa máxima de crescimento em equilíbrio do balanço de pagamentos. Houve certa compensação entre ambos os efeitos que, quando

combinados, deram um valor estatisticamente válido. Isto significa que, embora os termos de troca ajam favoravelmente ao crescimento do produto no período analisado, a elasticidade-renda das exportações é baixa. Então, se considerados isoladamente cada um desses componentes, o resultado é super ou subestimado, respectivamente, pois se considera apenas uma parte dos dados e prescinde-se de informações relevantes para explicar o volume exportado. Por isso devem ser considerados em conjunto os efeitos, afinal, como foi um único modelo que trouxe as elasticidades-preço e renda de exportações, elas teriam maior acurácia para explicar as exportações quando presentes conjuntamente, conforme também comprovado relevância estatística de ambas as elasticidades na função de demanda por exportações.

Gráfico 6 – Índices de Preços de Importação e Exportação e Termos de Troca para a Economia Brasileira



Fonte: A autora a partir de dados da FUNCEX.

Tratando a Lei de Thirlwall como válida somente na forma “fraca” sem os termos de troca ou na forma “forte” com os termos de troca, todos os quatro modelos são válidos. No primeiro caso, o resultado mais próximo da taxa de crescimento observada foi o de Carvalho (2007); no outro caso, o de Thirlwall & Hussain (1982).

2.3.4.2 Validação pela regressão das taxas de crescimento observada e hipotética

Segundo a metodologia da regressão com as taxas estimada e observada, conforme Alonso (1999), foi testado somente o modelo de Thirlwall original (1979), nas formas fraca e forte, nas versões com e sem os termos de troca.

Primeiro efetuaram-se os testes de raiz unitária para as séries das taxas de crescimento hipotéticas do modelo original (1979). Todas elas são integradas de primeira ordem, conforme os testes do apêndice confirmam.

Como já foi predito por Alonso (1999) qual em modelo deve ser perseguido, o teste de Johansen foi executado diretamente no modelo com intercepto apenas na equação de cointegração.

O VEC encontrado para o modelo “fraco” com termos de troca teve coeficientes substancialmente diferentes de zero, para o intercepto, e de um para a taxa de crescimento estimada. Assim, não se pode afirmar que o modelo na forma “fraca” que inclui os termos de troca prova que o crescimento brasileiro foi restrito pelo seu contexto externo. Foram testadas possíveis VECs de ordens superiores, porém igualmente sem sucesso de validação da Lei de Thirlwall ao não haver um termo de correção de erros válido.

O modelo de Thirlwall original puro, bem como os modelos que consideram a renda mundial e elasticidade-renda de exportação, com e sem os termos de troca tiveram resultados muito semelhantes. O termo de correção de erros é válido para diversas ordens de defasagem, indicando a existência de relação de longo prazo, o que é um indício positivo de validade da Lei de Thirlwall. Porém, o termo constante foi um número distante de zero, não sendo possível atingir o objetivo de rejeitar a hipótese nula de igualdade a zero. Quanto ao coeficiente da taxa de crescimento, ele foi, para diversas ordens de defasagens, validado como estatisticamente igual a um, conforme é necessário para validar a Lei de Thirlwall na metodologia de Alonso (1999). Contudo, o teste de Wald para a hipótese conjunta de a nulidade do intercepto e coeficiente unitário no regressor, a hipótese nula é rejeitada. Assim, a taxa de crescimento hipotética não foi dada como estatisticamente igual à taxa de crescimento observada para.

A metodologia de Alonso (1999) se mostrou sem sucesso para a testar o modelo original, nas 4 variações abordadas aqui, para o Brasil, no período abordado. Ainda assim, acredita-se que a proximidade de vários coeficientes da taxa de crescimento observada serem próximos a 1, bem como a grande maioria dos

termos de correção de erros serem válidos estatisticamente, são indícios da validade da Lei de Thirlwall, ainda que a constante tenha se mostrado distante do valor esperado.³²

Uma das motivações de testar a metodologia de Alonso foi a sua consistência teórica, merecedora de menções elogiosas do próprio Thirlwall (2011). Contudo, foram encontrados apenas dois trabalhos que reproduziram sua proposta³³, de forma que não se descarta que se trate de uma metodologia a ser aprimorada.

³² Não foram reportados os testes porque tiveram insucesso e seriam muitos deles.

³³ Ver Alonso (1999) e Britto e McCombie (2009).

3 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A validade da Lei de Thirlwall verificada por este trabalho adentra o conjunto de similares constatações de época pretéritas ao mostrar mais um período da economia brasileira em que o crescimento pode ser considerado como restrito pelo balanço de pagamentos.

Sendo assim, os resultados dialogaram com pesquisas semelhantes, como a não verificação da condição de Marshall-Lerner e a não significância da elasticidade-preço das importações. Dadas as características estruturais da economia brasileira, era esperado, como de fato foi encontrado, que a elasticidade-renda de importações fosse superior a um, tanto quanto a elasticidade-renda de exportações ser inferior a isso, mostrando a tendência de crescimento divergente aos países centrais, como postula as proposições da Lei de Thirlwall a um país em desenvolvimento.

Os termos de troca permitiram relaxar as restrições ao crescimento, evidenciando o momento favorável que as exportações brasileiras tiveram, dentro de um cenário mundial de valorização de *commodities*. Nessa mesma direção, usar a renda externa, através das importações mundiais, combinada à elasticidade-renda das exportações, ao invés das exportações em volume, reduziu as taxas de crescimento permitidas pelo equilíbrio externo que os modelos thirlwallianos preconizam, pois as exportações brasileiras alcançaram dimensões superiores ao produto de tais variáveis alternativas que representam, teoricamente, as próprias exportações.

Não obstante, o emprego da elasticidade-renda das exportações é importante quando se calcula o crescimento valendo-se dos termos de troca. Examinou-se que a inclusão dos preços relativos é relevante para explicar a restrição externa ao crescimento da economia brasileira, para o período de 2002 a setembro de 2013 apenas quando considerada em conjunto com a elasticidade-renda das exportações, uma vez que a melhora dos termos de troca do período acaba superestimando a taxa de crescimento do produto se estes não são compensados pela (baixa) elasticidade-renda das exportações brasileiras.

Os quatro modelos utilizados foram validados, uma vez que nenhum dos componentes que os modelos estendidos adicionam, a fim de captar variáveis extra-comerciais que atuem relevantemente sobre o equilíbrio do balanço de pagamentos,

tiveram um impacto determinante sobre as restrições externas. Observou-se que os fluxos de capitais tiveram na média do período uma participação baixa para compensar positivamente desequilíbrios do balanço de pagamentos, bem como os juros, principal componente da conta de rendas, também se mantiveram em patamares médios satisfatórios do ponto de vista do equilíbrio do balanço de pagamentos, ou seja, que piorasse as restrições.

Apesar da validação dos quatro modelos apresentados, não se pode apontar, entretanto, um formato de modelo thirlwalliano, dentre os testados aqui, que seja, para o período estudado da economia brasileira, invicto quanto à inclusão ou não dos termos de troca tanto quanto às versões “forte” e “fraca”. Cada um deles apresentou-se válido em um ou em outro contexto, cuja interpretação causal para este fato foi tratada anteriormente, bem como na seção dos resultados.

Portanto, conclui-se, fielmente à teoria de Thirlwall, a qual assenta nas exportações e importações a determinação mais relevante para a taxa de crescimento máxima permitida, a longo prazo, que a economia brasileira teve a sua taxa máxima de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos fortemente direcionada pelo componente do comércio internacional.

BIBLIOGRAFIA

ALONSO, J. A. Growth and external constraint: lessons from Spanish case. *Applied Economics*. 1999, Vol. 31, no. 02, 1999. pp. 245-253.

___ ; GARCIMARTIN, C. A new approach to the balance of payments constraint: some empirical evidence. *Journal of Post Keynesian Economics*. 21, 1998-1999, Vol. 2, Winter, pp. 259 – 282..

ARAÚJO, R. A. e LIMA, G. T. A Structural Economic Dynamics Approach to balance-of-payments-constrained growth. *Cambridge Journal of Economics*. No. 5, 2007, Vol. 31, pp. 755-774.

ATESOGLU, H. S. Balance of payments constrained growth. *Journal of Post Keynesian Economics*. Summer, 1993, Vol. 15, no. 04 pp. 507-514.

BARBOSA-FILHO, N. The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt. Banca Nazionale del Lavoro *Quarterly Review*. Dec. 2001, Vol. 219. 2001

BERTOLA, L., HIGACHI, H.; PORCILE, G. Balance of payments constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's Law 1890-1973. *Journal of Post Keynesian Economics*. no. 01, Autumn. 2002, Vol. 25, 2002. pp. 123-140.

