

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS - UNISINOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

EDUARDA MARTINS CORREA DA SILVEIRA

CRESCIMENTO ECONÔMICO E RESTRIÇÃO EXTERNA NO BRASIL: UMA
ANÁLISE A PARTIR DA HIPÓTESE DE THIRLWALL

São Leopoldo
2015

EDUARDA MARTINS CORREA DA SILVEIRA

CRESCIMENTO ECONÔMICO E RESTRIÇÃO EXTERNA NO BRASIL: UMA
ANÁLISE A PARTIR DA HIPÓTESE DE THIRLWALL

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade do Vale do Rio dos
Sinos como requisito parcial à obtenção do título de
Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Tadeu C. Lélis

São Leopoldo
2015

S587c

Silveira, Eduarda Martins Correa da.

Crescimento econômico e restrição externa no Brasil : uma análise a partir da hipótese de Thirlwall / Eduarda Martins Correa da Silveira. – 2015.

145 f. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2015.

"Orientador: Prof. Dr. Marcos Tadeu C. Lélis."

1. Balanço de pagamentos – Brasil. 2. Desenvolvimento econômico. 3. Lei de Thirlwall. 4. Restrição externa. 5. Vetorial de correção de erros. 6. Estado de espaço I. Título.

CDU 33

EDUARDA MARTINS CORREA DA SILVEIRA

CRESCIMENTO ECONÔMICO E RESTRIÇÃO EXTERNA NO BRASIL: UMA
ANÁLISE A PARTIR DA HIPÓTESE DE THIRLWALL

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade do Vale do Rio dos
Sinos como requisito parcial à obtenção do título de
Mestre em Economia.

Prof. Dr. Marcos Tadeu C. Lélis - Orientador

Universidade do Vale do Rio dos Sinos

Prof. Dr. Fernando Maccari Lara

Universidade do Vale do Rio dos Sinos

Prof. Dr. Divanildo Triches

Universidade do Vale do Rio dos Sinos

Prof. Dr. André Moreira Cunha

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiro a Deus, por me dar a oportunidade de realizar esse sonho. Agradeço ao Meu Amor, Henrique, pelo apoio, companheirismo e compreensão que foram fundamentais ao longo dessa jornada. Agradeço à minha mãe e ao meu irmão por compreenderem a minha ausência. Embora o curso de mestrado tenha nos oportunizado um convívio mais próximo, ao mesmo tempo, nessa correria, houve momentos em que eu parecia estar ainda mais distante. Então, ao mesmo tempo em que eu agradeço essas pessoas que eu amo tanto, também me desculpo pelos momentos em que deveria estar mais presente.

Gostaria também de agradecer ao meu sogro e minha sogra, que não mediram esforços em me auxiliar. Todo o suporte que me foi dado foi muito importante para que eu perseverasse nos meus objetivos.

Agradeço as minhas queridas amigas, Cátia e Natalinha pelo incentivo e pelas palavras de apoio. Aos colegas do mestrado, obrigada pelas boas risadas e pela amizade. Aos colegas do Banco, por me incentivarem a prosseguir e a entenderem a minha ausência.

Sou grata também a Capes, pela concessão da bolsa de estudos. Sou grata a todos os professores do mestrado que muito contribuíram na minha formação, não somente acadêmica, mas também profissional e pessoal. Especialmente agradeço a Professora Angélica Massuquetti, pelos trabalhos que realizamos juntas desde a conclusão da graduação e por nunca me distanciar da pesquisa.

Agradeço ao meu orientador, Professor Marcos, por todos os comentários, explicações, dedicação, disponibilidade e pela generosidade em transmitir o conhecimento e pelas palavras de apoio, tornando-se a pessoa que mais contribuiu para a minha formação acadêmica.

Aproveito para agradecer os professores que compõem a banca pela disponibilidade. Certamente os comentários serão relevantes para essa pesquisa e trabalhos posteriores.

RESUMO

O objetivo principal desta dissertação foi verificar se o balanço de pagamentos é uma limitação para o crescimento econômico brasileiro, no período que compreende os anos de 1995 até 2013, considerando o arcabouço teórico de Thirlwall (1979). Para o alcance desse objetivo, foram estimadas as funções demanda por importações e exportações através de dois modelos econométricos: vetorial de correção de erros (VAR/VEC) e modelo estrutural em formato de estado de espaço para o período 1995-2013. As funções demanda por exportações e importações também foram estimadas por meio do modelo estrutural em formato de estado de espaço para o período 2001-2013, com a intenção de verificar o impacto da elevação dos preços das *commodities* e o aumento na demanda por esses bens nos parâmetros calculados. Pela análise, para esse período, nota-se que o processo de commoditização da pauta de exportações brasileira aprofundou o problema da restrição externa brasileira. Na estimação da função demanda por exportações, utilizando o modelo VAR/VEC, foi incluída uma variável que representou o preço das *commodities*. Os resultados empíricos deste trabalho confirmam que o balanço de pagamentos é uma restrição ao crescimento econômico brasileiro, dado tanto pela razão entre as elasticidades-renda das exportações e importações, como também pela baixa sensibilidade das exportações ao câmbio real. Logo, o ajuste da balança comercial via alterações suaves da taxa de câmbio tem pouca eficácia para o caso brasileiro. Além disso, as exportações são mais sensíveis aos preços das *commodities* do que à taxa de câmbio real.

Palavras-chave: Lei de Thirlwall. Restrição Externa. Vetorial de Correção de Erros. Estado de Espaço.

ABSTRACT

The main objective of the present dissertation was to verify if the balance of payments was a limitation to Brazilian economic growth, in the period of the years 1995 to 2013, considering the Thirwall's Law (1979). In order to achieve this goal, export and import demand functions were estimated by two econometric models: vector error correction (VAR/VEC) and structural state space model for the period of 1995-2013. The export and import demand functions were also estimated by the structural state space model for the period of 2001-2013, with the intention of verifying the impact of the commodities price increase and the increase in the demand for these goods in the estimated parameters. According to the analysis of this period, it has been noticed that commoditization process in the Brazilian exports agenda has increased the problem of Brazilian external constraint. In the estimation of the export demand function, using the VAR/VEC model, it was included a variable which represented commodities price. The empiric results of this paper confirm that the balance of payments is a constraint to the Brazilian economic growth, given the ratio between exports and imports income elasticities and, also, the exports low sensitivity to the real exchange. Thus, the adjustment of the balance of trade by soft alterations in the exchange rate have little efficiency for the Brazilian case. Furthermore, the exports are more sensitive to the commodities price than to the real exchange rate.

Keywords: Thirwall's Law. External constraint. Vector error correction. State space.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Efeito impulso-resposta sobre as Exportações a partir do modelo VEC	115
Figura 2 - Efeito impulso-resposta sobre as Importações a partir do modelo VEC	118
Figura 3 - Correlograma e histograma do modelo I – univariado para as exportações	134
Figura 4 - Correlograma e histograma considerando as quebras de nível em 2002(3), 2009(1), 2008(4) e os outliers 2006(2), 2008(3) para o modelo univariado das exportações	135
Figura 5 - Correlograma e histograma do modelo II – univariado para as exportações.....	136
Figura 6 - Correlograma e histograma da função demanda por exportações brasileiras 1995-2013.....	137
Figura 7 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por exportações brasileiras 1995-2013	138
Figura 8 - Correlograma e histograma da função demanda por importações no Brasil 1995-2013.....	139
Figura 9 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por importações brasileiras 1995-2013	140
Figura 10 - Correlograma e histograma da função demanda por exportações período 2001-2013.....	141
Figura 11 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por exportações brasileiras 2001-2013	142
Figura 12 - Correlograma e histograma da função demanda por importações período 2001-2013.....	143
Figura 13 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por importações brasileiras 2001-2013	144
Figura 14 - Raízes inversas do modelo VEC para a função demanda por exportações com três defasagens.....	145
Figura 15 - Raízes inversas do modelo VEC para a função demanda por importações com três defasagens.....	145
Gráfico 1 - Exportações brasileiras por fator agregado – 1995 até 2013	95
Gráfico 2 - Relação entre exportações, índice de preços das commodities e taxa de câmbio real	104

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Síntese dos parâmetros estimados para as elasticidades-renda nas funções demanda por exportações e importações, considerando a hipótese de Thirlwall	68
Tabela 2 - Estatísticas estimadas para o modelo univariado das exportações brasileiras Sem Intervenção, Modelo I e Modelo II.....	93
Tabela 3 - Estatísticas estimadas para a função demanda por exportações brasileiras 1995-2013 ...	97
Tabela 4 - Estatísticas estimadas para a função demanda por importações no Brasil no período 1995-2013.....	99
Tabela 5 - Estatísticas estimadas para a função demanda por exportações brasileiras 2001-2013..	105
Tabela 6 - Estatísticas estimadas para a função demanda por importações brasileiras 2001-2013 .	107
Tabela 7 - Teste de raiz unitária para as variáveis: Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Peron (PP)	110
Tabela 8 - Função demanda por exportações: critério de informação de Akaike e Schwarz, teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange	111
Tabela 9 - Função demanda por importação: critério de informação de Akaike e Schwarz, teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange	112
Tabela 10 - Valores estatísticos do teste de cointegração de Johansen para a função exportação com <i>commodities</i> e para a função importação, ambas com três defasagens, com intercepto e sem tendência determinística dos dados.....	113
Tabela 11 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VEC envolvidas na estimação da função demanda por exportações.....	114
Tabela 12 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VEC envolvidas na estimação da função demanda por importações.	114
Tabela 13 - Equação de longo prazo do modelo VEC para as Exportações	116
Tabela 14 - Equação de longo prazo do modelo VEC para as Importações	119

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 A REVISÃO TEÓRICA DO MODELO DE THIRLWALL	16
2.1 A LEI DE THIRLWALL: O MODELO ORIGINAL.....	16
2.1.1 O multiplicador de comércio de Harrod (1933).....	20
2.1.2 A teoria estruturalista	22
2.1.3 Análise dual-dap de Chenery	25
2.2 ALGUMAS EXTENSÕES DO MODELO DE THIRLWALL ORIGINAL.....	26
2.2.1 A inclusão da conta capital: Thirlwall e Hussain (1982).....	26
2.2.2 A questão do endividamento externo: Moreno-Brid (1998/1999).....	28
2.2.3 A inclusão do pagamento dos juros: a proposta de Ferreira (2001).....	30
2.2.4 O problema do endividamento externo e do pagamento dos juros no equilíbrio do balanço de pagamentos: a proposta de Moreno-Brid (2003).....	34
2.2.5 O problema do endividamento externo e a separação do lado real e monetário para o equilíbrio do balanço de pagamentos: a proposta de Barbosa-Filho (2001).....	36
2.2.6 A Lei de Thirlwall Multissetorial: o modelo de Araújo e Lima (2007)	39
2.2.7 O papel dos diferentes componentes no equilíbrio externo, sem restrição à entrada de capital estrangeiro: o modelo de Carvalho e Lima (2009).....	41
2.2.8 A inclusão da taxa de câmbio real e elasticidades endógenas: a abordagem recente de Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013).....	42
2.3 ALGUMAS CRÍTICAS À LEI THIRLWALL.....	45
3 A APLICAÇÃO DA LEI DE THIRLWALL E A FUNÇÃO DEMANDA POR EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES.....	51
3.1 OS RESULTADOS OBTIDOS PELA LEI DE THIRLWALL PARA O BRASIL E PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO	51
3.2 A FUNÇÃO DEMANDA POR EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS... 71	
4 METODOLOGIA.....	78
4.1 O MODELO DE ESTADO DE ESPAÇO	78
4.1.1 Os testes de estabilidade do modelo de estado de espaço.....	81
4.2 O MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS.....	82
4.3 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS	88
5 DEFINIÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO E ANÁLISE DOS RESULTADOS... 91	
5.1 DEFINIÇÃO DO MODELO ESTRUTURAL EM FORMATO DE ESTADO DE ESPAÇO E RESULTADOS EMPÍRICOS	92
5.2 MODELO VAR/VEC DA FUNÇÃO DEMANDA POR EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES E RESULTADOS EMPÍRICOS	109
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	120
REFERÊNCIAS	124
APÊNDICE A – Testes de Estabilidade do Modelo Estrutural	134
APÊNDICE B – Teste Estatístico da Raiz Inversa do Modelo VEC	145

1 INTRODUÇÃO

A história econômica brasileira é marcada por diversas reformas, buscando enfatizar o crescimento autossustentado da renda com estabilidade macroeconômica. Um conjunto dessas reformas teve a intenção de diminuir a vulnerabilidade externa brasileira, uma vez que as crises de balanço de pagamentos influenciam a trajetória de crescimento da economia. Por isso, é interessante analisar o comportamento da taxa de crescimento do Brasil, bem como se o setor externo é um limitador para esse crescimento.

Nesse sentido, a partir do ano de 1979, Thirlwall desenvolveu um conjunto de estudos com a intenção de verificar o motivo pelo qual as taxas de crescimento diferiam entre os países, observando se a taxa de crescimento de uma região possuía limitação externa, ocasionada pelo balanço de pagamentos, mais especificamente pela balança comercial. Resumidamente, para esse autor, o crescimento de uma nação era resultado da divisão da taxa de crescimento das exportações do país, pela elasticidade-renda da demanda por importações desse país. Tal suposição, que hoje é conhecida por Lei de Thirlwall, permite acrescentar que a taxa de crescimento que um país pode manter, no longo prazo, depende do crescimento do resto do mundo, bem como das elasticidades-renda da demanda de suas exportações e importações.

Após a formulação original, surgiram diversos desdobramentos dessas relações, desenvolvidos pelo próprio Thirlwall e outros estudiosos, com a inclusão da conta capital e a questão do endividamento no equilíbrio do balanço de pagamentos. Para Thirlwall (2011), a lei que recebe seu nome, na verdade, é resultado de modelos e teorias já existentes: o multiplicador de Harrod, de 1933, o modelo centro-periferia de Raúl Prebisch, de 1950 e 1959¹, e a análise de *dual-gap* desenvolvida por Chenery e seus associados na década de 1960². Todos os modelos, de certa forma, estudam o balanço de pagamentos como uma restrição ao crescimento do produto interno.

Os estudos de Prebisch sobre a condição periférica dos países latino-americanos, seguindo a linha estruturalista, formalizada no ano de 1949, permanecem relevantes para o entendimento da dinâmica de crescimento das economias subdesenvolvidas, bem como os de

¹ Raúl Prebisch desenvolveu estudos a respeito da deterioração dos termos de troca e da elasticidade-renda da demanda dos países da América Latina. O desequilíbrio inerente a essas economias está no fato de que aumentos na renda reduzem a demanda relativa por bens primários e aumentam a demanda relativa por bens industriais. Logo, a solução seria a industrialização da América Latina.

² Chenery e Bruno (1962) e Chenery e MacEwan (1966).

Kaldor (1970), que evidenciam o crescimento induzido pelas exportações. Para Jayme Jr. e Resende (2009), o argumento de Prebisch leva em consideração a inserção internacional da economia agrária *versus* economia industrial no âmbito da relação centro e periferia, levando a diferentes elasticidades e provocando diferentes graus de restrição externa ao crescimento das economias periférica e central. Já os autores de cunho kaldoriano, reportam-se a Prebisch apenas para explicar o porquê de as elasticidades diferirem entre produtos e entre países.

A lógica da Lei de Crescimento de Thirlwall é a busca por um ajuste estrutural do balanço de pagamentos, segundo Ferreira (2001). Para que isso ocorra, é importante que alterações nas elasticidades-renda das exportações e das importações permitam taxas de crescimento mais elevadas. Logo, é fundamental uma mudança nas bases competitivas dos setores produtivos. Dessa forma, o objetivo deste trabalho é verificar se o balanço de pagamentos é uma limitação para o crescimento econômico brasileiro, dado pela razão das elasticidades-renda da demanda por exportações e importações, no período que compreende os anos de 1995 até 2013.

Para o alcance do objetivo principal deste trabalho, é importante a investigação teórica da Lei de Thirlwall e suas extensões, da análise empírica dos principais resultados obtidos, bem como dos métodos estatísticos utilizados por outros autores que tiveram objetivo semelhante ao deste trabalho. Todavia, foi importante, também, a revisão de alguns trabalhos que estimaram as funções demanda por importação e exportação para o caso do Brasil. Nesse caso, focou-se em pesquisas mais recentes, que pelo menos em algum período de sua estimativa compreendessem o mesmo período deste trabalho.