BLECKER, R. A. International competitiveness, relative wages, and the balance of payments constraint. *Journal of Post Keynesian Economics*. 4, 1998, Vol. 20, Summer. 1998. pp. 495-526.

___ . Structural roots of the U.S. trade problems: income elasticities, secular trends, and hysteresis. *Journal of Post Keynesian Economics*. no. 03, 1992, Vol. 14, Spring. 1992. pp. 321-346.

BRITTO, G.; MCCOMBIE, J. S. L. Thirlwall's Law and the Long-Term Equilibrium Growth Rate: an Application for Brazil (1951-2006). *Journal of Post Keynesian Economics*. 1, 2009, Vol. 32.

BUENO, R. L. S. *Econometria de séries temporais*. 2a., 2012. São Paulo: Cengage Learning, 2011. p. 341.

CARVALHO, V. R. S. A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira. *Revista do BNDES*. 2007, Vol. 14, no. 28, pp. 395-424.

___ A restrição externa e a perda de dinamismo na economia brasileira: investigando as relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico. *Dissertação de Mestrado*. FEA - USP, São Paulo, 2005.

___; LIMA, G. T. Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira. *Economia e Sociedade*. Abr. 2009, Vol. 18, n. 1 (35), pp. 31-60.

CHENERY, H.; BRUNO, M. Development alternatives in an open economy: the case of Israel. *Economic Journal*. 57, 1962.

CIMOLI, M., PORCILE, G.; ROVIRA, S. Structural change and the BOP-constraint: why did Latin America fail to converge? *Cambridge Journal of Economics*. 2, 2010, Vol. 34, pp. 389-411.

DAVIDSON, P. The General Theory in an open economy context. [A. do livro] G. C. Harcourt e P. A. Riach. A '*Second Edition*' of the *General Theory*. s.l.: Routledge, 1997.

DUTT, A. K. Thirlwall's Law and uneven development. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring, 2002, Vol. 24, no. 03, pp. 367-389.

ELLIOT, D. R.; RHODD, R. Explaining growth rate differences in the highly indebted countries: an extension to Thirlwall and Hussain. *Applied Economics*. 1999, Vol. 31.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, p. 460. 2004

FERREIRA, A. L. A Lei de Crescimento de Thirlwall. *Dissertação de Mestrado*. Instituto de Economia, Unicamp, Campinas, 2001.

___; CANUTO, O. Thirlwall's Law and Foreign Capital in Brazil. *Momento Económico*. Jan-Fev, 2003, 125, pp. 18-29.

GOUVÊA, R. R.; LIMA, G. T. Structural Change and Economic Growth under External Constraint in Brazil: An Empirical Analysis. *Working Papers do Departamento de Economia da FEA - USP*. no. 04, 2011.

HIEKE, H. Balance of payments constrained growth: a reconsideration of the evidence of evidence for the U.S. economy. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring, 1997, Vol. 19, no. 03, pp. 313-325.

HOLLAND, M., VIEIRA, F.; CANUTO, O. Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America. *Investigación Económica*. Jan-Mar. 2004, Vol. LXIII, 247, pp. 45-74.

HUSSAIN, M. N. The balance-of-payments coinconstraint and growth rate difference. *African Development Review*. Junho de 1999, pp. 103-137.

JAYME JR., F. G. Balance-of-Payments-Constrained Economic Growth in Brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*. Jan-Mar.2003, Vol. 23, no. 1 (89), pp. 62-84.

KALDOR, N. The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*. novembro de 1970.

KRUGMAN, P. Differences in income elasticities and trends in real exchange rates. *European Economic Review*. 1989, Vol. 33, May, pp. 1031-1054.

LEÓN-LEDESMA, M. A. An application of Thirlwall's law to the Spanish economy. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring, 1999, Vol. 21, 3, pp. 431-439.

LIMA, G. T.; CARVALHO, V. R. Macrodinâmica do produto e da renda sob restrição externa: a experiência brasileira no período 1930-2004. *Texto para Discussão* n° 01. São Paulo: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, Março.2007.

LOCATELLI, R; SILVA, J. Câmbio real e competitividade das exportações brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*. out/dez, 1991, Vol. 45, n. 04, pp. 544-564.

LOPEZ, J.; CRUZ, A. Thirlwall's law and beyond: the latin american experience. *Journal of Post Keynesian Economics*. Summer.2000, Vol. 22, n. 3.

MCCOMBIE, J. S. L. On the Empirics of Balance of Payments-Constrained Growth. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring. 1997, Vol. 19, n. 3.

___.; Thirlwall's law and beyond: the latin american experience. *Journal of Post Keynesian Economics*. 1989, Vol. 21, no. 05, pp. 611-629.

___.; THIRLWALL, A. P. Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint. s.l.: St. Martin, 1994. 616 p.

___.; THIRLWALL, A. P. The Dynamic Harrod Trade Multiplier and the Demand-Oriented Approach to Economic Growth: An Evaluation. *International Review of Applied*. jan de 1997, Vol. 11, 1, pp. 5-26.

___.; THIRLWALL, A. P. Introduction. In: J. S. L. MCCOMBIE e A. P. THIRLWALL (Org.) *Essays on Balance of Payments Constrained Growth: theory and evidence..* London: Routledge, 2004, pp. 1-17

MCCGREGOR, P. G.; SWALES, J. K. Professor Thirlwall and Balance of Payments Constrained Growth, *Applied Economics*, 1985, 17, pp. 17-32.

MORENO-BRID, J. C. On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model. *Journal of Post Keynesian Economics*. 1998/1999, pp. 283-298.

___ Capital flows, interest payments and the balance of payments constrained growth model: a theoretical and empirical analysis. *Metroeconomica*. May. 2003, Vol. 54, no. 2-3, pp. 346-365.

PASINETTI, L. *Structural Economic Dynamics – A Theory of the Economic Consequences of Human Learning*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1993.

—.*Structural Change and Economic Growth – A Theoretical Essay on the Dynamics of the Wealth of the Nations*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1981.

PERRATON, J. Balance of payments constrained growth and developing countries: An examination of Thirlwall's hypothesis. *International Review of Applied Economics*. 2003, Vol. 17, 1, pp. 1-22.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*. October. 1997, Vol. 80, 2, pp. 355-385.

PORCILE, G.; CURADO, M. Rigidez na balança comercial e movimentos de capital: uma abordagem estruturalista. *Revista Brasileira de Economia*. Jul-Set. 2002. Vol. 56, 3, pp. 483-495.

PORCILE, G.; LIMA, G. T. Real exchange rate and elasticity of labour supply in a balance-of-payments-constrained dynamics. *Cambridge Journal of Economics*. 34, 2010, Vol. 10, pp. 1019–1039.

PREBISCH, R. *The Economic Development of Latin America and its Principal problems*. United Nations. 1950.

RAZMI, A. Balance of payments constrained growth model: the case of India. *Journal of Post Keynesian Economics*. Summer, 2005, Vol. 27, no. 04, pp. 655-687.

THIRLWALL, A. P. Balance of Payments Constrained Growth Models: History and Overview. *School of Economics Discussion Papers*. University of Kent: s.n., May.2011.

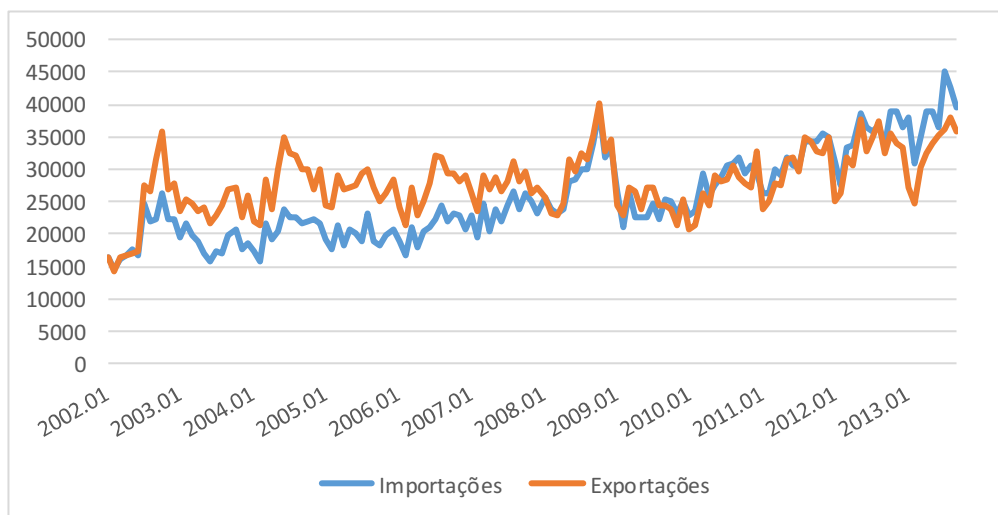
—. Balance of Payments Constrained Growth: a reply to McGregor and Swales. *Applied Economics*. 12, 1986, Vol. 18, pp. 1256-1263.

—. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*. March.1979.

—; HUSSAIN, M. N. The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. *Oxford Economic Papers*. November.1982.

VIEIRA, F. A. C.; HOLLAND, M. Crescimento econômico secular no Brasil, modelo de Thirlwall e termos de troca. *Economia e Sociedade*. no. 02, 2008, Vol. 17, 33, pp. 17-46.

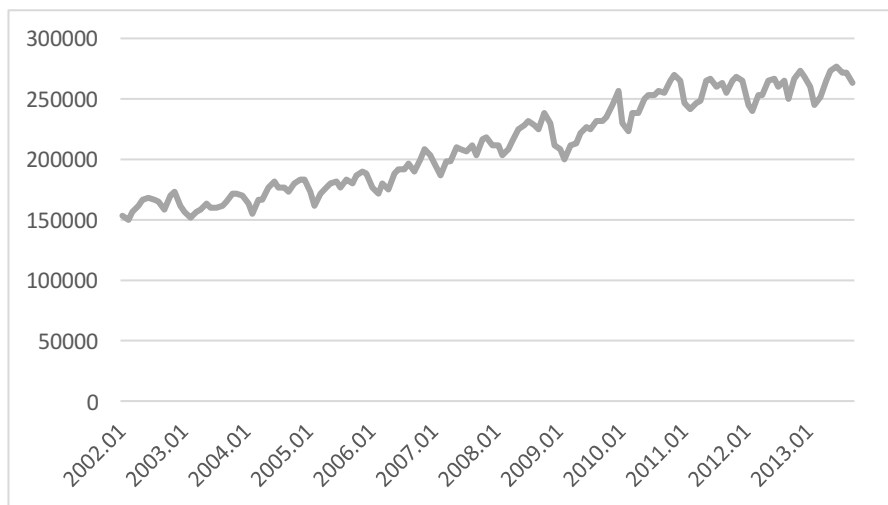
APÊNDICE

Gráfico 2.3.2.1 - Importações e Exportações Brasileiras - Volume (M BRL)

Fonte: A autora a partir de dados do IPEADATA.

Gráfico 2.3.2.2 – Importações Mundiais – Volume (MM BRL)

Fonte: A autora a partir de dados do IPEADATA.

Gráfico 2.3.2.3 – PIB brasileiro (M BRL)

Fonte: A autora a partir de dados do IPEADATA.

Gráfico 2.3.2.4 – Taxa de Câmbio Real

Fonte: A autora a partir de dados do IPEADATA.

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

<i>Variável</i>	<i>Termo Determinístico</i>	<i>Lags*</i>	<i>Estatística do teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Valor-p</i>
ln(X)	nenhum	2	0,99	-1,94	0,9139
	intercepto	0	-3,84	-2,88	0,0033
	intercepto e tendência	0	-4,60	-3,44	0,0015
ln(Z)	nenhum	1	0,62	-1,94	0,8484
	intercepto	1	-2,62	-2,88	0,0913
	intercepto e tendência	1	-3,16	-3,44	0,0973
ln(XRER)	nenhum	1	0,95	-1,94	0,3047
	intercepto	1	-1,33	-2,88	0,6126
	intercepto e tendência	1	-2,28	-3,44	0,4422
ln(RER)	nenhum	1	-0,94	-1,94	0,3067
	intercepto	1	-1,40	-2,88	0,5829
	intercepto e tendência	1	-2,38	-3,44	0,3905
ln(M)	nenhum	3	1,20	-1,94	0,9406
	intercepto	3	-1,26	-2,88	0,6469
	intercepto e tendência	3	-3,6329	-3,44	0,0307
ln(Y)	nenhum	2	3,1294	-1,94	0,9996
	intercepto	2	-0,64	-2,88	0,8573
	intercepto e tendência	0	-3,61	-3,44	0,0322
Dln(X)	nenhum	1	-11,13	-1,94	0
	intercepto	1	-11,18	-2,88	0
	intercepto e tendência	1	-11,17	-3,44	0
Dln(Z)	nenhum	0	-13,63	-1,94	0
	intercepto	0	-13,61	-2,88	0
	intercepto e tendência	0	-13,58	-3,44	0
Dln(RER)	nenhum	0	-8,41	-1,94	0
	intercepto	0	-8,40	-2,88	0
	intercepto e tendência	0	-8,38	-3,44	0
Dln(RER)	nenhum	0	-8,47	-1,94	0
	intercepto	0	-8,47	-2,88	0
	intercepto e tendência	0	-8,44	-3,44	0
Dln(M)	nenhum	2	-6,63	-1,94	0
	intercepto	2	-6,76	-2,88	0
	intercepto e tendência	2	-6,74	-3,44	0
Dln(Y)	nenhum	0	-14,26	-1,94	0
	intercepto	0	-14,77	-2,88	0
	intercepto e tendência	1	-11,33	-3,44	0

* Lags segundo o Critério de Informação de Schwarz automático máximo de 24

** Valor Crítico a 5%

Ho: raiz unitária

Fonte: A autora.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária KPSS

<i>Variável</i>	<i>Termo Determinístico</i>	<i>Lags*</i>	<i>Estatística do teste</i>	<i>Valor Crítico*</i>
ln(X)	intercepto	9	0,79	0,46
	intercepto e tendência	8	0,10	0,15
ln(Z)	intercepto	9	0,51	0,46
	intercepto e tendência	9	0,14	0,15
ln(XRER)	intercepto	10	1,16	0,46
	intercepto e tendência	9	0,24	0,15
ln(RER)	intercepto	10	1,16	0,46
	intercepto e tendência	9	0,2388	0,15
ln(M)	intercepto	9	1,37	0,46
	intercepto e tendência	8	0,13	0,15
ln(Y)	intercepto	10	1,37	0,46
	intercepto e tendência	9	0,13	0,15
Dln(X)	intercepto	11	0,07	0,46
	intercepto e tendência	11	0,06	0,15
Dln(Z)	intercepto	2	0,11	0,46
	intercepto e tendência	2	0,11	0,15
Dln(XRER)	intercepto	5	0,11	0,46
	intercepto e tendência	4	0,09	0,15
Dln(RER)	intercepto	3	0,11	0,46
	intercepto e tendência	3	0,08	0,15
Dln(M)	intercepto	21	0,11	0,46
	intercepto e tendência	21	0,08	0,15
Dln(Y)	intercepto	7	0,08	0,46
	intercepto e tendência	7	0,06	0,15

* Lags segundo o Critério de Informação de Schwarz automático máximo de 24

** Valor Crítico a 5%

Ho: estacionariedade

Fonte: A autora.

Tabela 3 - Teste Perron de Raiz Unitária com Quebra Estrutural

<i>Variável</i>	<i>Termo Determinístico</i>	<i>Lags*</i>	<i>Estatística do teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Quebra Estrutural</i>
ln(X)	tendência	0	-4,84	-4,83	2010.09
	intercepto	0	-5,43	-5,23	2008.10
	intercepto e tendência	0	-5,70	-5,59	2008.10
ln(Z)	tendência	20	-2,60	-4,83	2011.07
	intercepto	20	-2,52	-5,23	2012.02
	intercepto e tendência	20	-4,45	-5,59	2008.12
ln(XRER)	tendência	0	-3,45	-4,83	2010.12
	intercepto	0	-3,24	-5,23	2011.08
	intercepto e tendência	0	-3,55	-5,59	2009.03
ln(RER)	tendência	0	-3,34	-4,83	2010.12
	intercepto	0	-3,14	-5,23	2011.08
	intercepto e tendência	0	-3,42	-5,59	2008.10
ln(M)	tendência	0	-5,57	-4,83	2006.01
	intercepto	0	-5,42	-5,23	2004.12
	intercepto e tendência	0	-6,14	-5,59	2008.10
ln(Y)	tendência	0	-4,52	-4,83	2011.05
	intercepto	0	-4,55	-5,23	2006.04
	intercepto e tendência	0	-4,94	-5,59	2009.10
Dln(X)	tendência	0	-14,63	-4,83	2005.05
	intercepto	0	-14,88	-5,23	2004.06
	intercepto e tendência	0	-14,94	-5,59	2008.05
Dln(Z)	tendência	0	-14,39	-4,83	2003.10
	intercepto	0	-14,18	-5,23	2008.10
	intercepto e tendência	0	-14,79	-5,59	2008.10
Dln(XRER)	tendência	0	-8,94	-4,83	2003.10
	intercepto	0	-8,99	-5,23	2008.10
	intercepto e tendência	0	-9,27	-5,59	2008.10
Dln(RER)	tendência	0	-8,91	-4,83	2003.10
	intercepto	0	-9,11	-5,23	2008.10
	intercepto e tendência	0	-9,39	-5,59	2008.10
Dln(M)	tendência	1	-12,21	-4,83	2003.11
	intercepto	1	-12,87	-5,23	2009.01
	intercepto e tendência	1	-12,85	-5,59	2009.01
Dln(Y)	tendência	0	-14,39	-4,83	2003.10
	intercepto	0	-14,18	-5,23	2008.10
	intercepto e tendência	0	-14,79	-5,59	2008.10

* Lags máximo de 24

** Valor Crítico a 5%

Ho: raiz unitária e quebra estrutural no ano indicado

Fonte: A autora.