Apesar de o modelo proposto por Thirlwall e suas extensões apresentarem relativa parcimônia, o desenvolvimento matemático não se faz sem algumas considerações, principalmente no que diz respeito ao tratamento econométrico das variáveis envolvidas no cálculo das elasticidades. É evidente que as diferentes técnicas econométricas utilizadas tentam captar as particularidades dos países para os quais o modelo está sendo estimado. Por consequência, Carvalho (2007) argumenta que existem cinco grandes linhas de realização desse teste empírico e que, mesmo assim, os trabalhos diferem com relação à colocação de *dummies*, quebra de séries, suavização de séries, escolha de variáveis relevantes e entendimento da dinâmica de ajustamento de curto e longo prazos.

Os estudos empíricos que buscaram testar a validade da Lei de Thirlwall utilizaram principalmente para o cálculo das elasticidades-renda dos países o método dos Mínimos Quadrados Ordinários associados a testes de cointegração. A tentativa de validar a hipótese estatística da cointegração acaba sendo fundamental nos modelos econométricos que se

utilizam do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários, uma vez que permite a utilização das variáveis em nível, tornando a interpretação dos parâmetros estimados mais intuitiva.

A proposta aqui apresentada é utilizar, além de um modelo Vetorial de Correção de Erros (VAR/VEC), modelos de estado de espaço, com os estimadores de Máxima Verossimilhança para estimar as elasticidades renda e preço das funções exportação e importação. Nesse caso, essa pesquisa inovou na utilização desse método para estimar as funções demanda por exportações e importações. Cerqueira (2006) enfatiza que a vantagem na aproximação de estado de espaço é baseada em modelos estruturais de série de tempo e as observações são formadas por tendência, componente sazonal, ciclo e mais um termo irregular. O autor ainda destaca que outra conveniência desses modelos é a sua flexibilidade, pois possuem natureza recursiva e permitem que se conheçam mudanças estruturais do sistema ao longo do tempo. Essa abordagem estatística permite trabalhar com as séries econômicas diretamente em nível, sem a necessidade da hipótese da cointegração.

Ao mesmo tempo em que é relevante analisar essas intervenções, também é importante buscar os resultados das interações dinâmicas entre as variáveis selecionadas, considerando um modelo estatístico vetorial. Para isso, propõe-se um segundo exercício estatístico, empregando um modelo vetorial de correção de erros (VAR/VEC). Ou seja, primeiramente se pretende estimar as elasticidades renda e preço das funções de exportação e de importação do Brasil, partindo de modelos definidos numa estrutura de Estado de Espaço, comparando os parâmetros estimados. Em seguida, a partir de um modelo econométrico formado por um sistema de equações (VAR/VEC), examinam-se os efeitos estimados sobre as contas externas de choques nos crescimentos econômicos do Brasil e do mundo, assim como o impacto dos preços das *commodities* nas exportações brasileiras.

Apesar de trabalhos empíricos já terem sido realizados, sugerindo que as economias em desenvolvimento, mesmo após a sua industrialização, continuam restritas pelo seu balanço de pagamentos, será que, recentemente, com todas as alterações na política econômica, como redução significativa da dívida externa, ampliação do crédito ao consumidor, melhora no preço internacional de *commodities* e inflação relativamente controlada, o crescimento do Brasil é restrito pelo seu balanço de pagamentos? Ou seja, o balanço de pagamentos pode limitar o crescimento do país, à medida que interfere na disponibilidade de divisas, impedindo taxas de crescimento econômicas mais elevadas?

No Brasil, muitos defendem que o avanço da industrialização na década de 1930 pode ser atribuído ao modelo de substituição de importações e se caracterizou por ser uma industrialização voltada para o mercado interno, cujas políticas adotadas visavam proteger a

indústria nacional. Vasconcellos, Gremaud e Toneto Junior (2002) afirmam que a sequência desse modelo se inicia com um estrangulamento externo, como a queda do valor das exportações, gerando escassez de divisas. A política econômica vem no sentido de contrabalançar a crise cambial, protegendo a indústria nacional e gerando investimentos em setores nos quais havia alta propensão a importar.

Para Tavares (1986), é preciso tratar com certo rigor o conceito de substituição de importações introduzido pela Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal), uma vez que o processo de industrialização, que se inicia com a recuperação econômica em 1933 e se acelera até 1937 e, pelas condições protecionistas da II Guerra Mundial, ocorre um desenvolvimento proporcionalmente maior para o setor de bens de produção nesse período. No entanto, o crescimento do setor de bens de capital é dependente do setor de bens de consumo assalariado já instalado, ambos os segmentos sob a proteção da concorrência internacional. Nesse sentido é que Tavares (1986) afirma que se pode falar em substituição de importação.

Além disso, destacam-se os dois choques de preços do petróleo, em 1973 e 1979, e mudanças em políticas internas em alguns países, que acabaram influenciando a economia brasileira, como a insolvência mexicana e polonesa, ocasionando a elevação do custo da dívida externa e dificultando a obtenção de novos empréstimos e rolagem da dívida, na década de 1980.

Já na década de 1990, pode-se destacar a implementação do Plano Real, que foi bem sucedido no seu objetivo principal: controlar a inflação. Para isso, foi necessária a execução de reformas políticas, fiscais e econômicas que resultaram na adoção de uma nova moeda: o Real. Nos anos de 1990 até 2002, evidencia-se uma maior abertura comercial e diversas privatizações e desestatização de empresas importantes, como a Companhia Vale do Rio Doce e concessões nos setores de telecomunicação, transportes, energia elétrica e saneamento. Também houve reformas fiscais, visando à redução das despesas governamentais e elevação de impostos, além da adoção de políticas monetárias restritivas. Ao mesmo tempo, foram realizadas uma série de alterações nas tarifas aduaneiras, reduzindo consideravelmente as tarifas de importação. O Real foi mantido valorizado, uma vez que a entrada de produtos importados no mercado nacional poderia aliviar uma possível inflação de demanda, com a intenção de tornar a indústria nacional mais competitiva ao concorrer com produtos importados (FILGUEIRAS, 2006).

No entanto, para atender a necessidade de estabilização de preços, o Brasil foi acumulando um expressivo saldo negativo na balança de transações correntes, cujo

financiamento se deu pela conta de capital durante quase toda a década de 1990, viabilizado pela "reinscrição financeira externa" (FERREIRA, 2001, p. 50). Num contexto de desconfiança quanto à manutenção de déficits em conta corrente, no ano de 1999, o Banco Central do Brasil adotou o regime de câmbio flutuante, o que, conseqüentemente, desvalorizou a moeda nacional, que estava artificialmente valorizada.

Nessa mesma década, ocorreu a crise do México, nos anos de 1994/95, levando a um movimento de saída de capitais, num contexto de baixa liquidez internacional (SALVATO; SANTANA; SILVA, 2008), a asiática, no ano de 1997 e a crise russa (declaração de moratória até a renegociação da dívida externa), no ano de 1998. De acordo com Prates, Cunha e Lélis (2011), entre os anos 1999-2002, no Brasil, foi necessário recorrer a empréstimos do Fundo Monetário Internacional (FMI) e marginalmente às reservas, para fechar as contas externas, uma vez que o balanço de pagamentos voluntário (que exclui operações de regularização do FMI) apresentou déficit durante a maior parte desse período. Outras crises que também influenciaram o comportamento do balanço de pagamentos foram a crise energética brasileira e o onze de setembro em 2001 e, em 2002, também houve tensões em função do período eleitoral, o que vai ao encontro das constatações de Salvato, Santana e Silva (2008).

No período de 2004 a 2008, o crescimento do produto interno bruto (PIB) brasileiro apresentou taxas de crescimento mais elevadas, ficando, em média, em 4,82% a.a. (IBGE, 2014). A crise financeira no mercado hipotecário de alto risco dos Estados Unidos, no ano de 2008, foi sentida pelo Brasil principalmente no ano de 2009. Nesse período, a taxa de crescimento do PIB foi negativa em todos os trimestres e a média de crescimento do PIB caiu para 3,3% a.a., considerando o período que vai do ano de 2009 ao ano 2011 (IBGE, 2014).

Porém o resultado foi favorável para o balanço de pagamentos, devido ao aumento no preço internacional das *commodities*, que elevou o saldo da balança comercial, juntamente com superávit na conta financeira. Pode-se dizer que o desempenho do setor externo brasileiro, no período entre 2004 até meados do ano de 2008, foi condicionado pela liquidez internacional – ciclos financeiros externos e pela flutuação nos preços das *commodities* (PRATES; CUNHA; LÉLIS, 2011).

Assim, dados os períodos de expansão e inflexão do produto interno e a posição do Brasil como uma das maiores economias do mundo, este trabalho pretende verificar se o crescimento da economia brasileira é limitado pelo seu balanço de pagamentos. Ou seja, se a relação das elasticidades-renda estimadas para as funções demanda por exportações e

importações constituem uma limitação ao crescimento econômico, considerando a hipótese de Thirlwall.

Para alcançar os objetivos propostos na dissertação, o trabalho está estruturado em seis capítulos, incluindo esta introdução. No capítulo dois é exposta a revisão teórica do modelo de Thirlwall. Optou-se por dividir esse capítulo em três seções. Na primeira seção, é exposto o modelo original de Thirlwall, na seção seguinte, são apresentadas algumas das principais extensões do modelo Thirlwall. Na última seção desse capítulo 2, estão disponíveis algumas críticas a que a Lei de Thirlwall foi submetida. O capítulo três trata da revisão bibliográfica, com foco principalmente em trabalhos empíricos. Foram analisados estudos cujo objetivo foi verificar a hipótese de Thirlwall e, também, aqueles em que a intenção era estimar as funções demanda por importações e exportações para o caso brasileiro. O capítulo três está separado em duas seções: a primeira seção trata da caracterização da Lei de Thirlwall para a economia brasileira e a de outros países em desenvolvimento. A segunda seção tem como característica particularizar os estudos que tiveram como objetivo estimar as funções demanda por exportações e importações do Brasil.

O capítulo quatro apresenta a metodologia utilizada na estimação das funções demanda por importações e exportações. Logo, esse capítulo está separado em duas seções. A primeira caracteriza o modelo estrutural em formato de estado de espaço, incluindo os testes de estabilidade. Na segunda seção, o modelo VAR/VEC é apresentado. Os testes de estabilidade e testes estatísticos relacionados ao modelo VAR/VEC também são expostos. O capítulo cinco é dedicado à definição do modelo econométrico e análise dos resultados. Finalmente, faz-se a conclusão, destacando os principais resultados obtidos, confrontando-os com pesquisas já realizadas.

2 A REVISÃO TEÓRICA DO MODELO DE THIRLWALL

Podem-se dividir em duas grandes linhas as teorias de crescimento econômico: aquelas nas quais os determinantes de expansão do produto se dão pelo lado da oferta e as que o crescimento de um país é determinado pela demanda agregada. A segunda abordagem possui elementos keynesianos e, nos estudos de Thirlwall, o balanço de pagamentos se apresenta como uma restrição. Neste capítulo, pretende-se fazer uma discussão teórica sobre a hipótese de Thirlwall.

Para isso, este capítulo está subdividido em três seções: na primeira, faz-se uma breve revisão teórica da Lei de Thirlwall original, incluindo o multiplicador de Harrod, a abordagem estruturalista e a análise *dual-dap* de Chenery. Na segunda, são apresentadas algumas extensões de seu modelo. Na terceira seção, foi realizada uma explanação das principais críticas que são feitas ao modelo de restrição de Thirlwall.

2.1 A LEI DE THIRLWALL: O MODELO ORIGINAL

A abordagem neoclássica de crescimento econômico traz que as diferentes taxas de crescimento dos países se devem a fatores que estão do lado da oferta, como capital, trabalho e produtividade, esta última obtida por resíduo. Nesse sentido, no ano de 1979, Thirlwall afirma que o enfoque dado pelos neoclássicos não responde “por que” as taxas de crescimento diferem entre os países e que, para isso, é preciso recorrer à abordagem keynesiana.

O modelo proposto por Thirlwall é uma versão dinâmica do multiplicador de comércio proposto por Harrod, em 1933. A proposta do modelo de Thirlwall é que um país não pode crescer mais rápido do que a restrição imposta pelo seu balanço de pagamentos, a não ser que possa se financiar indefinidamente, o que é uma hipótese pouco provável, principalmente para as economias em desenvolvimento.

Nesse sentido, Thirlwall (1979) argumenta que as taxas de crescimento dos países diferem porque o crescimento da demanda não é igual entre os países. Por isso, a questão principal passa a ser: por que a demanda difere entre os países? O autor expõe que, em economias abertas, o balanço de pagamentos é uma restrição ao crescimento econômico e que a taxa de crescimento das exportações de um país, dividido pela sua elasticidade-renda da

demanda por importações é uma boa aproximação de grande parte do crescimento econômico de longo prazo dos países para a amostra estudada.

Ou seja, a demanda pode ser reduzida se o país encontrar dificuldades no seu balanço de pagamentos. Thirlwall (1979) chama de círculo vicioso os problemas que podem ocorrer quando o balanço de pagamentos é uma restrição ao crescimento: a capacidade produtiva instalada não é plenamente utilizada; os investimentos deixam de ser atraentes; o progresso tecnológico é menor e os bens nacionais são preteridos quando comparados aos estrangeiros.

Nesse momento, Thirlwall trata apenas da balança comercial, de modo que o aumento da taxa de crescimento das exportações seja uma solução para o balanço de pagamentos e não uma limitação do crescimento. No entanto, embora dois países possam ter a mesma taxa de crescimento de suas exportações, não significa que crescerão na mesma taxa, pois é necessário analisar o comportamento de suas importações.

A hipótese testada por Thirlwall (1979) é: se o balanço de pagamentos está em equilíbrio, a taxa de crescimento de longo prazo será determinada pela razão entre a sua taxa de crescimento das exportações e elasticidade-renda da demanda por importações. Logo, a formulação matemática desenvolvida por Thirlwall (1979) parte de uma situação de equilíbrio no balanço de pagamentos, dada somente pela balança comercial, a qual é expressa por:

$$P_{dt}X_t = P_{ft}M_tE_t \quad (1)$$

Em que P_{dt} é o preço das exportações em moeda nacional no tempo t , X_t é o total da quantidade exportada no tempo t , denominado somente “exportações”, P_{ft} é o preço das importações em moeda estrangeira no tempo t , M_t é a quantidade importada no tempo t , denominada apenas de “importações” e E_t é a taxa de câmbio (relação entre a moeda doméstica e a moeda estrangeira) no tempo t . Primeiramente, foi considerada somente a balança comercial.

Para verificar a condição de equilíbrio da balança comercial ao longo do tempo, Thirlwall (1979), apresenta a equação 2, na qual as letras minúsculas representam a taxa de crescimento:

$$p_{dt}x_t = p_{ft}m_te_t \quad (2)$$

A função demanda por importações é expressa por:

$$M_t = (P_{ft}E_t)^\psi P_{dt}^\Phi Y_t^\pi \quad (3)$$

Em que ψ é a elasticidade-preço da demanda por importações ($\psi < 0$), Φ é a elasticidade-preço cruzada da demanda por importações ($\Phi > 0$), Y é a renda doméstica, π é a elasticidade-renda da demanda das importações ($\pi > 0$).

Logo, a taxa de crescimento pode ser escrita da seguinte forma, em que as letras minúsculas representam as taxas de crescimento:

$$m_t = \psi p_{ft} + \psi e_t + \Phi p_{dt} + \pi y_t \quad (4)$$

A demanda por exportações é dada por:

$$X_t = \left(\frac{P_{dt}}{E_t}\right)^\eta P_{ft}^\delta Z_t^\varepsilon \quad (5)$$

No qual η é a elasticidade-preço da demanda por exportações ($\eta < 0$), δ é a elasticidade-preço cruzada da demanda por exportações ($\delta > 0$), Z_t é a renda mundial no tempo t , ε é a elasticidade-renda da demanda por exportações ($\varepsilon > 0$). P_{dt} , como já destacado, é o preço das exportações em moeda nacional no tempo t e P_{ft} é o preço dos bens que competem com as exportações no tempo t .

A taxa de crescimento das exportações pode ser escrita da seguinte forma:

$$x_t = \eta p_{dt} - \eta e_t + \delta p_{ft} + \varepsilon z_t \quad (6)$$

Substituindo as equações 4 e 6 na equação 2, é possível obter a taxa de crescimento da renda doméstica compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos (y_{Bt}):

$$y_{Bt} = \frac{[p_{dt}(1+\eta-\Phi) - p_{ft}(1-\delta+\psi) - e_t(1+\eta+\psi) + \varepsilon(z_t)]}{\pi} \quad (7)$$

Das relações entre os parâmetros, Thirlwall (1979) faz algumas considerações, dentre as quais se destacam:

1. Um aumento nos preços domésticos (p_{dt}) reduz a taxa de crescimento compatível com o balanço de pagamento (y_{Bt}), isto é, se $|\eta + \Phi > 1|$.
2. Um aumento nos preços internacionais (p_{ft}) melhora a taxa de crescimento (y_{Bt}) compatível com o balanço de pagamentos, isto é, se $|\eta + \psi > 1|$.
3. A desvalorização da moeda doméstica ($e_t > 0$) melhora a taxa de crescimento compatível com o balanço de pagamentos. Nesse caso, $|\eta + \psi > 1|$. Tal condição não pode ocorrer permanentemente, pois isso exigiria que a depreciação da moeda doméstica ocorresse em sucessivos períodos.
4. O aumento da renda mundial (z_t) melhora a taxa de crescimento compatível com o balanço de pagamentos e,
5. A elevação da elasticidade-renda da demanda por importações (π) reduz a taxa de crescimento compatível com o balanço de pagamentos.