Tabela 4 - Critério de Seleção da Ordem de Defasagem do VAR - Exportações

<i>Lag</i>	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	310,7969	NA	1,24E-06	-5,0876	-5,0182	-5,0594
1	654,1258	663,9583	4,93E-09	-10,6137	-10,3363*	-10,5010
2	671,2733	32,3110	4,31E-09	-10,7483	-10,2631	-10,5125*
3	684,3751	24,0380	4,03E-09	-10,8161	-10,1230	-10,5346
4	695,6542	20,1346	3,89E-09	-10,8538	-9,9527	-10,4878
5	701,7916	10,6518	4,09E-09	-10,8065	-9,6974	-10,3560
6	711,9591	17,1418	4,02E-09	-10,8258	-9,5087	-10,2909
7	721,7177	15,9686	3,99E-09	-10,8383	-9,3133	-10,2190
8	731,5397	15,5854	3,96E-09	-10,8519	-9,1190	-10,1481
9	744,7703	20,3380	3,72E-09	-10,9218	-8,9809	-10,1336
10	754,3032	14,1811	3,72E-09	-10,9306	-8,7818	-10,0579
11	756,2799	2,8425	4,23E-09	-10,8145	-8,4578	-9,8574
12	767,9933	16,2633	4,10E-09	-10,8594	-8,2947	-9,8178
13	786,6044	24,9173	3,56E-09*	-11,0183	-8,2456	-9,8922
14	791,6403	6,4926	3,87E-09	-10,9527	-7,9721	-9,7422
15	806,3954	18,2913	3,60E-09	-11,0479	-7,8593	-9,7529
16	814,2541	9,3525	3,77E-09	-11,0290	-7,6325	-9,6495
17	817,6532	3,8767	4,27E-09	-10,9364	-7,3319	-9,4725
18	822,8327	5,6504	4,72E-09	-10,8733	-7,0608	-9,3249
19	842,4561	20,4342*	4,13E-09	-11,0489	-7,0285	-9,4160
20	852,1624	9,6261	4,28E-09	-11,0605*	-6,8322	-9,3432

LR: Estatística do teste LR sequencial modificada (cada teste a 5% de significância)

FPE: Erro de Previsão Final

AIC: Critério de Informação Akaike

SC: Critério de Informação Schwarz

HQ: Critério de Informação Hannan-Quinn

Fonte: A autora.

Tabela 5 - Teste de Cointegração de Johansen - Especificação do Modelo - Exportações

Tendência dos Dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo de Teste	<i>sem intercepto sem tendência</i>	<i>intercepto sem tendência</i>	<i>intercepto sem tendência</i>	<i>intercepto tendência</i>	<i>intercepto tendência</i>
<i>Traço</i>	1	2	2	1	2
<i>Máx.Autovalor</i>	1	2	2	1	2

Fonte: A autora.

Tabela 6 - Teste de Cointegração de Johansen - Número de Equações - Exportações

<i>Ho: n° de Equações de Cointegração:</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Teste Traço</i>			<i>Teste Máximo Autovalor</i>		
		<i>Estatística do Teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Estatística do Teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Valor-p</i>
nenhuma	0,2842	51,6053	24,28	0,0000	46,1475	17,7973	0,0000
máximo uma	0,0387	5,4578	12,3209	0,5051	5,4515	11,2248	0,4163
máximo duas	4,55E-05	0,0063	4,1299	0,9485	0,0063	4,1299	0,9485

**Valor Crítico a 5%

Fonte: A autora.

Tabela 7 - VEC: Equação de Cointegração - Exportações

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>Valor-p</i>
<i>LNX(-1)</i>	1,0000	-	-	
<i>LNXRER(-1)</i>	-0,4314	0,0592	-7,2871	0,0000
<i>LNZ(-1)</i>	-0,7275	0,0033	-220,9020	0,0000
<i>Correção de Erro: Equação de Cointegração:</i>				
<i>D(LNX)</i>	-0,4231	0,0731	-5,7872	0,0000
<i>D(LNXRER)</i>	0,0812	0,0332	2,4483	0,0156
<i>D(LNZ)</i>	-0,2134	0,0454	-4,7005	0,0000
	<i>D(LNX)</i>	<i>D(LNXRER)</i>	<i>D(LNZ)</i>	
<i>D(LNX(-1))</i>	-0,07399	0,10003	-0,7396	
	-0,09470	0,04536	-2,0877	
	0,14754	0,06210	2,3758	
<i>D(LNXRER(-1))</i>	-0,88355	0,23128	-3,8203	
	0,37759	0,10487	3,6004	
	-0,63833	0,14358	-4,4457	
<i>D(LNZ(-1))</i>	-0,35400	0,19174	-1,8462	
	0,11688	0,08695	1,3442	
	-0,56496	0,11904	-4,7460	
	<i>D(LNX)</i>	<i>D(LNXRER)</i>	<i>D(LNZ)</i>	
<i>R-quadrado</i>	0,2671	0,1446	0,2163	
<i>R-quadrado ajustado</i>	0,2508	0,1256	0,1989	
<i>Soma dos quadrados dos resíduos</i>	0,7853	0,1615	0,3027	
<i>Erro Padrão da Equação</i>	0,0763	0,0346	0,0473	
<i>Estatística-F</i>	16,3995	7,6074	12,4229	
<i>Log likelihood</i>	162,5152	272,4444	228,7767	
<i>Akaike AIC</i>	-2,2808	-3,8625	-3,2342	
<i>Schwarz SC</i>	-2,1963	-3,7781	-3,1498	
<i>Média dependente</i>	0,0045	0,0023	0,0025	
<i>Desvio Padrão Dependente</i>	0,0881	0,0370	0,0529	
<i>Determ.resid covariância (dof adj.)</i>	6,68E-09			
<i>Determ. resid covariância</i>	6,12E-09			
<i>Log likelihood</i>	722,6261			
<i>Akaike AIC</i>	-10,1817			
<i>Schwarz SC</i>	-9,8650			

Fonte: A autora.

Tabela 7.1 - Coeficientes do VEC - Exportação - Demais Dados

	<i>D(LNX)</i>	<i>D(LNXRER)</i>	<i>D(LNZ)</i>
D(LNX(-1))	-0,073987949 (0,10003) [-0,73963]	-0,094699141 (0,04536) [-2,08769]	0,147544574 (0,06210) [2,37579]
D(LNXRER(-1))	-0,883551213 (0,23127) [-3,82028]	0,37758796 (0,10487) [3,60037]	-0,638326165 (0,14358) [-4,44565]
D(LNZ(-1))	-0,354003267 (0,19174) [-1,84624]	0,116876778 (0,08694) [1,34423]	-0,564956036 (0,11903) [-4,74595]

Fonte: A autora.

Tabela 8 - Modelo de Correção de Erro - Exportações

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>Valor-p</i>
<i>C(1)</i>	-0,4231	0,0731	-5,7872	0,0000
<i>C(2)</i>	-0,0740	0,1000	-0,7396	0,4600
<i>C(3)</i>	-0,8836	0,2313	-3,8203	0,0002
<i>C(4)</i>	-0,3540	0,1917	-1,8462	0,0656

Equação: $D(LNX) = C(1) * (LNX(-1) - 0,43142 * LNXRER(-1) - 0,72747 * LNZ(-1)) + C(2) * D(LNX(-1)) + C(3) * D(LNXRER(-1)) + C(4) * D(LNZ(-1))$

Observações: 139

<i>R-quadrado</i>	0,2671	<i>Média var. depend.</i>	0,0045
<i>R-quadrado ajustado</i>	0,2508	<i>Desvio Padrão var. depend.</i>	0,0881
<i>Erro Padrão da Regr.</i>	0,0763	<i>Soma Quadrados Resíduos</i>	0,7853
<i>Estat Durbin-Watson</i>	2,1940		

Fonte: A autora.

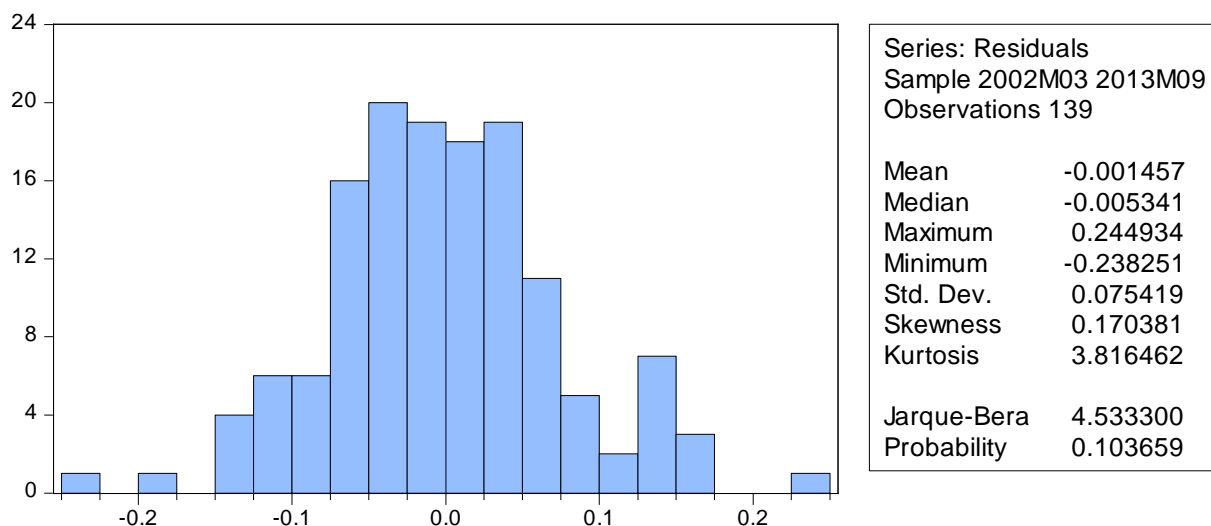
Resíduos da função de exportação

O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera apresentou um valor-p de 10,36%, ou seja, não se adota, a princípio, a não normalidade. O gráfico 5 exhibe os resultados.

Sabe-se, entretanto, que o teste de normalidade Jarque-Bera, cuja hipótese nula é a normalidade dos resíduos, não garante, todavia, a normalidade: é fato que a rejeição da hipótese nula significa não normalidade; mas a sua não rejeição não é sinônimo de normalidade (BUENO, 2011). Ele apenas compara o terceiro e quarto momentos da estimação com os mesmos no caso de normalidade. Por isso, deve-se

recorrer a testes de autocorrelação residual e de heterocedasticidade complementarmente.

Gráfico 1.A – Teste de Normalidade dos Resíduos Jarque-Bera - Exportações



Fonte: A autora.

O teste de Portmanteau de autocorrelação não rejeitou a hipótese nula de não haver autocorrelação nos resíduos apenas até a terceira defasagem, de modo que a partir da sétima defasagem o teste traz indícios de autocorrelação residual.

Tabela 9 - Teste de Autocorrelação Residual de Portmanteau - Exportações

<i>Lags</i>	<i>Estatística-Q</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Estatística-Q ajustada</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>G.L.</i>
1	3,9255	0,9162	3,9540	0,9144	9
2	16,2740	0,5734	16,4827	0,5589	18
3	37,3179	0,0893	37,9908	0,0780	27
4	52,1993	0,0395	53,3131	0,0316	36
5	57,2281	0,1044	58,5296	0,0849	45
6	72,3408	0,0485	74,3241	0,0347	54
7	111,7951	0,0002	115,8706	0,0001	63
8	117,2791	0,0006	121,6895	0,0002	72
9	132,4945	0,0003	137,9583	0,0001	81
10	143,6153	0,0003	149,9412	0,0001	90
11	151,2461	0,0006	158,2278	0,0001	99
12	162,5728	0,0005	170,6247	0,0001	108
13	176,6054	0,0003	186,1051	0,0001	117
14	193,4095	0,0001	204,7913	0,0000	126
15	198,0177	0,0003	209,9569	0,0000	135
16	209,3842	0,0003	222,8020	0,0000	144
17	222,6097	0,0002	237,8704	0,0000	153
18	230,0399	0,0004	246,4060	0,0000	162
19	245,2516	0,0002	264,0261	0,0000	171
20	263,9600	0,0000	285,8788	0,0000	180

Fonte: A autora.

Entretanto, ao se analisar isoladamente o modelo objetivo da cointegração, a hipótese de não autocorrelação é refutada, conforme o teste de Breusch-Godfrey apresentado na tabela 10.

Tabela 10 - Teste LM de Breusch-Godfrey de Autocorrelação - Exportações

<i>Estatística F</i>	10,6937	<i>Prob. F(2,133)</i>	0,00
<i>R-quadrado obs.</i>	19,2108	<i>Prob. Qui-quadrado</i>	0,00

Fonte: A autora.

Uma vez que foram testados VECs alternativos sem que apresentassem um resultado satisfatório em todos os quesitos e que se considera que o uso de primeiras diferenças é um esforço para minimizar problemas de não normalidade de resíduos, bem como o uso de logaritmos naturais, serão assumidos válidos os resultados dos testes dos coeficientes do VEC estimado.

Tabela 10 - Teste LM de Breusch-Godfrey de Autocorrelação - Exportações - Demais Dados

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>Probabilidade</i>
C(1)	0,3813	0,1071	3,5592	0,0005
C(2)	0,5173	0,2070	2,4984	0,0137
C(3)	0,0955	0,2326	0,4107	0,6819
C(4)	0,1662	0,1831	0,9078	0,3657
RESID(-1)	-1,0083	0,2521	-3,9995	0,0001
RESID(-2)	-0,1197	0,1202	-0,9954	0,3214
<i>R-quadrado</i>	0,1382		<i>Média dependente</i>	-0,0015
<i>R-quadrado ajustado</i>	0,1058		<i>Desvio Padrão depend.</i>	0,0754
<i>Soma Quadr. Resíd.</i>	0,0713		<i>Akaike AIC</i>	-2,4011
<i>Erro Padrão da Equação</i>	0,6765		<i>Schwarz SC</i>	-2,2745
<i>Log likelihood</i>	172,8788		<i>Hannan-Quinn HQ</i>	-2,3497
<i>Estat. Durbin-Watson</i>	1,9017			

Fonte: A autora.

Tabela 11 - Critério de Seleção da Ordem de Defasagem do VAR - Importações

<i>Lag</i>	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
1	712,0086	772,2260	1,72E-09	-11,6668	-11,3880*	-11,5536*
2	721,3083	17,5144	1,71E-09	-11,6718	-11,1840	-11,4737
3	736,4349	27,7322	1,55E-09*	-11,7739*	-11,0770	-11,4909
4	744,7425	14,8151	1,57E-09	-11,7624	-10,8564	-11,3945
5	753,2635	14,7697	1,58E-09	-11,7544	-10,6394	-11,3016
6	761,6176	14,0627	1,61E-09	-11,7436	-10,4196	-11,2059
7	763,5470	3,1514	1,82E-09	-11,6258	-10,0927	-11,0032
8	771,2667	12,2229	1,87E-09	-11,6044	-9,8623	-10,8969
9	775,8389	7,0107	2,02E-09	-11,5307	-9,5794	-10,7382
10	784,0279	12,1470	2,07E-09	-11,5171	-9,3568	-10,6398
11	797,4836	19,2864*	1,95E-09	-11,5914	-9,2220	-10,6292
12	809,2554	16,2844	1,89E-09	-11,6376	-9,0592	-10,5905
13	815,9053	8,8664	2,00E-09	-11,5984	-8,8109	-10,4664
14	823,0441	9,1615	2,10E-09	-11,5674	-8,5708	-10,3505
15	831,9882	11,0311	2,15E-09	-11,5665	-8,3609	-10,2647
16	837,3281	6,3188	2,35E-09	-11,5055	-8,0908	-10,1188
17	849,2474	13,5086	2,32E-09	-11,5541	-7,9304	-10,0825
18	854,3888	5,5698	2,56E-09	-11,4898	-7,6570	-9,9333
19	857,2703	2,9776	2,96E-09	-11,3878	-7,3460	-9,7464
20	865,8637	8,4503	3,13E-09	-11,3811	-7,1301	-9,6547
21	872,7981	6,4721	3,43E-09	-11,3466	-6,886649	-9,5354

LR: Estatística do teste LR sequencial modificada (cada teste a 5% de significância)

FPE: Erro de Previsão Final

AIC: Critério de Informação Akaike

SC: Critério de Informação Schwarz

HQ: Critério de Informação Hannan-Quinn

Fonte: A autora.