Ainda com relação às equações e de modo a simplificar o cálculo, Thirlwall (1979) assume que $\psi = \Phi$ e que $\eta = \delta$. Ou seja, que as elasticidades-preço sejam iguais às elasticidades-preço cruzadas, porém há que se atentar que a elasticidade de preço cruzada da demanda se caracteriza por ter sinal positivo, enquanto que a elasticidade-preço da demanda possui sinal negativo. Além disso, se a condição de Marshall-Lerner¹ é encontrada ou se os preços são estáveis no longo prazo, a equação 7, pode ser ainda mais reduzida:

$$y_{Bt} = \frac{x_t}{\pi} \quad (8)$$

Logo, a taxa de crescimento compatível com a equação do balanço de pagamento é aquela que iguala a razão entre o crescimento das exportações de um país e sua elasticidade-renda da demanda por importações, visto que $x_t = \varepsilon(z_t)$. Segundo Perraton (2003), a equação 8 é forma fraca da hipótese de Thirlwall. A forma forte da Lei de Thirlwall (LT) ocorre quando a função demanda por exportações é estimada e $\varepsilon(z_t)$ é utilizada, ao invés de x_t , para calcular o crescimento compatível com o balanço de pagamentos. Nessa situação, o crescimento compatível com o balanço de pagamentos passa a ser a razão entre o produto da elasticidade-renda da demanda por exportações e da taxa de crescimento da renda mundial, pela elasticidade-renda da demanda por importações do país analisado.

¹ A condição de Marshall-Lerner é uma situação em que a depreciação cambial melhora o resultado da balança comercial. Para isso, a soma das elasticidades-preço da demanda por exportações e importações de um país deve, em valores absolutos, ser maior do que um. Dessa forma, o efeito quantidade é maior que o efeito preço, e a elevação no preço das importações, ocasionada pela desvalorização na moeda nacional é compensada.

Com relação à proposição assumida por Thirlwall de que os preços não se alteram no longo prazo, Carvalho (2007) afirma que esse fato tem sido uma importante crítica à Lei de Thirlwall, uma vez que despreza a possibilidade do ajuste ocorrer via preço, tal como defendido pela literatura neoclássica. Ou seja, todo o ajuste nesse modelo se dá pela renda e não via preço.

O modelo proposto por Thirlwall e as extensões que foram sendo incorporadas ao modelo original, o qual se convencionou chamar de LT, é, de acordo com o próprio Thirlwall (2011), resultado de modelos e teorias já existentes: o multiplicador de Harrod, de 1933, a teoria estruturalista, iniciada por Prebisch em 1950 e a análise de *dual-gap* desenvolvida por Chenery e seus associados na década de 1960. Em todos os casos, o balanço de pagamentos é uma restrição ao crescimento da renda. As seções seguintes discutem, brevemente, as principais características do multiplicador de Harrod, de 1933, da teoria estruturalista, da análise de *dual-gap* desenvolvida por Chenery.

2.1.1 O multiplicador de comércio de Harrod (1933)

Ao criticar a teoria clássica principalmente em seus aspectos relacionados ao comércio internacional, Harrod (1933) destaca que essa teoria falha principalmente em querer manter o postulado do pleno emprego sob quaisquer circunstâncias. Dessa forma, não haveria motivos para acreditar na existência de somente uma “taxa” de crescimento compatível com o pleno emprego dos fatores de produção. E essa taxa dependeria do otimismo ou pessimismo dos produtores em manter determinado nível de produção. Como se percebe, Harrod traz elementos keynesianos para sua análise.

Ao tratar do equilíbrio no balanço de pagamentos, Harrod (1933) impõe algumas simplificações, tais como: que todos os pagamentos sejam referentes a bens comercializados, que não exista investimento estrangeiro, nem nacional, que os agentes gastem toda a sua renda. Os gastos dos consumidores se dividem em mercadorias fabricadas no país e em bens importados. O autor inclui também as matérias-primas importadas utilizadas na fabricação de bens nacionais. A renda do país advém da compra dos bens produzidos internamente pelos consumidores local e estrangeiro (exportação). Dado que a renda auferida pela venda de bens aos consumidores nacionais é equivalente àquela dedicada a sua compra, o valor das exportações é igual ao das importações.

Para chegar ao multiplicador do comércio, Harrod (1933) acrescenta que o valor das exportações depende de quatro circunstâncias: a) das taxas monetárias da remuneração dos fatores de produção no país, b) da eficiência dos fatores de produção nacionais, c) dos preços e da demanda internacional e d) do lucro. De acordo com o autor, a) e b) determinam os custos de produção que, comparados com os preços vigentes no comércio internacional, determinam a quantidade e o preço das exportações a um certo nível de lucro. Para simplificar, Harrod (1933) despreza o componente lucro, passando a considerar a eficiência dos fatores de produção nacionais e os preços e a demanda do comércio internacional.

Dadas essas condições, mesmo considerando que Harrod (1933) analisa um período no qual vigora o padrão ouro, o autor chega no multiplicador:

$$Y = \frac{E}{i} \quad (9)$$

Em que Y é a renda total, E é o valor das exportações e i a propensão marginal a importar. Ou seja, se a eficiência dos fatores de produção nacionais e os preços e a demanda do comércio internacional estão dados, o nível das exportações e da renda de um país podem ser determinados por essa equação.²

Thirlwall (2011) acrescenta que, no multiplicador de Harrod, alterações nas importações autônomas e nas exportações sempre levam a balança comercial de volta ao equilíbrio, através de mudanças na renda e não nos preços relativos. Embora Harrod não tenha mencionado que o balanço de pagamentos é importante para determinação do crescimento de um país, conforme enfatizou Thirlwall (2011), percebe-se claramente que a propensão marginal a importar e o nível das exportações são relevantes, podendo ser uma restrição para a taxa de crescimento.

² Harrod (1933) explica a renda auferida pelos exportadores: para esses a renda obtida é igual a E e é gasto $(1 - i)E$ nas mercadorias fabricadas internamente. Os produtores das mercadorias nacionais ganham uma renda igual a $(1 - i)E$ e gastam $(1 - i)$ do que ganham em mercadorias nacionais. Um outro conjunto de pessoas ganha $(1 - i)(1 - i)E$ pela produção dessas últimas mercadorias e também gasta uma parte nas mercadorias nacionais. Dessa forma, a renda total recebida pelos que produzem bens nacionais é dada por $(1 - i)E + (1 - i)^2E + (1 - i)^3E + \dots$, cuja soma é dada por $\frac{E}{i} - E$. Se os exportadores ganham uma renda equivalente a E , a renda total é dada por $\frac{E}{i}$.

2.1.2 A teoria estruturalista

Os primeiros trabalhos de Raúl Prebisch na Cepal, segundo Gurrieri (2011), propõem um programa com o objetivo de desenvolver a América Latina, trazendo ideias opostas ao conhecimento dominante na época. Para isso, foi necessário diagnosticar as causas das desigualdades existentes entre o centro e a periferia, tal como denominou Prebisch. Gurrieri (2011) afirma que o ponto de partida foi a distribuição internacional do progresso técnico e seus desdobramentos, trazendo evidências empíricas de que há desigualdade no nível médio de renda dos países industrializados (centro) e dos países produtores e exportadores de produtos primários (periferia). Serão analisadas neste trabalho algumas considerações do pensamento de Prebisch, importantes para o entendimento do modelo desenvolvido por Thirlwall, sem a pretensão de esgotar o assunto.

Ainda em seus primeiros escritos, naquele que ficou conhecido como Manifesto Latino Americano, Prebisch (1949), ao tratar dos limites da industrialização, verifica a necessidade de alteração na composição das importações para que se possa prosseguir com o processo de industrialização e desenvolvimento econômico, haja vista que existe um limite na capacidade de importar permitido pelas exportações. Quando se eleva a renda e para que a renda cresça, é preciso substituir algumas importações por produção interna, possibilitando, dessa forma, o crescimento de outros tipos de importação (PREBISCH, 1949).

Com relação à demanda por produtos primários, Prebisch (1982) esclarece que o progresso técnico nos centros industrializados faz com que se reduza o conteúdo desse tipo de bem na renda real da população. Além disso, segundo o autor, o aumento de produtividade e de renda *per capita* possibilita que a demanda seja satisfeita de outras formas, diversificando-se para produtos industrializados e de serviços pessoais.

Esse fato permitiu que Prebisch (1982) concluísse que a elasticidade-renda da demanda das importações por produtos primários dos centros tende a ser menor que a unidade e que o inverso ocorre nos países periféricos, nos quais, à medida que a renda real *per capita* aumenta, a demanda por produtos industrializados tende a crescer mais do que a procura por alimentos ou outros produtos primários. Observa-se, nessa constatação, uma relação estreita com a abordagem de Thirlwall. Prebisch defende, em outros trabalhos, de que há certa perversidade nas elasticidades-renda da demanda nas economias em desenvolvimento. Enquanto esses países exportam produtos primários inelásticos ou menos elásticos ao

aumento da renda mundial, a sua elasticidade-renda da demanda por produtos importados é elástica.

Em relação às elasticidades, Carvalho (2007) destaca que pelo fato de a elasticidade-renda da demanda das importações na periferia ser elevada, uma elevação no produto interno provoca um desequilíbrio no balanço de pagamentos, levando a uma desvalorização cambial, uma vez que as importações aumentam mais do que as exportações. Como consequência, essa desvalorização estimula a produção para exportação, levando à queda de preços das exportações e do salário dessa atividade em moeda estrangeira e estimula a expansão da atividade industrial, mesmo que a custos crescentes em função da estrutura heterogênea e especializada da periferia, diminuindo, igualmente, o salário no setor industrial (CARVALHO, 2007).

Como exemplo da restrição imposta pelo balanço de pagamentos a que os países em desenvolvimento estão submetidos, Thirlwall (2011) apresenta um modelo desenvolvido por Prebisch. O modelo possui dois países: um menos desenvolvido exportador de *commodities* primárias e com média de elasticidade-renda da demanda (elasticidade-renda da demanda de exportações dos países periféricos: ε) de 0,8 e outro país desenvolvido, exportador de bens manufaturados, e com média de elasticidade-renda da demanda (elasticidade-renda da demanda de importações dos países periféricos: π) de 1,3. Thirlwall (2011) coloca que, caso a taxa de crescimento da renda de ambos os países seja igual, essa situação é insustentável, dado que para uma taxa de crescimento de 5% na renda, a taxa de crescimento das importações nos países menos desenvolvidos será de 6,5% ($5 \times 1,3$), enquanto a taxa de crescimento de suas exportações será de 4% ($5 \times 0,8$), gerando desequilíbrios no balanço de pagamentos. O autor ainda acrescenta que a relação entre a taxa de crescimento do país subdesenvolvido (Y_{sub}) e do país desenvolvido (Y_{des}), de acordo com o modelo desenvolvido por Prebisch, é dada por:

$$\frac{Y_{sub}}{Y_{des}} = \frac{\varepsilon_t}{\pi} = \frac{0,8}{1,3} = \text{aprox. } 60\% \quad (10)$$

Ou seja, considerando a relação das elasticidades, o país menos desenvolvido estaria condenado a crescer no máximo 60% da taxa observada no país desenvolvido.

Prebisch, segundo Ferreira (2001), questionou o dogma neoclássico da obtenção de vantagens mútuas de comércio. Ao se concentrar nos aspectos monetários do balanço de pagamentos, verificou que a escassez de divisas pode se tornar a principal restrição sobre a

demanda, interrompendo as possíveis vantagens do livre comércio e dos ganhos de especialização produzidos pelo comércio internacional.

De acordo com a proposta cepalina, os países menos desenvolvidos estão então condenados a terem problemas no balanço de pagamentos, caso não haja uma industrialização com a intenção de melhorar a relação entre as elasticidades. Além disso, essa condição periférica conduz a um crescimento econômico menor. A necessidade de industrialização na América Latina, mesmo que conduzida pelo Estado, possibilitaria a redução do coeficiente de importação e faria com que a elevação da renda nas economias periféricas não elevasse a quantidade consumida de produtos importados, na medida em que esses produtos fossem substituídos por produtos de origem nacional.

A manutenção da estabilidade no balanço de pagamentos, quando ocorresse aumento no produto interno, evitaria políticas de contenção da demanda agregada ou a necessidade de que os países recorressem a empréstimos externos para o fechamento de suas contas. A teoria estruturalista também traz o argumento dos termos de troca, que, resumidamente, enfatiza que os preços dos produtos primários apresentam uma tendência declinante no longo prazo quando comparados aos preços dos produtos industriais, o que reduziria ainda mais a capacidade de importar dos países periféricos, considerando a manutenção do padrão de especialização de produtos desse tipo na pauta de exportação.

No entanto, mesmo que se verifique uma tendência declinante dos preços dos produtos primários, o ponto central da teoria consiste na diferença entre a demanda de produtos industriais e aqueles produzidos pelas economias agroexportadoras/periféricas. Segundo Medeiros e Serrano (2001, p. 3),

Prebisch tentou chamar a atenção [...] de que se os países latino americanos se mantivessem, à guisa de supostas “vantagens comparativas”, especializados em exportar produtos agrícolas de baixa elasticidade-renda e em importar produtos industrializados de alta elasticidade, a necessidade de fechar as contas tornaria inevitável que os países crescessem a longo prazo a taxas menores que os industrializados.

Logo, haveria restrições ao balanço de pagamentos em função das elasticidades-renda, uma vez que, provavelmente, as funções de importação e exportação parecem ser mais sensíveis à renda do que ao preço.

2.1.3 Análise dual-gap de Chenery

Ao criticar o modelo corrente de crescimento econômico, Chenery e Bruno (1962) trazem questões que, segundo os autores, são desprezadas pela teoria ortodoxa: a importância da estrutura da demanda, o papel do comércio exterior e a alocação dos recursos. No trabalho que se propõe a analisar as principais alternativas de desenvolvimento de Israel e as interrelações entre os principais instrumentos de políticas de desenvolvimento no ano de 1960, os autores colocam que esses temas podem representar uma restrição ao crescimento das economias menos desenvolvidas, embora possam ser desconsiderados, em alguns períodos, quando o objeto de estudo são as economias avançadas.

Chenery e MacEwan (1966) criticaram os modelos formais de crescimento pelo fato de eles não levarem em consideração o fluxo de recursos entre os países, mesmo aqueles que necessitam de ajuda financeira, não analisando nem os benefícios, nem os custos que isso pode trazer para as economias. Ao estudar a economia do Paquistão, os autores destacam que para os países que necessitam de auxílio financeiro externo, as escolhas do que importar e o nível de ingresso de capital estrangeiro devem ser consideradas. Dessa forma, os modelos devem contemplar, de acordo com os autores, as relações entre o fluxo de capitais, a necessidade de importação, taxa de poupança, alocação do investimento e crescimento global, haja vista que o balanço de pagamentos impõe um limite na capacidade de produzir bens de capital e é um fator que limita o crescimento de modo geral.

Thirlwall (2011, p. 319) observa que existe uma relação entre a análise *dual-gap* e o modelo de Prebisch, uma vez que para o primeiro o crescimento pode ser restringido “[...] by domestic saving or by foreign exchange, and that the role of foreign borrowing in the development process is to relieve whichever is the dominant constraint”. O estudo de Chenery e Bruno (1962) expõe que, além dos limites impostos pelos fatores capital e trabalho, o balanço de pagamentos também representa uma restrição ao crescimento econômico de um país.

A LT, ao evidenciar que o balanço de pagamentos é uma restrição para grande parte dos países, chama a atenção para o fato de que os países em desenvolvimento podem permanecer nessa condição caso não se observe um crescimento de suas exportações ou uma redução da elasticidade-renda da demanda por importações. Nota-se, nessa constatação, uma aproximação entre a abordagem estruturalista, a abordagem *dual-gap* de Chenery e o multiplicador de Harrod.

2.2 ALGUMAS EXTENSÕES DO MODELO DE THIRLWALL ORIGINAL

Para compreender a relevância do modelo de Thirlwall para as economias em desenvolvimento, é preciso analisar as extensões desse modelo, que geralmente partem de algum desequilíbrio. De forma geral, destaca-se a inclusão da conta capital³ e o problema do endividamento externo. Para cada abordagem, foi inaugurada uma nova seção, começando pela análise de Thirlwall e Hussain (1982), que incluiu a conta capital. A proposta de Moreno-Brid (1998/1999) incluiu o problema do endividamento em moeda estrangeira. A questão do pagamento dos juros foi estudada por Ferreira (2001).

O endividamento e o pagamento dos juros foram introduzidos na abordagem de Thirlwall por Moreno-Brid (2003). Barbosa-Filho (2001) fez uma análise incluindo o lado real e monetário no equilíbrio do balanço de pagamentos. Araújo e Lima (2007) aprimoraram significativamente a hipótese de Thirlwall ao tratá-la de forma setorial. É também exposto o estudo de Carvalho e Lima (2009), com a inclusão da contribuição dos diferentes componentes no equilíbrio externo. Por fim, Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013) inseriram no modelo de Thirlwall a taxa de câmbio real e a questão das elasticidades endógenas.

2.2.1 A inclusão da conta capital: Thirlwall e Hussain (1982)

Thirlwall e Hussain (1982) propuseram a inclusão da conta capital para evidenciar que o balanço de pagamentos era uma restrição ao crescimento, no longo prazo, também para os países em desenvolvimento. O trabalho dos autores também tentou verificar se o multiplicador de Harrod, numa versão dinâmica, adequava-se ao crescimento desses países.

Para isso, os autores afirmam que o fluxo de capital permite que exista diferença entre os gastos domésticos e a renda de um país e que haja um desequilíbrio na conta corrente. Os países, de modo geral, mas principalmente aqueles em desenvolvimento, podem crescer com déficits em conta corrente financiados por fluxos de capital.

³ A partir de janeiro de 2001, o Bacen adequou o balanço de pagamentos brasileiros a metodologia contida na quinta edição do Manual de Balanço de Pagamentos do FMI, publicado em 1993. Desde então, a conta capital, como era denominada, passou a ser chamada de conta capital e financeira. Ver: Banco Central do Brasil (2015).

As equações e considerações a seguir estão presentes no artigo de Thirlwall e Hussain (1982). O desequilíbrio inicial do balanço de pagamentos ocasionado pela conta corrente é dado por:

$$P_{dt}X_t + C_t = P_{ft}M_tE_t \quad (11)$$

Em que C_t é o valor do fluxo de capital medido em moeda doméstica no tempo t . Logo, se $C_t > 0$ há entrada de capitais e se $C_t < 0$ há saída de capitais.

A taxa de variação é dada por letras minúsculas e (E/R) e (C/R) são as participações das exportações e do fluxo de capitais como uma proporção da receita total, respectivamente:

$$(E/R)(p_{dt} + x_t) + (C/R)(c_t) = p_{ft}m_t e_t \quad (12)$$

Substituindo as equações 4 e 6 na equação 12 e considerando que os preços relativos, medidos em moeda nacional, não mudam no longo prazo, isto é, se $p_{dt} = e_t + p_{ft}$, ter-se-á a taxa de crescimento compatível com o balanço de pagamentos:

$$y_{bt} = \frac{[(E/R)\varepsilon(z_t) + (C/R)(c_t - p_{dt})]}{\pi} \quad (13)$$

A primeira parte da equação se refere ao crescimento exógeno da renda do resto do mundo e a segunda parte se refere ao crescimento real do fluxo de capital, ambos divididos pela elasticidade-renda da demanda por importações. Como a elasticidade-renda da demanda por exportação é um dado que não estava disponível para todos os países, foi assumido que $\varepsilon(z_t) = x_t$. Ou seja, $\varepsilon(z_t)$ foi substituído por x_t na equação 13 e o crescimento compatível com o balanço de pagamentos passou a ser a razão entre a taxa de crescimento das exportações e a elasticidade-renda da demanda por importações, respectivamente.

Esse modelo ampliado difere do modelo simples, pois parte da possibilidade de um desequilíbrio com a entrada ou saída de capitais. Logo, vai além do primeiro modelo, cuja análise estava concentrada na balança comercial e estende a análise para a conta corrente. Dessa forma, um desequilíbrio na balança comercial pode ser suprido por entrada de capitais. Nesse caso, o crescimento compatível com o equilíbrio da balança de pagamentos será maior do que o proposto no modelo original. Porém, caso não ocorra entrada de capitais suficiente, esse crescimento será menor, quando comparado com o modelo original.

2.2.2 A questão do endividamento externo: Moreno-Brid (1998/1999)

Dado que o modelo proposto por Thirlwall e Hussain (1982) não incluía o problema do endividamento, acabou por desconsiderar as implicações da relação dívida externa/PIB, fundamental para a análise do crescimento de longo prazo das economias emergentes. Porcile, Curado e Bahry (2003) destacam a importância do endividamento para o crescimento a taxas superiores daquele compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos das economias latino-americanas no início dos anos de 1990 e dos problemas gerados quando, na segunda metade dessa mesma década, houve a reversão do movimento de entrada líquida de capital.

A contribuição de Moreno-Brid (1998/1999) foi perceber que existe um limite ao endividamento dos países, ou seja, ao financiamento de déficits em transações correntes. A mesma observação foi feita pelo próprio Thirlwall em parceria com McCombie em 1997 e por Barbosa-Filho (2001). Embora o endividamento permita que um país cresça acima da restrição imposta pelo seu balanço de pagamentos, existe um limite para esse endividamento.

Moreno-Brid (1998/1999), ao acrescentar ao modelo de Thirlwall e Hussain (1982) o estoque de dívida externa, considera que a relação entre dívida externa e produto doméstico também é uma restrição ao crescimento de longo prazo dos países. Essa relação também é relevante no momento da concessão de empréstimos pelos mercados financeiros internacionais e na atração de investidores estrangeiros.

O autor comenta que uma forma alternativa para a análise do endividamento seria verificar os movimentos de débito e crédito na conta capital do balanço de pagamentos e examinar os impactos macroeconômicos de mudanças nos fluxos e posições de estoque, porém, com isso, perder-se-ia a parcimônia do modelo de Thirlwall e Hussain (1982).

Logo, para considerar a relação entre a conta corrente e o produto interno bruto, e levando em conta as funções de importação e exportação do modelo de Thirlwall e Hussain (1982), o modelo abaixo, de acordo com Moreno-Brid (1998/1999), foi estendido para:

$$B = \frac{(P_{ft}E^M - P_{dt}X)}{P_{dt}Y} = \frac{(M_d - X)}{Y} \quad (14)$$

Em que B é o déficit em conta corrente medido como proporção do PIB e M_d são as importações medidas em moeda nacional.

O modelo revisto de Moreno-Brid (1998/1999) é dado pelas equações que seguem, em que a) e b) são similares as equações 3 e 5:

$$a) M_t = \left(\frac{P_{ft} E_t}{P_{dt}} \right)^\psi Y_t^\pi \quad (15)$$

$$b) X_t = \left(\frac{P_{dt}}{E_t P_{ft}} \right)^\eta Z_t^\varepsilon \quad (16)$$

$$c) b = 0 = \mu m - (\mu - 1)x - \mu (p_d + e + p_f) - y \quad (17),$$

que representa a equação de equilíbrio de longo prazo para o balanço de pagamentos e

$$d) \mu = \frac{(P_{ft} E M)}{(P_{ft} E M - P_{dt} X)} \quad (18),$$

que expressa a manutenção da relação conta corrente e PIB.

Ao solucionar o sistema dessas quatro equações, o crescimento compatível com o balanço de pagamentos será:

$$y_{ca} = \frac{\{(\mu-1)\varepsilon Z + [\mu(\eta + \psi + 1) - \eta](p_d - e - p_f)\}}{(\pi \mu - 1)} \quad (19)$$

Relembrando que: ε é a elasticidade-renda da demanda por exportação ($\varepsilon > 0$). p_d é o preço das exportações em moeda nacional, Z é a renda externa, η é a elasticidade-preço da demanda por exportação ($\eta < 0$), ψ é a elasticidade-preço da demanda por importações ($\psi < 0$), p_d é a taxa de crescimento do preço das exportações em moeda nacional, e é a taxa de crescimento da taxa de câmbio (moeda doméstica por moeda estrangeira) e p_f é a taxa de variação do preço das importações em moeda estrangeira.

Moreno-Brid (1998/1999), visando reduzir a equação, propõe que se multiplique o numerador e o denominador por $1/\mu$ e que se suponha que $\mu = 1/(1 - \theta)$, em que $\theta = \frac{P_d X}{P_f E M}$. θ representa a razão entre as exportações e as importações a preços correntes. Ou seja, representa o peso das exportações. Assim, a equação de crescimento de longo prazo compatível com a restrição imposta pela conta corrente será:

$$y_{ca} = \frac{\theta \varepsilon z + (\theta \eta + \psi + 1)(p_d - e - p_f)}{\pi - (1 - \theta)} \quad (20)$$

Thirlwall (2010) acrescenta que, se os termos de troca forem mantidos constantes, a equação poderá ser reescrita da seguinte forma:

$$y_{ca} = \frac{\theta x}{\pi - (1 - \theta)} \quad (21)$$

O modelo de Thirlwall e Hussain (1982) seria um caso particular, quando $1/\mu = 0$ ou quando $\theta = 1$. Moreno-Brid (1998/1999) faz duas considerações: $\theta < 1$ se refere ao desequilíbrio comercial inicial e $\pi > 1 - \theta$ supõe que o crescimento econômico pressiona o balanço de pagamento.

Dessa forma, se um aumento do produto interno não for acompanhado de um aumento das exportações, o resultado será maléfico para o saldo em conta corrente. Carvalho (2007) destaca que o equilíbrio é estável se $\pi > 1 - \theta$ e, se essa condição se satisfaz, o balanço de pagamentos é uma restrição ao crescimento.

2.2.3 A inclusão do pagamento dos juros: a proposta de Ferreira (2001)

Se o déficit em conta corrente pode ser financiado através de endividamento externo, cabe incluir o pagamento dos juros no modelo originalmente proposto por Thirlwall em 1979. Ferreira (2001) se propõe a analisar o baixo crescimento da economia brasileira nos vinte anos anteriores a 2001 sob o arcabouço teórico da LT, principalmente os modelos estendidos que incluem a restrição de divisas. Para isso, é proposto um modelo alternativo, visando captar as interações dinâmicas dos fluxos de capital e do passivo externo sobre a taxa de crescimento macroeconômico com equilíbrio no balanço de pagamentos (FERREIRA, 2001, p. 12).

A principal contribuição de Ferreira (2001) está em propor uma extensão no modelo de Thirlwall que mostre os fluxos de receitas e despesas com juros, lucros e dividendos e em mostrar que a influência desses fluxos também pode aumentar a disparidade na distribuição dos ganhos do comércio. O que se pretende, conforme exposto por Ferreira (2001), não é advogar a favor de um maior fechamento da economia, mas chamar a atenção para o fato de que o grau de abertura comercial afeta o crescimento econômico e que a política externa, se mal conduzida, pode causar efeitos irreversíveis sobre a economia nacional. Ferreira (2001, p. 15) ainda afirma que:

A promoção da competitividade e o aumento de produtividade não são dependentes unicamente da abertura do comércio exterior, mas ao contrário, podem ser realizados e promovidos através de inúmeros tipos de incentivos e da criação de condições propícias para o seu desenvolvimento.

Ferreira (2001) analisa a economia brasileira e expõe no seu trabalho, de forma quase didática, o modelo de Thirlwall, bem como a sua proposta, ao criticar fortemente a teoria tradicional que defende o livre comércio, atacando o texto de Franco (1998). Para isso, utiliza um exemplo no qual o Brasil exporta bananas para os Estados Unidos e este país exporta *softwares* para o Brasil. A análise é feita com base nas elasticidades-renda da demanda por exportações e por importações, pressupondo que a elasticidade-renda da demanda por importações de *softwares* é maior do que a elasticidade-renda da demanda por exportação de bananas, para o Brasil.

Sendo a renda externa uma variável exógena e considerando os preços constantes, dado um equilíbrio inicial no balanço de pagamentos brasileiros, o Brasil estaria condenado a crescer a taxas menores que as dos Estados Unidos. Ainda considerando a questão da renda externa, Ferreira (2001, p.18) expõe que:

Quando a balança comercial de um país se torna estruturalmente deficitária, pois suas ambições são maiores do que suas possibilidades de crescimento, (dado um certo grau de abertura e um certo nível de competitividade) apenas duas alternativas são possíveis: ou se diminui o crescimento da renda interna ou então se acumula, em alguma extensão, dívida ou passivo externo. É verdade que um país pode acumular dívida ou passivo externo até o limite da confiança dos investidores e dos credores internacionais (principalmente dos bancos), mas no momento em que ocorre uma crise de liquidez, estes mesmos agentes contam com o apoio de seus governos e com a sustentação do FMI para promoverem ajustes recessivos nos países endividados.

Nesse caso, cria-se um círculo vicioso, no qual é necessária a utilização de política monetária para conter o crescimento da renda interna, que reduz a elasticidade-renda por importações, dado que a função de demanda por importações está diretamente relacionada com a renda doméstica, e a elasticidade-renda por exportação é uma variável que não se pode controlar no curto prazo.

Nesse processo, Ferreira (2001) argumenta que a utilização da política monetária, através da elevação dos juros, depósito compulsório e operação de redesconto, visa a evitar a desvalorização da moeda nacional, uma vez que a necessidade do Brasil por “*softwares*” é

maior do que a necessidade dos Estados Unidos por “bananas” e, mesmo com a elevação do preço do dólar, os importadores continuarão a demandar *softwares*. Logo, com a redução da renda interna e, dado que os financiamentos ficarão mais caros, o ajuste do balanço de pagamentos é feito num nível de renda menor.

Dessa forma, Ferreira (2001) deixa claro que o ajuste não se dá via preços. Porém, ao mesmo tempo em que os empréstimos externos podem relaxar a restrição imposta pelo balanço de pagamentos, o autor expõe que é preciso pagar ao menos os juros dessa dívida, o que pode ser custoso, como de fato foi para muitos países na década de 1980.

O modelo, chamado pelo autor de Regra Simples Financeira, utiliza a formulação simples de Thirlwall (1979) e acrescenta elementos financeiros do balanço de pagamentos. Outra diferença entre os modelos é a inclusão de receitas e despesas com serviços relacionados aos fatores de produção. Ferreira (2001) argumenta que mesmo o modelo estendido de Thirlwall não capta a diferença existente entre o ativo e o passivo externo e que o equilíbrio no balanço de pagamentos não é considerado em sua totalidade, isto é: mesmo no longo prazo, desequilíbrios na conta corrente podem ser financiados pela conta capital.

O autor propõe a seguinte equação, bem como as equações a seguir, para representar o equilíbrio de longo prazo no balanço de pagamentos:

$$P_{dt}X_t + S_x = P_{ft}M_tE_t + S_m \quad (22)$$

Em que S_x é o valor das receitas, em moeda doméstica, dos serviços relativos a fatores de produção (juros, lucros e dividendos) e S_m é o valor nominal dos pagamentos, em moeda doméstica, da variável “serviços” listadas para S_x . As demais variáveis são as mesmas da equação 1. Colocando as variáveis, representadas por letras minúsculas, em taxa de variação, tem-se que:

$$\omega(p_{dt} + x_t) + (1 - \omega)s_x = \alpha(p_{ft} + m_t + e_t) + (1 + \alpha)s_m \quad (23)$$

Nesse caso, ω e $1 - \omega$ representam as participações das exportações ($\omega = \frac{P_{dt}X_t}{R_x}$) e das receitas de serviços como proporção das receitas totais ($1 - \omega = \frac{S_x}{R_x}$), respectivamente, uma vez que $R_x = P_{dt}X_t + S_x$. R_x se refere às receitas totais e α representa a participação das importações como proporção dos gastos totais ($\alpha = \frac{P_{ft}M_tE_t}{R_m}$) e $(1 - \alpha)$ é participação dos

gastos com serviços como proporção dos gastos locais ($1 - \alpha = \frac{S_m}{R_m}$), considerando que $P_{ft}M_tE_t + S_m = R_m$ e R_m se refere aos gastos locais.

O autor assume as funções de importação e exportação tais como as equações 4 e 6 e assumindo que $p_d = e_t + p_f$ e que $\varepsilon(Z_t) = x_t$, tem-se que:

$$y_{bsrf} = \frac{\omega x + (1-\omega)(s_x p_d) - (1-\alpha)(s_m - p_d)}{\alpha \pi} \quad (24)$$

Em que y_{bsrf} representa a taxa de crescimento do produto compatível com o equilíbrio no balanço de pagamentos. Logo, y_{bsrf} é resultado do crescimento das exportações de bens e serviços, subtraído da taxa ponderada do crescimento dos gastos com serviços de fatores de produção, dividido pela elasticidade-renda da demanda por importações, ponderada pela participação das importações nos gastos totais da conta corrente.