Tabela 12 - Teste de Cointegração de Johansen - Especificação do Modelo - Importações

Tendência dos Dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
Tipo de Teste	<i>sem intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>
	<i>sem tendência</i>	<i>sem tendência</i>	<i>sem tendência</i>	<i>tendência</i>	<i>tendência</i>
<i>Traço</i>	1	1	0	0	0
<i>Máx.Autovalor</i>	1	1	0	0	0

Fonte: A autora.

Tabela 13 - Teste da Ordem de Cointegração de Johansen - Número de Equações

<i>Ho: n° de Equações de Cointegração:</i>	<i>Autovalor</i>	<i>Teste Traço</i>			<i>Teste Máximo Autovalor</i>		
		<i>Estatística do Teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Valor-p</i>	<i>Estatística do Teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Valor-p</i>
nenhuma	0,1691	37,7561	35,1928	0,0259	23,8939	22,2996	0,0297
máximo uma	0,0717	13,8622	20,2618	0,2990	9,6037	15,8921	0,3718
máximo duas	0,0325	4,2585	9,1645	0,3750	4,2585	9,1645	0,3750

**Valor Crítico a 5%

Fonte: A autora.

Tabela 14 - VEC: Equação de Cointegração - Importações

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>Valor-p</i>
<i>LNM(-1)</i>	1,0000	-	-	
<i>LNRER(-1)</i>	-0,1900	0,2105	-0,9030	0,3682
<i>LN(-1)</i>	-1,2701	0,2978	-4,2657	0,0000
<i>C</i>	5,4920	3,8077	1,4423	0,1516
<i>Correção de Erro: Equação de Cointegração:</i>				
<i>D(LNM)</i>	-0,1767	0,0974	-1,8142	0,0719
<i>D(LNRER)</i>	0,1305	0,0442	2,9525	0,0037
<i>D(LNY)</i>	-0,0745	0,0257	-2,8972	0,0022
	<i>D(LNM)</i>	<i>D(LNRER)</i>	<i>D(LNY)</i>	
<i>R-quadrado</i>	0,5091	0,3971	0,4588	
<i>R-quadrado ajustado</i>	0,3604	0,2145	0,2947	
<i>Soma dos quadrados dos resíduos</i>	0,4561	0,0939	0,0318	
<i>Erro Padrão da Equação</i>	0,0679	0,0308	0,0179	
<i>Estatística-F</i>	3,4227	2,1739	2,7970	
<i>Log likelihood</i>	182,9573	285,6917	356,1359	
<i>Akaike AIC</i>	-2,3378	-3,9183	-5,0021	
<i>Schwarz SC</i>	-1,6540	-3,2345	-4,3183	
<i>Média dependente</i>	0,0045	-0,0052	0,0037	
<i>Desvio Padrão Dependente</i>	0,0849	0,0347	0,0213	
<i>Determ.resid covariância (dofadj.)</i>	1,01E-09			
<i>Determ. resid covariância</i>	4,48E-10			
<i>Log likelihood</i>	845,8177			
<i>Akaike AIC</i>	-11,5203			
<i>Schwarz SC</i>	-9,3807			

Fonte: A autora.

Tabela 14.1 - VEC: Equação de Cointegração - Importações - Demais Dados
Coefficientes do VEC - D(LNM)

	D(LNM)	D(LNRER)	D(LNY)
D(LNM(-1))	-0.368984 (0.14056) [-2.62501]	-0.076718 (0.06378) [-1.20290]	0.096768 (0.03710) [2.60854]
D(LNM(-2))	-0.283656 (0.15076) [-1.88155]	-0.082238 (0.06840) [-1.20227]	0.041620 (0.03979) [1.04609]
D(LNM(-3))	0.027983 (0.14534) [0.19254]	-0.073780 (0.06594) [-1.11885]	0.075271 (0.03836) [1.96243]
D(LNM(-4))	0.036069 (0.14520) [0.24842]	0.068198 (0.06588) [1.03519]	0.015487 (0.03832) [0.40416]
D(LNM(-5))	0.000264 (0.14083) [0.00187]	0.038302 (0.06390) [0.59940]	0.044244 (0.03717) [1.19040]
D(LNM(-6))	-0.151971 (0.14125) [-1.07590]	-0.052540 (0.06409) [-0.81980]	0.018480 (0.03728) [0.49574]
D(LNM(-7))	0.062119 (0.13857) [0.44827]	0.052761 (0.06287) [0.83914]	0.022082 (0.03657) [0.60380]
D(LNM(-8))	-0.280170 (0.13346) [-2.09929]	0.005475 (0.06055) [0.09042]	-0.043707 (0.03522) [-1.24092]
D(LNM(-9))	-0.056695 (0.12071) [-0.46968]	-0.025276 (0.05477) [-0.46151]	0.047232 (0.03186) [1.48265]
D(LNM(-10))	-0.230579 (0.10777) [-2.13952]	-0.047498 (0.04890) [-0.97137]	-0.059572 (0.02844) [-2.09450]

Fonte: A autora.

Tabela 14.2 - VEC: Equação de Cointegração - Importações - Demais Dados

Coefficientes do VEC - D(LNRER)			
	D(LNM)	D(LNRER)	D(LNY)
D(LNRER(-1))	0.863585 (0.22980) [3.75800]	0.304383 (0.10427) [2.91931]	0.034912 (0.06065) [0.57567]
D(LNRER(-2))	0.271751 (0.21985) [1.23608]	-0.191259 (0.09975) [-1.91736]	-0.173205 (0.05802) [-2.98522]
D(LNRER(-3))	-0.040423 (0.24381) [-0.16580]	-0.010474 (0.11062) [-0.09469]	0.028951 (0.06434) [0.44994]
D(LNRER(-4))	-0.193332 (0.23589) [-0.81959]	-0.220794 (0.10703) [-2.06295]	-0.112132 (0.06225) [-1.80122]
D(LNRER(-5))	0.320203 (0.24705) [1.29612]	0.128710 (0.11209) [1.14825]	0.019167 (0.06520) [0.29399]
D(LNRER(-6))	0.046515 (0.23342) [0.19928]	-0.053535 (0.10591) [-0.50548]	-0.009876 (0.06160) [-0.16032]
D(LNRER(-7))	-0.026786 (0.23135) [-0.11578]	-0.229376 (0.10497) [-2.18514]	0.029153 (0.06106) [0.47747]
D(LNRER(-8))	0.254487 (0.23182) [1.09780]	-0.051127 (0.10518) [-0.48609]	0.044762 (0.06118) [0.73165]
D(LNRER(-9))	-0.012695 (0.22042) [-0.05759]	-0.038872 (0.10001) [-0.38868]	-0.086348 (0.05817) [-1.48434]
D(LNRER(-10))	0.034603 (0.20700) [0.16716]	-0.108149 (0.09392) [-1.15147]	0.086691 (0.05463) [1.58686]

Fonte: A autora.

Tabela 14.3 - VEC: Equação de Cointegração - Importações - Demais Dados

Coefficientes do VEC - D(LNY)			
	D(LNM)	D(LNRER)	D(LNY)
D(LNY(-1))	0.515908 (0.45077) [1.14450]	0.392864 (0.20453) [1.92085]	-0.322070 (0.11896) [-2.70730]
D(LNY(-2))	0.105268 (0.46451) [0.22662]	0.084259 (0.21076) [0.39979]	-0.434740 (0.12259) [-3.54631]
D(LNY(-3))	1,0069 (0.49677) [2.02684]	0.435745 (0.22540) [1.93324]	-0.044815 (0.13110) [-0.34183]
D(LNY(-4))	-0.539485 (0.49465) [-1.09063]	-0.014366 (0.22444) [-0.06401]	-0.182094 (0.13054) [-1.39488]
D(LNY(-5))	-0.003936 (0.48976) [-0.00804]	0.207384 (0.22222) [0.93326]	-0.095057 (0.12925) [-0.73544]
D(LNY(-6))	-0.231225 (0.47712) [-0.48462]	0.091089 (0.21648) [0.42077]	-0.180546 (0.12592) [-1.43384]
D(LNY(-7))	-0.426015 (0.48154) [-0.88468]	-0.139223 (0.21849) [-0.63721]	-0.264505 (0.12709) [-2.08132]
D(LNY(-8))	1,09157 (0.48691) [2.24184]	0.324099 (0.22092) [1.46703]	0.096426 (0.12850) [0.75039]
D(LNY(-9))	0.090074 (0.45004) [0.20015]	0.196307 (0.20419) [0.96138]	-0.230068 (0.11877) [-1.93710]
D(LNY(-10))	-0.079866 (0.43490) [-0.18364]	0.143051 (0.19733) [0.72494]	0.239007 (0.11478) [2.08238]

Fonte: A autora.