Ferreira (2001) coloca que o C , do modelo estendido de Thirlwall e Hussain (1982), é o saldo líquido da conta de capital, podendo ser decomposto para representar os fluxos de entrada e saída de capital externo, em valor nominal e moeda doméstica, conforme a equação 25:

$$C = (C_i + C_p + C_{di}) - (C_{ni} + C_{np} + C_{ndi}) + (C_r - C_a) \quad (25)$$

Em que C_i se refere à entrada de investimentos financeiros (financiamentos, empréstimos de médio e longo prazos, capital de curto prazo etc.), C_{di} representa o investimento direto estrangeiro realizado no Brasil e C_p representa o investimento em portfólio. $(C_{ni} + C_{np} + C_{ndi})$ se referem a saídas de capital, representando as mesmas variáveis de entrada, porém relacionadas ao investimento nacional no exterior. C_r são os pagamentos recebidos por determinado país do resto do mundo e C_a é a amortização da dívida externa ou alguma obrigação do país analisado.

A primeira parte da equação, $(C_i + C_p + C_{di})$, pode aliviar a restrição imposta pela demanda e fazer com que se aumente a taxa de crescimento compatível com o balanço de pagamento, porém, ao mesmo tempo, gera contrapartidas de juros, lucros e dividendos. Para Ferreira (2001), a condição para que a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos ocorra, no longo prazo, é que o crescimento ponderado das despesas

líquidas de serviços: $(1 - \omega)(s_x - p_d) - (1 - \alpha)(s_m - p_d)$, seja, necessariamente, menor do que o efeito dos ingressos sobre a razão $(\omega/\alpha)(\varepsilon/\pi)$. Ferreira (2001, p. 34) destaca que:

Em outras palavras, a absorção de capitais só terá um impacto positivo na taxa de crescimento econômico de equilíbrio se o seu efeito líquido for o aumento da proporção das exportações sobre importações (ω/α) ou o crescimento da razão entre as elasticidades-renda do comércio exterior (ε/π) dada uma determinada taxa de crescimento da renda mundial z .

Em face dessa exposição, a entrada de capitais estrangeiros, que no curto prazo alivia a restrição imposta pelo balanço de pagamentos, pode gerar uma nova restrição no longo prazo, quando os rendimentos desse capital e o próprio capital retornarem ao país de origem. Para que o efeito do ingresso de capitais seja positivo, a melhoria de competitividade permitida pelo ingresso de capitais deverá ser maior do que o feito que ocorre quando esse capital tiver de retornar ao país de origem.

2.2.4 O problema do endividamento externo e do pagamento dos juros no equilíbrio do balanço de pagamentos: a proposta de Moreno-Brid (2003)

Moreno-Brid (2003) revisa novamente o modelo de Thirlwall e Hussain (1982) com o objetivo de incluir o pagamento de juros, uma vez que, apesar de o modelo proposto por Moreno-Brid (1998/1999) incluir um limite ao endividamento dos países, não incluiu nenhuma observação com relação ao pagamento de juros. E essa foi uma das críticas de Barbosa-Filho (2001) à formulação proposta pelo autor em 1998/1999.

Segundo Carvalho (2007), o modelo proposto por Moreno-Brid (2003) e o proposto por Ferreira (2001) diferem principalmente porque, enquanto para o primeiro a ideia é manter a estabilidade da relação dívida/PIB e incluir o pagamento dos juros no equilíbrio do balanço de pagamentos, Ferreira (2001) desloca a visão de endividamento sustentável para a entrada de capitais.

A proposta de Moreno-Brid (2003) parte das equações de demanda de importação e exportação já apresentadas nas equações 4 e 6 e então é adicionada a seguinte restrição:

$$p_{ft} + e_t + m_t = \theta_1(p_{dt} + x_t) - \theta_2(p_{dt} + r) + (1 - \theta_1 + \theta_2)(f + p_{dt}) \quad (26)$$

Em que R representa o pagamento de juros ao exterior e r sua variação, em termos reais, e f representa a variação do fluxo de capital estrangeiro, medido em moeda doméstica, $\theta_1 > 0$ representa a proporção das importações cobertas pelas exportações e θ_2 representa a proporção do pagamento de juros líquidos para o exterior relativo às importações, conforme segue:

$$\theta_1 = \frac{P_d X}{P_f EM} \quad (27)$$

$$\theta_2 = \frac{P_d R}{P_f EM} \quad (28)$$

Para assegurar uma relação de endividamento sustentável, tal como proposto por Moreno-Brid (1998/1999), é mantida a seguinte relação, na qual F é o déficit em conta corrente e Y a renda nacional:

$$\frac{F}{Y} = k \quad (29)$$

O que, em termos de variação, é representado por:

$$f + p_d = y + p_d \quad (30)$$

Colocando essa restrição e substituindo na equação 26, tem-se que:

$$y_b = \frac{(\theta_1 \varepsilon z) - (\theta_2 r) + (\theta_1 \eta + \psi + 1)(p_d - e - p_f)}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (31)$$

Nessa fórmula, Moreno-Brid (2003) inclui a influência do pagamento dos juros e, ao mesmo tempo, busca garantir a sustentabilidade da trajetória de longo prazo do endividamento externo. Quando se coloca que os preços não se alteram no longo-prazo, de modo que $p_d = e + p_f$, tem-se que:

$$y_b = \frac{(\theta_1 x) - (\theta_2 r)}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (32)$$

De modo semelhante, Moreno-Brid (2003) acrescenta que, se o déficit em conta corrente é zero, ou seja, que $1 - \theta_1 + \theta_2 = 0$, tem-se que:

$$y_b = \frac{(\theta_1 x) + (1 - \theta_1)r}{\pi} \quad (33)$$

Além disso, Moreno-Brid (2003) faz a seguinte consideração: se o pagamento líquido de juros ao exterior for considerado constante, ou seja, se $r = 0$, ou não significativo, caso em que $\theta_1 = 1$, ter-se-á a lei de Thirlwall original:

$$y_b = \frac{x}{\pi} \quad (34)$$

Logo, a equação 31 parte da extensão proposta por Moreno-Brid (1998/1999), na qual $y_{ca} = \frac{\theta x}{\pi - (1 - \theta)}$. Nesse caso, o pagamento de juros é desconsiderado. Pelas equações, percebe-se que o pagamento dos juros, juntamente com a manutenção da condição de endividamento sustentável, pode alterar o crescimento compatível com o balanço de pagamentos.

Carvalho (2007) acrescenta que isso ocorre porque quando não se separa o pagamento de juros das importações de bens e serviços, atribui-se ao pagamento de juros o comportamento da função de importação: crescente na renda e decrescente no câmbio. Possivelmente o pagamento de juros é determinado por fatores diversos daqueles que determinam as importações.

2.2.5 O problema do endividamento externo e a separação do lado real e monetário para o equilíbrio do balanço de pagamentos: a proposta de Barbosa-Filho (2001)

Para Barbosa-Filho (2001) as economias abertas podem levar muitos anos para alcançar um comércio equilibrado e, para isso, é conveniente analisar o fluxo de capital e o pagamento de juros como elemento importante da restrição imposta pelo balanço de pagamentos. A proposta de Barbosa-Filho (2001) é de estender o modelo de Thirlwall (1979), permitindo um estoque “sustentável” de endividamento externo, considerando a possibilidade de instabilidade de tal restrição e o impacto do pagamento dos juros desse tipo de dívida. De acordo com Carvalho (2007), Barbosa-Filho (2001) procura solucionar a potencial

instabilidade do modelo de Moreno-Brid e também separar o pagamento dos juros da dívida da importação e exportação de bens e serviços de não fatores.

Como Barbosa-Filho (2001, p. 2) expõe:

The objective is to model a case where fluctuations in foreign lending are a major determinant of macroeconomic policy and growth, and where the trade balance adjusts residually to the maximum ratio of foreign debt to income allowed by international financial conditions. The underlying principle is that international financial markets are incomplete, so that a small open economy may be liquidity constrained.

O autor parte das equações de Thirlwall (1979) e Moreno-Brid (1998/1999), que, rearranjadas, podem ser apresentadas tal como segue, em que $r = p_{ft} + e_t - p_{dt}$:

$$y_{Bt} = \frac{\varepsilon z_t}{\pi} - \frac{(1-\psi-\pi)r}{\pi} \quad (35)$$

$$y_{ca} = \frac{\theta \varepsilon z - (-\theta \eta - \psi + 1)r}{\pi - (1-\theta)} \quad (36)$$

Pelo fato de Thirlwall assumir que $r = 0$, o ajuste, segundo Barbosa-Filho (2001) vem totalmente da taxa de crescimento doméstica, no longo prazo, ao invés de ser considerada a variação na taxa de câmbio real também como uma possibilidade ao ajustamento. O autor ainda acrescenta que a relação entre exportação e importação (θ), na equação de Moreno-Brid (1998/1999), é função da taxa de crescimento da economia doméstica, caminhando em ambas as direções.

É importante, de acordo com Carvalho (2007), destacar que Moreno-Brid (1998/1999) interpreta θ como um parâmetro que representa as condições iniciais de desequilíbrio na conta corrente, não dependendo da renda doméstica. Ainda, segundo a autora, para Barbosa-Filho (2001) a equação de Moreno-Brid só apresenta estabilidade quando $\theta = 0$ ou quando $\pi = 1$, pelo fato de não incluir os preços relativos.

Ao trazer para o seu modelo a taxa de câmbio, Barbosa-Filho (2001) mostra que pelo menos parte do ajuste pode ocorrer por essa via. Dessa forma, para o autor, as equações 37 e 38 dão as políticas consistentes com a estabilidade na relação importação e exportação, assumindo que o país pode controlar o seu crescimento e preços relativos:

$$y = \left[\frac{(1-\psi)\varepsilon}{1-\psi-\eta+\pi\eta} \right] Z \quad (37)$$

$$r = \left[\frac{(1-\pi)\varepsilon}{1-\psi-\eta+\pi\eta} \right] Z \quad (38)$$

A questão colocada por Barbosa-Filho (2001) é: seria possível um país controlar a taxa de crescimento e a taxa de câmbio real? Para o autor, isso pode acontecer caso haja estabilidade na estrutura “institucional-tecnológica” ligando a renda, preços e taxas de câmbio, num país em que as políticas macroeconômicas e condições externas são consideradas variáveis exógenas. Após o autor assumir que a taxa de crescimento doméstica é resultado de políticas monetária, fiscal e cambial, tal como:

$$y = \phi_0 + \phi_1 (i_h - p_h) + \phi_2 g + \phi_3 r \quad (39)$$

Em que i_h é a taxa de juros nominal doméstica, $\phi \neq 0$ e g é o índice que mede o impacto da política fiscal sobre a demanda agregada e se a paridade entre a taxa de juros doméstica é dada por:

$$i_h = i_f + e + \sigma \quad (40)$$

Em que i_f e σ são a taxa de juros nominal estrangeira e o prêmio de risco pago pelos tomadores domésticos no mercado financeiro internacional. O autor ainda acrescenta que, se $e = r - p_f + p_d$ pode ser utilizada para obter a taxa de juros real doméstica, então, juntamente com a equação 39, obtém-se a política fiscal necessária para alcançar a meta de crescimento da renda doméstica.

A partir dessas conclusões, Barbosa-Filho (2001) introduz o pagamento dos juros e a dinâmica da dívida externa, conforme segue:

$$P_d X - EP_f M - (i_f + \sigma)ED + EF = 0 \quad (41)$$

Em que D é a dívida externa líquida e F é o fluxo líquido de capital, ambos em moeda estrangeira. Nesse caso, ao manter estável as exportações, importações e o estoque da dívida, a restrição do balanço de pagamentos passaria a ser dada pelo fluxo de capitais em moeda estrangeira. A condição de estabilidade do estoque da dívida é dada por:

$$\left[\frac{\pi - \psi}{1 - \psi - \eta + \pi \eta} \right] \varepsilon > \frac{i_f + \sigma - p_f}{z} \quad (42)$$

Ou seja, dadas as elasticidades-renda e preço de importações e exportações do país, a estabilidade financeira depende do prêmio de risco, da taxa de crescimento e da taxa de juros real do país estrangeiro. A solução do estado estacionário seria dada por:

$$\dot{x} - \dot{m} = \left[i_f + \sigma - p_f - \left(\frac{\pi - \psi}{1 - \psi - \eta + \pi \eta} \right) \varepsilon z \right] d \quad (43)$$

Em que $\dot{x} = \frac{\dot{X}}{X}$ e $\dot{m} = \frac{\dot{M}}{M}$. De acordo com Carvalho (2007), pela equação 43 seriam estabelecidas as metas de \dot{x} e \dot{m} que, juntamente com as equações 37 e 38, estabeleceriam as condições de crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos, fornecendo as metas de PIB, taxa de câmbio real e superávit comercial a serem alcançados pelo governo.

2.2.6 A Lei de Thirlwall Multissetorial: o modelo de Araújo e Lima (2007)

Araújo e Lima (2007) formularam a taxa de crescimento com equilíbrio no balanço de pagamentos semelhante à de Thirlwall, porém utilizaram um arcabouço multissetorial macrodinâmico, incluindo outros elementos nas relações econômicas internacionais, baseado em Pasinetti. É incorporada ao modelo a questão da mudança estrutural, em que características diferentes na estrutura produtiva dos países conduzem a taxas de crescimento também diferentes.

Soares (2012) afirma que a abordagem multissetorial é descrita, resumidamente, da seguinte forma: a) existem dois países: um desenvolvido (A) e outro menos desenvolvido (U); b) os dois países produzem $(n - 1)$ bens de consumo; c) são assumidas as hipóteses de pleno emprego, gasto total da renda e equilíbrio da balança comercial; d) os bens exportados são expressos em termos de quantidade de trabalho; e) o preço do bem i é determinado pela quantidade de trabalho empregado e pela taxa de salário; f) há diferenças de produtividade entre os dois países de modo que a diferença de preços induz uma especialização; g) a taxa de crescimento da população nos dois países é constante; h) a taxa de variação nos preços relativos é constante.

Depois de algumas transformações algébricas, a taxa de crescimento *per capita* da demanda por exportação de *commodity* i é dada por:

$$\frac{\dot{a}_{i\dot{n}}}{a_{i\dot{n}}} = \beta_i \sigma_y^A \quad (44)$$

E a taxa de crescimento *per capita* do coeficiente da demanda por importações de *commodity* i é dada por:

$$\frac{\dot{a}_{in}}{a_{in}} = \phi_i \sigma_y^U \quad (45)$$

A relação entre a taxa de crescimento *per capita* da renda entre U e A é dada por:

$$\sigma_y^U = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \xi \beta_i a_{i\dot{n}} a_{ni}}{\sum_{i=1}^{n-1} \phi_i a_{in} a_{ni}} \sigma_y^A \quad (46)$$

Dessa equação, Araújo e Lima (2007) afirmam que se $\frac{\sigma_y^U}{\sigma_y^A} < 1$, a situação de desigualdade entre os países permanecerá. Dito de outra forma, a renda *per capita* do país avançado cresce a uma taxa mais elevada do que aquela observada no país em desenvolvimento quando a participação dos gastos em consumo do país A em U for menor do que a participação dos gastos de U em A .

A equação 46 é a versão multissetorial da LT:

$$\sigma_y^U = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \xi \beta_i a_{i\dot{n}} a_{ni}}{(\sum_{i=1}^{n-1} \phi_i a_{in} a_{ni})(\sum_{i=1}^{n-1} \beta_i)} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\dot{a}_{i\dot{n}}}{a_{i\dot{n}}} \quad (47)$$

Em que ϕ_i é a elasticidade-renda da demanda por importações setorial; β_i é a elasticidade-renda da demanda por exportação setorial; σ_y^U é a taxa de crescimento da renda *per capita* do país menos desenvolvido; σ_y^A é a taxa de crescimento da renda *per capita* do país desenvolvido; a_{in} é o coeficiente da demanda para a *commodity* i , com $i = 1, 2, 3, \dots, n - 1$; $a_{i\dot{n}}$ é o coeficiente da demanda para a *commodity* i no país estrangeiro (o acento representa a variável para o país estrangeiro); ξ representa o tamanho da população em ambos os países (coeficiente de proporcionalidade) e a_{ni} é o coeficiente de produção de bens de consumo.

Araújo e Lima (2007) colocam que a equação proposta pela Lei de Thirlwall Multissetorial (LTMS) permite chegar às seguintes conclusões: considerando dois países, *A* e *U*, a taxa de crescimento da renda *per capita* de um país é diretamente proporcional à taxa de crescimento de suas exportações e inversamente proporcional à renda setorial das elasticidades-renda da demanda por importações. As elasticidades-renda são ponderadas por coeficientes, avaliando a participação de cada setor no total do volume exportado ou importado.