Tabela 15 - Modelo de Correção de Erro - Importações

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Estatística-t</i>	<i>Valor-p</i>
<i>C(1)</i>	-0,1767	0,0974	-1,8142	0,0727**
<i>C(2)</i>	-0,3690	0,1406	-2,6250	0,01*
<i>C(3)</i>	-0,2837	0,1508	-1,8815	0,0628**
<i>C(4)</i>	0,0280	0,1453	0,1925	0,8477
<i>C(5)</i>	0,0361	0,1452	0,2484	0,8043
<i>C(6)</i>	0,0003	0,1408	0,0019	0,9985
<i>C(7)</i>	-0,1520	0,1413	-1,0759	0,2846
<i>C(8)</i>	0,0621	0,1386	0,4483	0,6549
<i>C(9)</i>	-0,2802	0,1335	-2,0993	0,0383*
<i>C(10)</i>	-0,0567	0,1207	-0,4697	0,6396
<i>C(11)</i>	-0,2306	0,1078	-2,1395	0,0349*
<i>C(12)</i>	0,8636	0,2298	3,7580	0,0003*
<i>C(13)</i>	0,2718	0,2198	1,2361	0,2194
<i>C(14)</i>	-0,0404	0,2438	-0,1658	0,8687
<i>C(15)</i>	-0,1933	0,2359	-0,8196	0,4144
<i>C(16)</i>	0,3202	0,2470	1,2961	0,1979
<i>C(17)</i>	0,0465	0,2334	0,1993	0,8425
<i>C(18)</i>	-0,0268	0,2314	-0,1158	0,9081
<i>C(19)</i>	0,2545	0,2318	1,0978	0,2750
<i>C(20)</i>	-0,0127	0,2204	-0,0576	0,9542
<i>C(21)</i>	0,0346	0,2070	0,1672	0,8676
<i>C(22)</i>	0,5159	0,4508	1,1445	0,2552
<i>C(23)</i>	0,1053	0,4645	0,2266	0,8212
<i>C(24)</i>	1,0069	0,4968	2,0268	0,0454*
<i>C(25)</i>	-0,5395	0,4947	-1,0906	0,2781
<i>C(26)</i>	-0,0039	0,4898	-0,0080	0,9936
<i>C(27)</i>	-0,2312	0,4771	-0,4846	0,6290
<i>C(28)</i>	-0,4260	0,4815	-0,8847	0,3785
<i>C(29)</i>	1,0916	0,4869	2,2418	0,0272*
<i>C(30)</i>	0,0901	0,4500	0,2001	0,8418
<i>C(31)</i>	-0,0799	0,4349	-0,1836	0,8547

$$\text{Equação: } D(\text{LNM}) = C(1) * (\text{LNM}(-1) - 0.190032547644 * \text{LNRER}(-1) - 1.27014716868 * \text{LNY}(-1) + 5.49204519633) + C(2) * D(\text{LNM}(-1)) + C(3) * D(\text{LNM}(-2)) + C(4) * D(\text{LNM}(-3)) + C(5) * D(\text{LNM}(-4)) + C(6) * D(\text{LNM}(-5)) + C(7) * D(\text{LNM}(-6)) + C(8) * D(\text{LNM}(-7)) + C(9) * D(\text{LNM}(-8)) + C(10) * D(\text{LNM}(-9)) + C(11) * D(\text{LNM}(-10)) + C(12) * D(\text{LNRER}(-1)) + C(13) * D(\text{LNRER}(-2)) + C(14) * D(\text{LNRER}(-3)) + C(15) * D(\text{LNRER}(-4)) + C(16) * D(\text{LNRER}(-5)) + C(17) * D(\text{LNRER}(-6)) + C(18) * D(\text{LNRER}(-7)) + C(19) * D(\text{LNRER}(-8)) + C(20) * D(\text{LNRER}(-9)) + C(21) * D(\text{LNRER}(-10)) + C(22) * D(\text{LNY}(-1)) + C(23) * D(\text{LNY}(-2)) + C(24) * D(\text{LNY}(-3)) + C(25) * D(\text{LNY}(-4)) + C(26) * D(\text{LNY}(-5)) + C(27) * D(\text{LNY}(-6)) + C(28) * D(\text{LNY}(-7)) + C(29) * D(\text{LNY}(-8)) + C(30) * D(\text{LNY}(-9)) + C(31) * D(\text{LNY}(-10))$$

Observações: 130

<i>R-quadrado</i>	0,5091	<i>Média var. depend.</i>	0,0045
<i>R-quadrado ajustado</i>	0,3604	<i>Desvio Padrão var. depend.</i>	0,0849
<i>Erro Padrão da Regr.</i>	0,0679	<i>Soma Quadrados Resíduos</i>	0,4561
<i>Estat Durbin-Watson</i>	0,4561		

*Termos significantes a 5%.

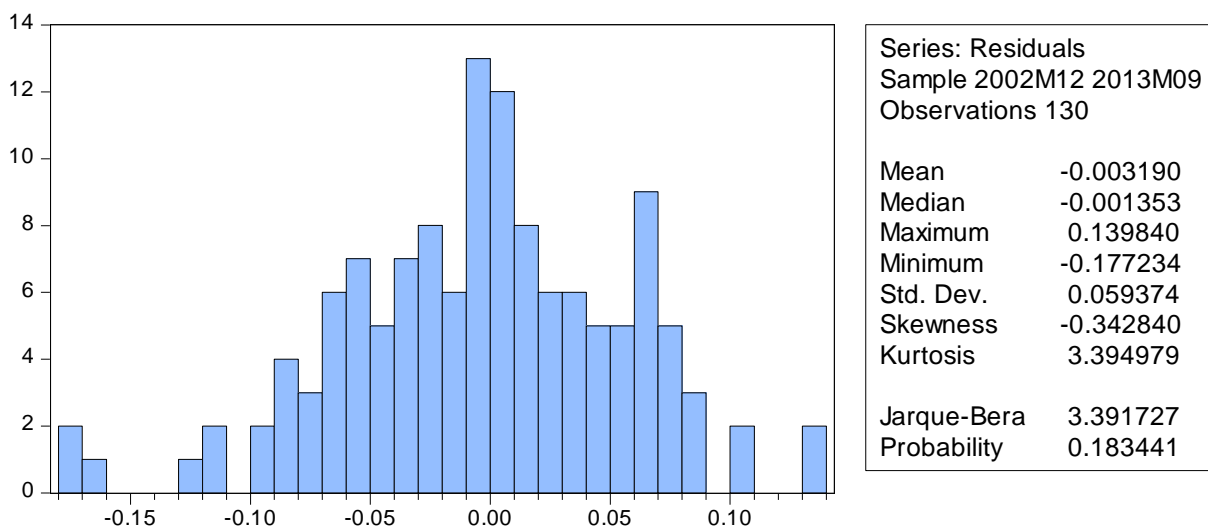
**Termos significantes somente a 10%.

Fonte: A autora.

Resíduos da função de exportação

Imprescindíveis para validar as elasticidades de importação estimadas, seguem-se os testes sobre os resíduos. O teste de Jarque-Bera não indicou problemas de normalidade, apresentando um valor-p de 18,34%.

Gráfico 2.A – Teste de Normalidade dos Resíduos Jarque-Bera - Importações



Fonte: A autora.

Para a autocorrelação residual, avaliando-se o teste de Portmanteau pode-se dizer que não existem problemas desse tipo para o VEC estimado, conforme a tabela 16.