Resumindo, em Araújo e Lima (2007, p. 18) a principal inovação no modelo de Thirlwall original, deve-se principalmente porque a

Income elasticities of imports and exports being given, the original Thirlwall's Law implies that a country's growth rate will rise only in case the growth rate of income outside it rises, while the Multi-Sectoral Thirlwall's Law derived in this paper implies that a country can still raise its growth rate even in case such a rise in the growth of outside income does not occur, provided it can manage to change the sectoral composition of exports and/or imports accordingly.

Dessa forma, mesmo que as elasticidades permaneçam constantes, uma alteração na demanda pode melhorar a posição de um país, caso se aumente a participação de determinado setor com elasticidade elevada no total exportado. Esse fato permite que um país melhore a sua taxa de crescimento mesmo que não haja alteração na renda mundial, destacando a importância da estrutura produtiva para o crescimento econômico.

2.2.7 O papel dos diferentes componentes no equilíbrio externo, sem restrição à entrada de capital estrangeiro: o modelo de Carvalho e Lima (2009)

Buscando identificar a contribuição dos componentes do balanço de pagamentos no equilíbrio externo, Carvalho e Lima (2009) incluem no seu modelo os termos de troca, fluxo de capitais – sem restrições à entrada de capital estrangeiro e o pagamento de serviços da dívida, considerando toda a conta de serviços:

$$P_{dt}X_t + P_{dt}F + P_{dt}R = P_{ft}M_tE_t \quad (48)$$

Em que F é o valor real dos fluxos de capital e R é o valor real dos serviços de capital, ambos em moeda estrangeira. Considerando as funções de importação e exportação, dadas pelas equações 4 e 6, e expressando as variáveis da equação anterior em taxas de crescimento, Carvalho e Lima (2009) apresentam a nova fórmula, sendo θ_1 e θ_2 tais como apresentado na formulação de Moreno-Brid (2003):

$$y_b = \frac{\theta_1 x + (1 + \varphi)(p_d - e - p_f) - \theta_2 r + (1 - \theta_1 + \theta_2)f}{\pi} \quad (49)$$

A especificação dos autores não impõe restrições à entrada de capital estrangeiro, o que de fato torna a análise mais realista e compatível com os dados atuais do balanço de pagamentos brasileiro, embora muitos acreditem que há um limite ao endividamento nacional em capital estrangeiro.

2.2.8 A inclusão da taxa de câmbio real e elasticidades endógenas: a abordagem recente de Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013)

O trabalho de Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013) traz para a abordagem de Thirlwall a relevância da taxa de câmbio real, sobre as elasticidades-preço e renda da demanda por exportações e importações, numa tentativa de endogeneizar essas elasticidades. A ênfase é dada para o nível da taxa de câmbio real e não para sua variação. A importância de se incluir o câmbio na abordagem de crescimento com restrição externa reside no fato dos autores assumirem que a taxa de câmbio é uma variável relevante para o desenvolvimento econômico.

Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013) afirmam que, embora a taxa de câmbio real seja igual a zero no longo prazo, seu nível seria importante em virtude do seu efeito sobre os preços relativos entre os *tradables/non-tradables*. Para os autores, os efeitos da taxa de câmbio real atuam sobre a demanda agregada no curto prazo, perdurando no longo prazo e conduzindo ao “[...] desenvolvimento econômico quando seu nível é mantido num patamar estável e competitivo o tempo suficiente para endogeneizar nas elasticidades os efeitos benéficos do aumento das exportações, o que implica uma mudança na estrutura produtiva a favor dos *tradables*” (FERRARI; FREITAS; BARBOSA-FILHO, 2013, p. 63).

O modelo se inspira nas hipóteses de Kaldor ao considerar que as exportações instigam a produção de *tradables high tech*. Esses bens possuem externalidades positivas associadas à maior competitividade e produtividade dos bens produzidos domesticamente. Nesse caso, quando a taxa de câmbio é mantida num nível competitivo, ocorreria uma alteração na composição da pauta de importações, estimulando a produção interna de bens considerados *high tech*. Nesse sentido, assemelha-se à abordagem multissetorial. No entanto, nesse caso, os autores segregam os bens em duas categorias: bens *high tech* e *low tech*. Para cada tipo de bem são estimadas as funções demanda por exportações e importações, com elasticidades específicas.

Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013) supõem que os bens *high tech* são mais inelásticos ao preço e mais elásticos à renda quando comparados aos bens *low tech*. Logo, um aumento na pauta de exportações dos bens *high tech* refletem uma estrutura de comércio mais benéfica de determinado país com o resto do mundo. Nessa situação, a taxa de câmbio real estaria em um nível competitivo, incentivando a elevação das exportações. Para os autores, dada a especificidade na tecnologia desse tipo de bens, haveria uma elevação também da intensidade tecnológica nessa economia, possibilitada pela introdução de inovações tecnológicas e suas externalidades positivas, refletindo no aumento de produtividade e na taxa de crescimento do produto doméstico.

A pretensão de Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013) é incorporar a taxa de câmbio real à hipótese de Thirlwall, supondo que essa variável pode ser utilizada para melhorar tanto a competitividade preço como a competitividade não-de-preço. O canal para que isso se processe estaria na utilização da taxa de câmbio real como incentivo para elevar as exportações e às externalidades positivas que estariam associadas ao crescimento dessas exportações. Diante dessas possibilidades, os autores incluem no modelo de Thirlwall uma regra para as desvalorizações da moeda doméstica e inserem o efeito composição da pauta na equação completa do modelo, tornando as elasticidades endógenas.

Considerando essas questões, os autores propõem funções demanda por importações e exportações para os bens *high tech* e *low tech*, sob algumas condições. E inserem no modelo um regime de metas de taxa de câmbio real com foco no desenvolvimento econômico, com a intenção de fazer com que a política cambial conduza a uma mudança na estrutura da economia. Simplificadamente, Ferrari *et al* (2013) inserem uma regra para as variações da taxa de câmbio real, assumindo um nível desejado, tal qual:

$$e_r = \partial(E_r^* - E_r) \quad (50)$$

Em que $\delta > 0$, E_r^* representa a meta de taxa de câmbio real e E_r representa a taxa de câmbio real compatível com o equilíbrio no balanço de pagamentos. O parâmetro δ mede a velocidade de ajuste da taxa de câmbio real à meta estabelecida, sendo um parâmetro sob controle das autoridades monetárias.

A releitura do modelo de Thirlwall é dada por:

$$y_{Bt} = \frac{\varepsilon}{\pi} z + \frac{(\eta + \psi - 1)}{\pi} e_r \quad (51)$$

Segundo Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013), Thirlwall considera $e_r = 0$ no longo prazo, reduzindo a equação para $\frac{y_{Bt}}{z} = \frac{\varepsilon}{\pi}$, nessa situação, a taxa de crescimento do produto doméstico se ajusta à taxa de crescimento do resto do mundo, dadas as elasticidades-renda das exportações e importações, o que os autores consideram uma hipótese pouco provável, dadas as evidências empíricas suportadas nos trabalhos Gala (2006), Polterovich e Popov (2002) e Carvalho e Lima (2009). O segundo termo da equação 51, tenta capturar o efeito expansionista de curto prazo das desvalorizações na taxa de câmbio real via demanda agregada, desde que a condição Marshall-Lerner seja satisfeita. Os autores ainda afirmam que o efeito expansionista sobre as exportações cessará no momento em que seu efeito se reverta em aumentos dos preços domésticos. Ou seja, uma política desse tipo deve durar o tempo necessário para que se promovam mudanças estruturais na economia, na direção de um aumento na exportação dos bens *high tech*. Nesse sentido é que para esses autores a política cambial se torna um instrumento para o desenvolvimento econômico.

Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013) ainda comparam esse regime de metas para a taxa de câmbio real com o regime de metas para a inflação. Neste trabalho não serão abordadas as questões apresentadas pelos autores sobre esse aspecto, embora seja relevante em termos de condução de política econômica, quando se introduz o conceito de regime de metas para a taxa de câmbio. Os autores ainda acrescentam nessa releitura do modelo de Thirlwall os efeitos de Kaldor-Verdoorn⁴ e Harrod-Balassa-Samuelson.⁵ Ferrari, Freitas e

⁴ A Lei de Verdoorn, apresentada por Verdoorn (1949), relaciona o crescimento do produto com o crescimento da produtividade média do trabalho. Kaldor (1966) desenvolveu um modelo de crescimento liderado pelas exportações, tomando por base a Lei de Verdoorn.

⁵ O efeito Harrod-Balassa-Samuelson relaciona nível de produtividade do trabalho com taxa de câmbio real. Conforme exposto por Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013), tal hipótese está alicerçada nos trabalhos de Harrod (1933), Balassa (1964) Samuelson (1964) e expõe que a hipótese utilizada nos modelos neoclássicos de paridade do poder de compra é parcialmente válida devido à existência dos bens não comercializáveis. Ferrari Freitas e Barbosa-Filho (2013) afirmam que a existência desse setor explica o fato de os preços nos países desenvolvidos serem superiores aos preços nos países pobres no setor de *non-tradables*: logo, as diferenças nos preços seriam explicadas pelo diferencial de produtividade – a produtividade mais alta nos países ricos no setor

Barbosa-Filho (2013) expõem que metas de taxa de crescimento elevadas, sob a aplicação de um regime de metas para a taxa de câmbio real, provocarão pressões para que ocorra valorização da moeda doméstica. O instrumento indicado pelos autores para que seja evitada tal valorização e ocorra um retrocesso no processo de crescimento econômico é a política de acúmulo de reservas: num primeiro momento, a compra de moeda estrangeira pelas autoridades monetárias provocaria a desvalorização cambial até o nível considerado competitivo e, posteriormente, a compra de moeda, dada a elevação das exportações e da taxa de crescimento do produto, passaria a evitar um processo de valorização cambial a partir do nível definido pelas autoridades monetárias como competitivo para a taxa de câmbio real.

Percebe-se que o modelo proposto pelos autores somente é compatível com uma participação ativa das autoridades monetárias, tanto na determinação do nível competitivo da taxa de câmbio real, quanto na acumulação de reservas. Além disso, a prática explícita de determinada taxa de câmbio real pode ser vista como uma prática protecionista, podendo gerar retaliações por parte de parceiros comerciais. Ademais, embora a proposta dos autores esteja alicerçada em evidências empíricas, o modelo, tal como exposto, merece uma análise empírica apropriada, considerando todas as hipóteses apresentadas por Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho (2013).

Desde a divulgação dos primeiros resultados relacionados à LT, incluindo o trabalho do próprio Thirlwall (1979), diversos julgamentos, questionando a sua validade, foram apresentados por outros estudiosos. Todas elas foram rebatidas principalmente nos trabalhos de McCombie e Thirlwall (1994), Thirlwall (2011) e McCombie (2011). Nesse sentido, e para entender as possíveis fraquezas da LT, a seção seguinte traz algumas críticas relacionadas à LT.

2.3 ALGUMAS CRÍTICAS À LEI THIRLWALL

Em McCombie e Thirlwall (1994), Thirlwall (2011) e McCombie (2011), observa-se a preocupação dos autores em rebater algumas críticas que foram feitas ao longo dos anos à LT. Nota-se que uma série de trabalhos se empenhou em censurar o modelo de balanço de pagamentos restrito. Entre eles, encontram-se Balassa (1979), Crafts (1988, 1991), McCombie

dos *tradables* conduz a uma elevação generalizada dos salários e a única maneira para o setor de *non-tradables* absorver essa elevação é através da elevação dos preços.

(1981), McGregor e Swales (1985, 1986, 1991), Krugman (1989), Palley (2002) e Setterfield (2006).

McCombie (1981) critica o fato da relação exposta por Thirlwall parecer uma identidade, beirando um raciocínio circular. O autor expõe que a hipótese de Thirlwall não leva em consideração os preços. No entanto, quando se estimam as elasticidades-renda das funções demanda por importações e exportações, são incluídas variáveis de preço nessas funções. Porém, para muitos casos, essas elasticidades-preço são pequenas ou insignificantes. Isso não configuraria equações de identidade. Ademais, o próprio McCombie (2011) reconhece esse equívoco e afirma que as funções de demanda por importações e exportações são, na verdade, funções comportamentais. Além disso, parece coerente com a teoria keynesiana que as elasticidades-preço sejam baixas ou insignificantes para essas funções, dado que o ajuste ocorre via renda e não via preços.

Entre outras análises, em McGregor e Swales (1985) é questionado o fato de as funções de importação e exportação não incluírem a competição não-de-preço. Para isso, são expostos resultados de outros trabalhos em que a rivalidade não ocorre somente através de preços, mas também por outras características intrínsecas aos produtos. Outra crítica, que também foi exposta, diz respeito às equações 7 e 8. Para que a equação 8 seja válida, é necessário assumir que $p_d - p_f - e = 0$ na equação 7. A implicação em assumir a lei do preço único, segundo os autores (1985), é como aceitar que o mundo inteiro está produzindo o mesmo tipo de bem.

A essa crítica, McCombie (2011)⁶ rebate, afirmando que: a) em muitos estudos em que os preços relativos não apresentam variações significativas, as elasticidades são tão baixas que não possuem efeito sobre o balanço de pagamentos; b) existem outras razões, como resistência do salário real e estruturas oligopolistas para que os preços não apresentem grandes variações; c) a proposta de Thirlwall não pode ser relacionada com a teoria neoclássica pelo fato de a elasticidade-renda da demanda por exportações ser estatisticamente significativa e de suma importância nessa função, e, finalmente d) caso seja satisfeita a condição de Marshall-Lerner, é pouco plausível que as exportações possam crescer indefinidamente em decorrência de uma depreciação contínua da moeda.

No texto de McGregor e Swales (1986), a crítica se concentrou na especificação das funções de demanda por importações e exportações. De acordo com os autores (1986), deveriam ser incluídas variáveis que representassem a competição não-de-preço. Além disso,

⁶ Essas críticas foram contestadas na época pelo próprio Thirlwall (1986).

foi criticado o método utilizado por Thirlwall para comparar a taxa de crescimento real do produto interno com a taxa hipotética, gerada pela relação proposta por Thirlwall. No seu trabalho em 1979, Thirlwall utilizou o coeficiente de *rank correlation* de *Spearman* para verificar a correlação entre a taxa prevista pelo seu modelo e a taxa real observada.

McGregor e Swales (1986) propõem que a comparação entre a taxa de crescimento real e a observada seja realizada por meio de regressão. De acordo com Carvalho (2007), nesse caso, a ideia era regredir a taxa observada sobre a taxa teórica, usando uma *pooled regression* dos diversos países, e testar estatisticamente as hipóteses de o intercepto ser igual a zero e de a declividade ser igual a um. Caso essas hipóteses se confirmassem estatisticamente, a LT poderia ser considerada válida. Ao realizar a comparação das taxas por regressão, McGregor e Swales (1986) rejeitam a validade da LT a partir desse novo teste. O problema é que para cada taxa de crescimento estimada, existe um termo de erro associado a essa estimação por meio de regressão. Como pontuado por Thirlwall (2011), o problema desse teste está em requerer o conjunto de países do mundo inteiro e em considerar que os déficits anulam superávits do balanço de pagamentos. Em relação à questão da inclusão de outros elementos que pudessem representar a competição não-de-preço, McCombie (2011) destaca que esses elementos já estariam embutidos nas diferentes elasticidades-renda da demanda.

Ferreira (2001), ao discutir o pressuposto teórico assumido pela LT de que os preços relativos são constantes no longo prazo e que o ajuste no balanço de pagamentos, com elasticidades constantes, ocorre via alterações na demanda, expõe que a hipótese de que os preços relativos, medidos numa mesma moeda, não sofrem variações no longo prazo estão relacionadas com a competição imperfeita que ocorre em estruturas de mercado oligopolistas. Ferreira (2001, p. 14) afirma que:

Uma questão que sobressai quando se considera que os preços relativos não se alteram muito no longo prazo se refere ao impacto de uma desvalorização cambial na taxa de crescimento de equilíbrio de uma economia. Observa-se que, pela própria natureza multiplicativa das funções de demanda por exportações e importações, o aumento permanente da taxa de crescimento de equilíbrio requer uma depreciação contínua na moeda nacional. Assim, uma desvalorização *once-and-for-all* teria apenas um efeito pontual sobre a taxa de crescimento de equilíbrio e uma depreciação contínua da moeda poderia trazer consequências indesejáveis do ponto de vista macroeconômico, dados os seus efeitos sobre o nível de preços interno. A dificuldade em se transmitirem variações de curto prazo na taxa de câmbio nominal para variações de longo prazo na taxa de câmbio real, associada à possibilidade de um círculo vicioso entre crescimento da inflação e depreciação da taxa de câmbio, pode explicar as razões pelas quais as taxas de câmbio flexíveis não removeram a restrição do BP à demanda.