Tabela 16 - Teste de Autocorrelação Residual de Portmanteau - Importações

<i>Lags</i>	<i>Estatística-Q</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Estatística-Q ajustada</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>G.L.</i>
1	1,4715	0,9974	1,4829	0,9973	9
2	2,5358	1,0000	2,5638	1,0000	18
3	3,6401	1,0000	3,6943	1,0000	27
4	11,4199	1,0000	11,7210	1,0000	36
5	14,6422	1,0000	15,0722	1,0000	45
6	19,1174	1,0000	19,7639	1,0000	54
7	23,0311	1,0000	23,9003	1,0000	63
8	25,9771	1,0000	27,0396	1,0000	72
9	32,7382	1,0000	34,3036	1,0000	81
10	35,4953	1,0000	37,2904	1,0000	90
11	43,7940	1,0000	46,3562	1,0000	99
12	50,2518	1,0000	53,4707	1,0000	108
13	57,0245	1,0000	60,9959	1,0000	117
14	61,2582	1,0000	65,7406	1,0000	126
15	67,4517	1,0000	72,7419	1,0000	135
16	79,6257	1,0000	86,6246	1,0000	144
17	85,4130	1,0000	93,2825	1,0000	153
18	96,0920	1,0000	105,6778	1,0000	162
19	101,6833	1,0000	112,2262	1,0000	171
20	107,9319	1,0000	119,6109	1,0000	180
21	121,6964	1,0000	136,0273	1,0000	189

Fonte: A autora.

Fonte: A autora.

Tabela 17 - Teste de Autocorrelação Residual de Portmanteau - Importações

<i>Lags</i>	<i>Estatística-Q</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Estatística-Q ajustada</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>G.L.</i>
1	1,4715	0,9974	1,4829	0,9973	9
2	2,5358	1,0000	2,5638	1,0000	18
3	3,6401	1,0000	3,6943	1,0000	27
4	11,4199	1,0000	11,7210	1,0000	36
5	14,6422	1,0000	15,0722	1,0000	45
6	19,1174	1,0000	19,7639	1,0000	54
7	23,0311	1,0000	23,9003	1,0000	63
8	25,9771	1,0000	27,0396	1,0000	72
9	32,7382	1,0000	34,3036	1,0000	81
10	35,4953	1,0000	37,2904	1,0000	90
11	43,7940	1,0000	46,3562	1,0000	99
12	50,2518	1,0000	53,4707	1,0000	108
13	57,0245	1,0000	60,9959	1,0000	117
14	61,2582	1,0000	65,7406	1,0000	126
15	67,4517	1,0000	72,7419	1,0000	135
16	79,6257	1,0000	86,6246	1,0000	144
17	85,4130	1,0000	93,2825	1,0000	153
18	96,0920	1,0000	105,6778	1,0000	162
19	101,6833	1,0000	112,2262	1,0000	171
20	107,9319	1,0000	119,6109	1,0000	180
21	121,6964	1,0000	136,0273	1,0000	189

Fonte: A autora.

Satisfatória também é a autocorrelação residual observada individualmente para a equação objetivo D(LNM). O teste do multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey corroborou a inexistência de problemas de autocorrelação ao não refutar a hipótese nula, como observado na tabela 18.

Tabela 18 - Teste LM de Breusch-Godfrey de Autocorrelação - Importações

<i>Estatística F</i>	0,2616	<i>Prob. F(11,88)</i>	0,9911
<i>R-quadrado obs.</i>	3,7505	<i>Prob. Chi-Square(11)</i>	0,9767

Fonte: A autora.

Tabela 19 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado - Y (1979)

<i>Variável</i>	<i>Termo Determinístico</i>	<i>Lags*</i>	<i>Estatística do teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Valor-p</i>
ln(1979 [∧])	nenhum	1	0,62	-1,94	0,8484
	intercepto	1	-2,61	-2,88	0,0930
	intercepto e tendência	1	-3,19	-3,44	0,0905
ln(1979 [∧] TT)	nenhum	2	4,36	-1,94	1,0000
	intercepto	2	-3,27	-2,88	0,0185
	intercepto e tendência	2	-4,23	-3,44	0,0052
ln(1979)	nenhum	2	1,48	-1,94	0,9653
	intercepto	2	-3,19	-2,88	0,0228
	intercepto e tendência	0	-4,37	-3,44	0,0034
ln(1979TT)	nenhum	2	3,25	-1,94	0,9997
	intercepto	2	-2,38	-2,88	0,1506
	intercepto e tendência	2	-1,85	-3,44	0,6763
Dln(1979 [∧])	nenhum	0	-13,56	-1,94	0
	intercepto	0	-13,54	-2,88	0
	intercepto e tendência	0	-13,51	-3,44	0
Dln(1979 [∧] TT)	nenhum	1	-12,47	-1,94	0
	intercepto	1	-14,00	-2,88	0
	intercepto e tendência	1	-14,32	-3,44	0
Dln(1979)	nenhum	1	-11,17	-1,94	0
	intercepto	1	-11,33	-2,88	0
	intercepto e tendência	1	-11,34	-3,44	0
Dln(1979TT)	nenhum	1	-14,47	-1,94	0
	intercepto	1	-15,38	-2,88	0
	intercepto e tendência	1	-15,68	-3,44	0

* Lags segundo o Critério de Informação de Schwarz automático máximo de 24

** Valor Crítico a 5%

Ho: raiz unitária

Fonte: A autora.

Tabela 20 - Teste de Raiz Unitária KPSS - Y (1979)

<i>Variável</i>	<i>Termo Determinístico</i>	<i>Lags*</i>	<i>Estatística do teste</i>	<i>Valor Crítico*</i>
ln(1979 $\hat{\gamma}$)	intercepto	9	0,51	0,46
	intercepto e tendência	9	0,14	0,15
ln(1979 $\hat{\gamma}$ TT)	intercepto	9	1,40	0,46
	intercepto e tendência	9	0,20	0,15
ln(1979)	intercepto	9	1,08	0,46
	intercepto e tendência	8	1,27	0,15
ln(1979TT)	intercepto	10	1,32	0,46
	intercepto e tendência	9	0,29	0,15
Dln(1979 $\hat{\gamma}$)	intercepto	0	0,10	0,46
	intercepto e tendência	0	0,10	0,15
Dln(1979 $\hat{\gamma}$ TT)	intercepto	24	0,28	0,46
	intercepto e tendência	24	0,1453	0,1460
Dln(1979)	intercepto	7	0,08	0,46
	intercepto e tendência	7	0,07	0,15
Dln(1979TT)	intercepto	24	0,28	0,46
	intercepto e tendência	24	0,07	0,15

* Lags segundo o Critério de Informação de Schwarz automático máximo de 24

**Valor Crítico a 5%

Ho: estacionariedade

Fonte: A autora.

Tabela 21 - Teste Perron de Raiz Unitária com Quebra Estrutural - Y (1979)

<i>Variável</i>	<i>Termo Determinístico</i>	<i>Lags*</i>	<i>Estatística do teste</i>	<i>Valor Crítico**</i>	<i>Quebra Estrutural</i>
ln(1979 [∧])	tendência	20	-2,73	-4,83	2011.07
	intercepto	20	-2,67	-5,23	2012.03
	intercepto e tendência	20	-4,59	-5,59	2008.12
ln(1979 [∧] TT)	tendência	10	-3,04	-4,83	2010.12
	intercepto	10	-4,72	-5,23	2008.02
	intercepto e tendência	10	-4,32	-5,59	2008.02
ln(1979)	tendência	0	-4,77	-4,83	2010.10
	intercepto	0	-4,81	-5,23	2007.04
	intercepto e tendência	0	-5,13	-5,59	2009.04
ln(1979TT)	tendência	2	-3,45	-4,83	2005.11
	intercepto	2	-2,71	-5,23	2011.12
	intercepto e tendência	2	-3,54	-5,59	2005.10
Dln(1979 [∧])	tendência	0	-14,39	-4,83	2003.10
	intercepto	0	-14,10	-5,23	2008.10
	intercepto e tendência	0	-14,71	-5,59	2008.10
Dln(1979 [∧] TT)	tendência	0	-20,05	-4,83	2005.07
	intercepto	0	-20,68	-5,23	2005.10
	intercepto e tendência	0	-21,08	-5,59	2005.10
Dln(1979)	tendência	1	-11,88	-4,83	2003.11
	intercepto	1	-11,90	-5,23	2004.06
	intercepto e tendência	1	-12,07	-5,59	2004.06
Dln(1979TT)	tendência	0	-18,21	-4,83	2010.12
	intercepto	0	-18,94	-5,23	2008.03
	intercepto e tendência	0	-18,89	-5,59	2008.03

* Lags máximo de 24

** Valor Crítico a 5%

Ho: raiz unitária e quebra estrutural no ano indicado

Fonte: A autora.