Segundo McCombie e Thirlwall (1994), Crafts (1988, 1991), ao utilizar técnicas de estimação para a elasticidade-renda da demanda por exportações tal como proposto por Balassa (1979), afirma que a taxa de crescimento do produto da Grã-Bretanha não era restringida pelo seu balanço de pagamentos, mas por limitações do lado da oferta. Tanto Crafts (1988, 1991) quanto Balassa (1979), embora o primeiro tenha calculado a função demanda por exportações para a Grã-Bretanha e o segundo para os Estados Unidos, consideraram que os países possuíam participação constante no comércio para o cálculo da elasticidade-renda da demanda por exportações. Tal como em McGregor e Swales (1985), Crafts calculou o que seriam as elasticidades “aparentes”: denominada pelo autor como aquela em que a função exportação é estimada mantendo o *market share* do país para os bens comercializados no comércio internacional.

No entanto, para McCombie e Thirlwall (1994), a LT é calculada considerando as elasticidades reais, nas quais já estariam embutidas possíveis mudanças na pauta exportadora. Ademais, ao calcular a função exportação considerando participação constante no comércio, Crafts (1988, 1991), Balassa (1979) e McGregor e Swales (1985) compartilham do pensamento de que a diferença entre as taxas de crescimento dos países são ocasionados por restrição do lado da oferta, o que é totalmente incompatível com aquilo que é postulado pela hipótese de Thirlwall. Atualmente, essa crítica pode ser melhor contra-argumentada com os resultados obtidos pela LTMS, inclusive McCombie (2011) cita os trabalhos de Araújo e Lima (2007), Gouvea e Lima (2010) e, mais recentemente, pode ser citado Soares e Teixeira (2012).

Krugman (1989) analisou o motivo pelo qual as taxas de câmbio real têm permanecido relativamente estáveis entre os países. Para tanto, o autor encontrou uma relação na qual denominou Regra de 45°. Por essa relação, o autor afirma que o efeito líquido das diferenças entre as elasticidades e taxa de crescimento da renda leva a uma tendência da taxa de câmbio real se manter constante. Sem reconhecer que a Regra dos 45° é idêntica à forma forte da LT, tal qual a equação 8, porém utilizando $\varepsilon(z_t)$ em vez de x_t . Krugman (1989) repudiou a ideia de que o balanço de pagamentos impossibilita que os países alcancem taxas de crescimento mais elevadas, deslocando sua análise para o lado da oferta. Isso fica claro quando o autor afirma que as diferentes taxas de crescimento são determinadas, primeiramente, pelas diferentes taxas de crescimento da produtividade total dos fatores.

Para McCombie e Thirlwall (1994), Krugman (1989) inverte a direção de causalção, uma vez que, para esse autor, um crescimento mais rápido de um país conduziria a uma maior oferta de bens para exportação, levando Krugman a destacar que, por esse motivo, as

elasticidades-renda da demanda por exportações aparentam ser mais elevadas e as elasticidades-renda da demanda por importações, menores. Logo, a relação causal vai do crescimento do produto, tanto doméstico quanto internacional, para as elasticidades-renda da demanda.

Além disso, McCombie (2011) destaca três problemas na abordagem de Krugman (1989): a primeira é que o grau de especialização depende parcialmente do tamanho da economia e por isso os EUA não seriam um bom exemplo. O segundo problema está relacionado com a direção de causação, como já destacado. Nesse caso, McCombie e Thirlwall (1994) citam o trabalho de Myrdal (1957) sobre *export led growth* e o fato de que em países nos quais se observa uma elevada taxa de crescimento das exportações e da renda ocorre uma produtividade mais elevada. A terceira fraqueza da Regra dos 45° diz respeito à hipótese pouco provável de que a especialização dos países em desenvolvimento em *commodities* primárias conduziria a uma melhora na elasticidade-renda da demanda por exportações desses países. Nesse caso, compatível com a abordagem proposta no modelo centro-periferia de Prebisch.

Palley (2002), ao inserir elementos neoclássicos na LT, numa tentativa de conciliá-los aos elementos keynesianos inseridos no modelo de crescimento restringido pelo balanço de pagamentos, incorpora ao modelo de Thirlwall aspectos relacionados à oferta, tais como taxa de crescimento da força de trabalho e taxa de crescimento da produtividade da força de trabalho. Essa é justamente a crítica de Palley ao modelo de Thirlwall: não é considerada na LT a dimensão dos aspectos relacionados à oferta. Em seu modelo, Palley (2002) analisa o produto potencial, dado pelas condições da oferta.

E, a partir desse ponto, o autor segue sua discussão: uma elevação no excesso de capacidade de produção reduz a elasticidade-renda da demanda por importações, relaxando a restrição externa e levando a um crescimento mais rápido da demanda agregada compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos. O autor ainda destaca que esse processo se perpetua até que os aspectos relacionados à oferta e demanda se reconciliem. Nota-se que são os elementos do lado da oferta (taxa de crescimento das horas trabalhadas, da participação da força de trabalho e da população) que se ajustam para que a taxa de crescimento compatível com a restrição imposta pelo balanço de pagamentos seja alcançada.

Segundo McCombie (2011), o equívoco na conciliação de Palley (2002) reside no fato de que o crescimento do produto potencial, entendendo por esse conceito a capacidade de crescimento do produto, caso não ocorressem restrições no balanço de pagamentos, não tem relevância se existem restrições dadas pelas condições do seu balanço de pagamentos.

McCombie (2011) também ressalta que essa conciliação não é compatível, porque a noção de produto potencial é diferente quando analisada pela ótica neoclássica ou keynesiana: enquanto para o primeiro caso se refere ao nível máximo de produto, dada a utilização ótima dos fatores, para a teoria keynesiana, considerando a rigidez de preços e salários, esse seria aquele produto a ser perseguido, porém o produto efetivo seria dado pela demanda. Nesse sentido, a taxa de crescimento do produto é dada pelo crescimento da demanda. E, caso haja restrição no balanço de pagamentos, o produto efetivo estará abaixo do potencial, compatível com o pensamento keynesiano e de Thirlwall.

Setterfield (2006), também na tentativa de conciliar a LT com a teoria neoclássica, expõe algumas deficiências do modelo proposto por Palley (2002). A principal fraqueza de Palley (2002), segundo Setterfield (2006), estaria em deixar todo o ajuste (produto real igual ao produto potencial) por conta de elementos que estão do lado da oferta, tornando-se um modelo *quasi-supply-determined growth*. Diante disso, Setterfield (2006) tenta uma conciliação observando aspectos relacionados à demanda.

Ao promover algumas alterações no modelo de Palley (2002), o autor chega a uma relação em que a estrutura do lado da oferta é ajustada para harmonizar a taxa de crescimento da renda real compatível com o crescimento da demanda. Nesse caso, o crescimento é totalmente determinado pela demanda. A crítica nesse caso, de acordo com Soares (2012), é que, embora a LT seja compatível com algumas proposições de Setterfield (2006), McCombie (2011) considera que alterações no grau de utilização da capacidade e no coeficiente de Verdoorn possuem efeitos cíclicos de curto prazo, não alterando o resultado de longo prazo da LT.

Observa-se que as críticas ao modelo de Thirlwall enriquecem a discussão teórica e tornam as pesquisas empíricas relevantes em retificar ou ratificar esses aspectos. Os argumentos apresentados por esses autores e contra-argumentos expostos por Thirlwall e McCombie, principalmente, fornecem aspectos para que se possa analisar melhor a restrição externa para o caso brasileiro.

Sem a finalidade de esgotar o assunto, o próximo capítulo reúne alguns trabalhos que se dedicaram a estudar a restrição externa, considerando o arcabouço teórico de Thirlwall. Além disso, como um dos objetivos deste trabalho é estimar as funções demanda por importações e exportações para o Brasil, também estão expostos, no próximo capítulo, alguns trabalhos que estimaram, por diferentes métodos, essas funções.

3 A APLICAÇÃO DA LEI DE THIRLWALL E A FUNÇÃO DEMANDA POR EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES

Este capítulo tem como objetivo apresentar alguns trabalhos empíricos que se utilizaram da abordagem de Thirlwall. Para tanto, dividiu-se o capítulo em duas seções. A primeira seção trata da caracterização da LT para a economia brasileira e a de outros países em desenvolvimento. Já a segunda seção tem como característica expor os estudos que tiveram como objetivo estimar as funções demanda por exportações e importações do Brasil. Ao realizar a revisão bibliográfica de trabalhos que tiveram, basicamente, os dois objetivos delimitados pelas seções propostas neste capítulo, acredita-se que é possível estabelecer um paralelo entre a proposta de estudo desta dissertação e os resultados dos trabalhos dos autores que serão citados ao longo deste capítulo.

3.1 OS RESULTADOS OBTIDOS PELA LEI DE THIRLWALL PARA O BRASIL E PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO

Como já definido anteriormente, nesta seção é realizada a revisão de alguns resultados empíricos obtidos a partir da LT com a intenção de verificar se o balanço de pagamentos constitui restrição ao crescimento econômico. O primeiro trabalho a incluir o Brasil em sua amostra foi o de Thirlwall e Hussain (1982). Esses autores fazem o cálculo do modelo simples e do modelo estendido para uma amostra de países, destacando que a diferença entre a taxa de crescimento real e a do modelo estendido pode ser atribuída a alterações nos termos de troca originadas no comércio internacional, ou ao fluxo de capitais, ou, ainda, à performance das exportações.

Visto que uma das intenções dos autores era verificar a validade da lei para os países em desenvolvimento, a análise incluiu o Brasil e outros países, como Índia, México, Equador, Costa Rica, Colômbia, totalizando uma amostra de vinte países. Foram utilizadas três amostras de países, em períodos diferentes. Para uma das amostras, foram utilizadas as elasticidades-renda da demanda por importações calculadas por Khan (1974), no período que compreende os anos de 1951 até 1969. Para um segundo conjunto, essas elasticidades foram extraídas do trabalho de Houthakker e Magee (1969), abarcando os anos de 1951 até 1966.

Para o último grupo, as elasticidades-renda da demanda por importações foram calculadas pelos próprios autores, e os períodos diferem entre os países. Para o Brasil, foi calculada a função demanda por importações compreendendo os anos de 1969 a 1978, cujo resultado para a elasticidade-renda foi 2,05.

Na análise empírica, que estimou a taxa de crescimento prevista pelo modelo para posterior comparação com a taxa de crescimento real, Thirlwall e Hussain (1982) constataram que o modelo estendido se adequou melhor para os países em desenvolvimento, apresentando um erro menor, quando comparado ao modelo simples e que mudanças nos preços relativos não foram relevantes. Para o Brasil, pela regra simples de Thirlwall (1979), o crescimento previsto foi de 4% a.a. e com a introdução do fluxo de capitais passou para 9,4% a.a. Para o período, a taxa de crescimento real foi de 9,5% a.a. Ou seja, o fluxo de capitais explicou 5,4% a.a. do crescimento do período, 4% a.a. podem ser explicados pela LT original e o efeito sobre os preços relativos contribuiu em 0,1%. Esses resultados ratificaram que o modelo estendido se adaptou melhor também para o caso brasileiro.

A hipótese de crescimento econômico restrito pelo balanço de pagamentos foi estudada também por Moreno-Brid e Pérez (1999) para cinco países da América Central: Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras e Nicarágua. O período da análise vai do ano de 1950 até o ano de 1996, com exceção de Honduras, cujo último ano é 1994. O objetivo do trabalho foi verificar em que medida o crescimento de longo prazo dessas economias era explicado pelas exportações e termos de troca. Para tanto, foram analisados, por meio de técnicas de cointegração, as exportações e termos de troca como determinantes da taxa de crescimento econômico de longo prazo. Moreno-Brid e Pérez (1999) encontraram forte associação entre essas variáveis, dando suporte à hipótese de Thirlwall.

As elasticidades-renda da demanda por importações encontradas variaram de 1,10, na Costa Rica, até 3,70, em Honduras. As elasticidades-preço da demanda por importações variaram de -1,63 para Nicarágua até -0,44 em El Salvador. Segundo os autores, com exceção de El Salvador e Honduras, a taxa de crescimento calculada de acordo com o modelo de Thirlwall (1979) e a taxa real foram próximas. Esse fato, segundo os autores, pode ser justificado pelas remessas privadas, no primeiro caso, e ajuda oficial no segundo. Para ambos os casos foi sugerido que se analise a taxa de crescimento compatível com o balanço de pagamentos através do modelo de Thirlwall e Hussain (1982).

Moreno-Brid e Pérez (1999) avaliaram, também, a contribuição dos termos de troca e da taxa de crescimento das exportações na taxa de crescimento econômico compatível com o balanço de pagamentos dos países. Os resultados apontaram que, exceto para a Nicarágua, a

contribuição dos termos de troca foi praticamente nula. Para esse país, a contribuição dos termos de troca foi de 20%. Esse fato ratifica a importância das exportações, bem como da forma básica do modelo de Thirlwall.

Ao selecionar quatro países que fazem parte da América Latina, quais sejam: Argentina, Brasil, Colômbia e México, López e Cruz (2000) possuíam, entre outros objetivos, verificar a validade da hipótese de Thirlwall. Além disso, os autores também se propunham a investigar a importância da taxa real de câmbio. O período estudado vai do ano de 1965 até o ano de 1996. As variáveis utilizadas foram: PIB real a preços constantes em moeda doméstica e importação e exportação em dólares e a preço constante. Verificou-se que as três variáveis possuíam tendência positiva, embora apresentassem quebras estruturais. Outra observação obtida a partir das séries foi que para a Argentina, Brasil e México se iniciou um declínio da taxa de crescimento do produto nos anos de 1980. Essa constatação não foi tão clara para o México.

Além disso, López e Cruz (2000) perceberam que as flutuações são mais fortes na série de importação do que nas de exportação e PIB, o que pode estar relacionado com características estruturais dessas economias. De acordo com os autores, dada as grandes flutuações na taxa real de câmbio, verificada para essas economias, parece não existir um equilíbrio dessa taxa, nem quando observadas em uma perspectiva de longo prazo. Também parece que a taxa real de câmbio se movimenta em direção oposta à do saldo da balança comercial: uma piora na balança comercial normalmente vem com a apreciação da taxa de câmbio real.

Para avaliar a validade da LT, López e Cruz (2000) afirmaram que foi necessário verificar se a taxa de crescimento das exportações e do PIB possuíam uma relação estável no longo prazo. Para isso, foram utilizadas técnicas de cointegração e a equação foi estimada pelo modelo VAR. Dessa forma, o PIB real foi colocado como variável dependente e foram incluídas as séries de importação e exportação. Ao realizar o teste de causalidade de Granger, os autores verificaram que não se pode rejeitar a hipótese de que as exportações causam, no sentido de Granger, o Produto Interno Bruto. Pelos parâmetros, a elasticidade-renda da demanda por importações estimada foi maior do que a de equilíbrio, exceto para o Brasil. Embora a análise dos autores não se concentrou apenas no resultado das elasticidades, mas no fato de essas elasticidades representarem uma restrição ao crescimento, a elasticidade-renda estimada para as exportações foi de 0,59 e, para a função demanda por importações, esse parâmetro estimado em 1,60.

Para verificar a hipótese de estabilidade da taxa real de câmbio no longo prazo, nesse mesmo trabalho, os autores estimaram um VAR com o PIB real e a taxa de câmbio real. Para México e Colômbia, o parâmetro estimado para a taxa de câmbio real foi positivo, porém para Argentina e Brasil o sinal foi oposto. Essa relação inversa entre taxa de câmbio real e PIB pode indicar duas situações, segundo os autores: violação da condição de Marshall-Lerner e/ou que uma desvalorização real da moeda nacional pode resultar numa queda da demanda doméstica, compensando seus efeitos positivos na balança comercial.

Com a intenção de checar a condição de Marshall-Lerner, um novo exercício estatístico foi executado. Um novo VAR foi estimado, incluindo a balança comercial, renda mundial, renda interna e taxa de câmbio real. Para todos os países, a balança comercial estava positivamente relacionada com a renda mundial e inversamente relacionada com a renda interna. Porém, o coeficiente da taxa de câmbio real foi negativo para o Brasil e o México.

Com esses resultados, os autores argumentaram que a LT é válida para essas economias latino-americanas, uma vez que se percebeu uma relação de causalidade, no sentido de Granger, das exportações em direção ao produto interno. No entanto, a taxa de câmbio real não parece assumir um comportamento de estabilidade no longo prazo, embora os parâmetros estimados tenham sido estatisticamente significativos. Além disso, López e Cruz (2000) alertaram que as políticas econômicas devem considerar a relação existente entre a balança comercial e a taxa de câmbio, haja vista que desvalorização da moeda nacional nem sempre significa que as exportações ficaram mais competitivas no mercado internacional, nem que isso resultará na elevação da renda doméstica. Também foi posto, e esta pareceu ser uma das grandes contribuições desse trabalho, que a política cambial deve ser combinada com políticas de estímulo à demanda, com a intenção de prevenir uma mudança nos salários e redução da demanda doméstica.

Ferreira (2001), após calcular as elasticidades utilizando técnicas de cointegração, por meio de um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas (ARDL) (2,0,0), obteve um resultado não significativo, a 5% de nível de significância, para a elasticidade-preço da demanda por importações, cujo parâmetro estimado foi de -0,14. Para o parâmetro da elasticidade-renda dessa função, o valor estimado foi de 1,05. Ferreira (2001) também estimou essa função, utilizando o modelo de correção de erros e a elasticidade-renda estimada foi de 0,96. Dado que as séries importação, PIB e câmbio real não se cointegraram, a função demanda por importações foi estimada considerando apenas a renda interna. O parâmetro estimado para a elasticidade-renda foi de 0,96 para a função demanda por importações no Brasil.

De posse desses resultados, Ferreira (2001) calculou a taxa de crescimento prevista para o modelo original de Thirlwall (1979) e pelo modelo proposto pelo próprio autor, caracterizado no capítulo anterior, além de mais outros dois modelos, no período que abrange os anos de 1949 até 1999. As taxas previstas foram de 6,18% a.a. pelo modelo de Thirlwall (1979) e 5,23% a.a. pelo modelo de Ferreira (2001), enquanto o crescimento real da economia brasileira foi de 5,41% a.a. O modelo de Ferreira (2001), incluindo variáveis financeiras, chegou mais perto da taxa de crescimento real. Esse autor, então, concluiu que a taxa de crescimento brasileira foi restringida em 1% a.a., no período estudado, em decorrência do pagamento de juros, lucros e dividendos sobre o capital externo, sem identificar em quais períodos os ingressos de capital externo restringiram o crescimento econômico brasileiro, haja vista que o ingresso de capital pode ter efeitos positivos sobre a competitividade. Ferreira (2001) também verificou que o aumento do passivo externo nas décadas de 1980 e 1990 foi relevante para o desempenho econômico brasileiro.

Outro artigo que também analisa a validade da LT para o Brasil é o de Bértola, Higachi e Porcile (2002), para o período que compreende os anos de 1890 até 1973. Essa escolha não se deu ao acaso, uma vez que entre os anos de 1890 até 1930 o crescimento foi impulsionado pelas exportações de produtos primários. Já para os anos de 1930 até 1973, destaca-se o modelo de crescimento por meio de substituição de importações. A interrupção do estudo no ano de 1973 foi justificada pelos autores, pois, a partir dos anos de 1970, o Brasil entrou numa nova fase, em que se observou uma elevação considerável no fluxo de capital estrangeiro e na alteração qualitativa do endividamento em moeda estrangeira. Esse fato implicaria outras restrições ao crescimento, quando analisado sob a ótica do balanço de pagamentos. Bértola, Higachi e Porcile (2002) estimaram o PIB real brasileiro como função da renda mundial e dos termos de troca. Outro objetivo desse trabalho foi fornecer uma estimativa de curto prazo da dinâmica do PIB real, considerando a taxa de equilíbrio de longo prazo dada pela LT.

Um dos resultados apresentados na estimação da função foi que a condição de Marshall-Lerner não pode ser válida para esse período. E, dessa forma, a desvalorização cambial não aumenta o PIB real brasileiro por meio das exportações. Além disso, esse coeficiente de preço não foi estatisticamente significativo. Por meio de técnicas de cointegração, a equação de longo prazo, considerando a renda interna como variável dependente e a renda mundial como variável explicativa, foi novamente estimada, com a obtenção do seguinte resultado para o parâmetro relacionado à renda mundial: 0,97. Essa equação foi estimada, considerando a tendência, cujo parâmetro associado foi de 0,021.

Outra constatação foi a de que a renda mundial é fortemente exógena, ou seja, que o PIB brasileiro não causa, no sentido de Granger, a renda mundial. Isso está de acordo com a abordagem de Thirlwall para países pequenos. Ainda, de acordo com esses autores, isso é compatível com a ideia de que as exportações determinam a taxa de crescimento de longo prazo. Para verificar a dinâmica de curto prazo, foi utilizado um modelo de correção de erros. A única variável que se ajustou no curto prazo para fazer com que o PIB real retornasse àquele compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos foi o próprio produto interno. Essa constatação está de acordo com a de Carvalho (2007), que será analisada a seguir, mesmo que a autora tenha utilizado outras variáveis e outro período em seu estudo. Além disso, também se verificou que a taxa de câmbio não foi estatisticamente significativa, nem no curto ou no longo prazo, o que também converge com outros resultados encontrados.

Moreno-Brid (2003) estuda o seu próprio modelo, desenvolvido a partir da LT e já exposto no capítulo anterior, para o caso mexicano, do ano de 1967 até o ano de 1999. A intenção é analisar tanto o período de protecionismo (anos de 1960) e o período de liberalização do comércio, iniciado na metade dos anos de 1980, incluindo o período inicial do Tratado Norte-Americano de Livre Comércio (conhecido como NAFTA: *North American Free Trade Agreement*). Esse trabalho é pioneiro em apresentar o modelo de restrição externa, levando em consideração o pagamento dos juros, a sustentabilidade do endividamento externo e sem considerar a imposição de uma taxa de juros constante. Além disso, os termos de troca são considerados sem relevância para a taxa de crescimento de longo prazo da economia.

O teste empírico foi realizado para três versões: a LT original, Moreno-Brid (1998/1999) e Moreno-Brid (2003). Para o cálculo da função demanda por importações foi utilizado o método de cointegração de Johansen, com dados anuais. Com a intenção de capturar os efeitos de barreiras não tarifárias sobre o fluxo de comércio, Moreno-Brid (2003) incluiu na equação de importação, além da renda interna e dos preços relativos, um índice que ponderou as licenças de importação na estimação. Na estimação por VAR, foi verificado que, no longo prazo, a imposição de requisitos da licença prévia de importação não é determinada pela evolução das variáveis endógenas PIB real, importações reais e preços relativos.

Os parâmetros estimados na função demanda por importações foram: 1,8 para a elasticidade-renda, -0,5 para a elasticidade-preço e -1 para as licenças de importação. No entanto, o autor, ao realizar um teste estatístico de verossimilhança, concluiu que para a elasticidade-preço não se pode afirmar que esse parâmetro era diferente de zero. Com esse resultado, a equação foi novamente estimada, excluindo os preços relativos, e o parâmetro

estimado para a elasticidade-renda da demanda por importações foi de 1,77 para o período em estudo.

Ao comparar as três versões, o autor verificou que o modelo Moreno-Brid (2003) ofereceu uma interpretação melhor para o crescimento de longo prazo da economia mexicana, enquanto o modelo original de Thirlwall, que considera apenas a balança comercial, foi considerado não significativo. O modelo proposto por Moreno-Brid (1998/1999) só foi considerado significativo a um nível de significância de 10%. Dessa forma, Moreno-Brid (2003) concluiu que o balanço de pagamentos foi um limitador para a taxa de crescimento de longo prazo da economia mexicana e que o pagamento dos juros da dívida externa influenciou nessa restrição. Além disso, para todo o período estudado, os preços relativos não foram relevantes para a taxa de crescimento de longo prazo da economia mexicana.

Perraton (2003) também estudou a relevância dos termos de troca, testando a hipótese do modelo de Thirlwall de que os preços relativos entre os países não se alteram no longo prazo. Foi utilizado um conjunto de países em desenvolvimento, considerando o período que vai do ano de 1973 até o ano de 1995. Um dos objetivos desse trabalho foi verificar se os empréstimos estrangeiros obtidos da década de 1970 impulsionaram o crescimento desses países. Na estimação das funções demanda por importações e exportações, foi testada uma quebra estrutural no ano de 1981, com a intenção de considerar o período da crise da dívida em alguns países subdesenvolvidos. Para as funções demanda por importações estimadas, de uma amostra de 51 países, Perraton (2003) conseguiu estimar a função para 34 países.

Destes, para 10 países a quebra estrutural em 1981 foi estatisticamente significativa. Dentre os 34 países em que foi possível estimar a função demanda por importações, para 27 deles foi possível estimar a função demanda por exportações. Para 11 países, a quebra estrutural em 1981 foi significativa. O autor testou a hipótese de Thirlwall para as formas as quais denominou de fraca e forte. A forma forte da LT ocorre quando é calculada a elasticidade-renda da demanda por exportações, em vez de estimar a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio no balanço de pagamentos a partir da taxa de crescimento das exportações, que, nesse caso, é chamada por Perraton (2003) de forma fraca.

Para o Brasil, especificamente, considerando a forma fraca, a taxa de crescimento das exportações foi de 7,98% a.a., a elasticidade-renda da demanda por importações foi 1,77. Logo, a taxa de crescimento prevista pelo modelo seria de 4,51% a.a., enquanto a taxa real foi 2,94% a.a. O efeito puro dos termos de troca, para esse caso, foi de -1,25% a.a. A taxa prevista, incluindo os termos de troca, passou para 3,26% a.a. Logo, para o Brasil, não se

pode rejeitar a forma fraca da hipótese de Thirlwall. Ademais, esse resultado ocorreu para 19 países.

Quando Perraton (2003) calculou a forma forte da LT, o valor encontrado para a elasticidade-renda das exportações para o Brasil foi de 1,92. Dessa forma, o crescimento previsto passou para 3,53% a.a. Considerando o efeito dos termos de troca (-1,25% a.a.), a taxa de crescimento prevista passou para 2,28% a.a. Tal resultado foi mais próximo da taxa de crescimento real (2,94% a.a.). Outro resultado encontrado pelo autor foi que a hipótese de Thirlwall não é significativamente afetada quando se excluem aqueles países nos quais a quebra estrutural foi significativa e nem quando se excluem os países recém-industrializados do leste asiático. Dessa forma, o fluxo de capitais nessas economias parece não desviar a taxa de crescimento real daquela prevista pelo modelo.

O período de 1955-1998 foi analisado por Jayme Jr. (2003) num trabalho que também tem como objetivo testar a LT para o Brasil, por meio de técnicas de cointegração, através de um modelo VEC. As variáveis utilizadas foram o PIB e as exportações brasileiras. Pela relação de longo prazo entre as variáveis, a elasticidade-renda da demanda por importações implícita encontrada foi de 2,38 para o período inteiro. Com a intenção de verificar o impacto da abertura comercial nos anos de 1990, o autor fez duas comparações. A primeira delas foi comparando o período 1955-1980 com o período 1981-1998. Pelos resultados encontrados, a elasticidade-renda da demanda por importações implícita reduziu de 2,58 para 2,50, o que, segundo o autor, poderia indicar que o crescimento econômico brasileiro não foi restringido pela elasticidade-renda da demanda por importações.

Porém, ao comparar o período 1966-1980 com o período 1981-1998, época em que, segundo Jayme Jr. (2003), a economia estava mais aberta, o resultado para a referida elasticidade mudou de 2,21 para 2,58. A justificativa apresentada é a de que o aumento na elasticidade-renda da demanda por importações não explica totalmente a desaceleração do crescimento da economia após 1981. Como se identificou uma relação de cointegração entre as variáveis analisadas (PIB e exportações), é plausível, segundo Jayme Jr. (2003), supor que o modelo de Thirlwall é válido para o Brasil. Ao analisar a relação de causalidade, no sentido de Granger, no curto prazo, o autor encontra que o PIB causa exportações, diferente da relação exposta em grande parte dos trabalhos que analisam a hipótese de Thirlwall, tal como o de López e Cruz (2000).

O objetivo do artigo de Holland, Vieira e Canuto (2004) foi estimar a taxa de crescimento de longo prazo compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos para a América Latina, tal como proposto por Thirlwall, e verificar se a taxa encontrada estava

próxima da real. A técnica econométrica para estimar as funções de importação foi a cointegração por meio de um VAR para a maioria dos países.

Ao analisar as séries de importação, exportação e produto interno real, em nível e primeira diferença, para Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Peru, Uruguai e Venezuela, Holland, Vieira e Canuto (2004) observaram que, de modo geral, as taxas de crescimento das importações eram mais elevadas que as de exportações, com exceção de Equador e Venezuela. Além disso, a variabilidade das importações foi maior do que a das exportações para todos os países, com exceção do México. Esse fato, de acordo com os autores, já sugere uma restrição dada pelo balanço de pagamentos para a região.

Posteriormente à realização dos testes estatísticos que serviram para dar robustez ao modelo, foram estimadas a elasticidade-renda da demanda por importações para todos os dez países da América Latina, executando um modelo em primeira diferença para o logaritmo da série de importação e do produto interno real, com a inclusão, nos casos necessários, do mecanismo de correção de erros, bem como da utilização de variáveis defasadas. Para o Brasil, no período que compreende os anos de 1951 até o ano de 2000, a elasticidade-renda da demanda por importações foi de 2,16.

Feito esse procedimento, foi necessário calcular a taxa de crescimento tal como proposta por Thirlwall (1979) e a sua comparação com a taxa de crescimento real. Para Argentina, Chile, Peru e Uruguai as duas taxas ficaram muito próximas. Para outros países, a diferença, para a maioria dos casos, ficou em torno de 1% a 1,5%. Para o Brasil, a taxa de crescimento calculada foi de 3,42% a.a., enquanto a real foi de 5,34% a.a. As diferenças, segundo os autores, podem ocorrer caso a taxa de crescimento de longo prazo dependa de outras variáveis que não foram incluídas na análise empírica.

Uma das conclusões a que Holland, Vieira e Canuto (2004) chegaram é que existe uma forte evidência de associação entre o produto interno real, exportação e importação, principalmente para o Brasil e Chile. Também foi reconhecido que possivelmente existem outras variáveis que podem interferir na taxa de crescimento de longo prazo, como a taxa de câmbio e fluxo de capital. Em face dos resultados encontrados pela análise empírica, os autores afirmaram que a economia latino-americana não estava imune à restrição externa e, dessa forma, sugeriram que era necessário que os países alterassem a especialização de sua produção, caso o objetivo fosse alcançar uma taxa de crescimento econômico sustentável.

O modelo de Thirlwall de restrição no balanço de pagamentos para o crescimento econômico brasileiro foi analisado também por Vieira e Holland (2008) para o período de 1900-2005, além dos subperíodos 1900-1970 e 1971-2005, utilizando técnicas de

cointegração. A subdivisão em dois períodos investiga tanto a fase de crescimento brasileiro liderado pelas exportações de bens primários e baseado na industrialização, como também a fase em que os fluxos de capitais externos tiveram maior importância. A taxa de crescimento nesse trabalho foi calculada de acordo com o modelo original de Thirlwall (1979).

A relevância desse trabalho reside principalmente no fato de questionar um dos pontos da LT, tal como exposto por McCombie (1992), de que os preços relativos não possuem relevância para a função demanda por importações. Para tanto, Vieira e Holland (2008) incluíram os termos de troca na equação de demanda de importação e verificaram se a inclusão altera a elasticidade-renda da demanda por importações. Na análise dos resultados, somente para o período 1900-1970 a elasticidade-preço pode ser considerada significativa. Embora esse parâmetro não possa ser considerado significativo para os períodos 1971-2005 e 1900-2005, a sua inclusão alterou a elasticidade-renda da demanda por importação, aumentando, em aproximadamente 12,77%, para o primeiro período, passando de 2,62 para 2,95 e, para o todo o período analisado, houve uma redução de 19,36% na elasticidade, passando de 1,56 para 1,26.

A inclusão dos termos de troca na equação de demanda por importações ainda fez com que a taxa real de crescimento se aproximasse mais da taxa hipotética calculada pelo modelo original de Thirlwall (1979) para todas as situações. Esse fato, como bem evidenciado pelos autores, foi o oposto daquele apresentado por Atesoglu (1993) em que os termos de troca não afetaram a elasticidade-renda estimada. Os autores também alertaram que, possivelmente, a diferença entre a taxa de crescimento real e a estimada tenha ocorrido pela desconsideração do fluxo de capitais, uma vez que os termos de troca contribuem pouco para explicar essa diferença.

Carvalho (2007), utilizando-se de dados anuais de 1930 a 2004, buscou compreender o período de substituição de importações (1930-1980) e o “novo modelo econômico” (década de 1990). Para isso, foram realizados cinco experimentos, cada um visando o alcance de um objetivo específico. Dentre todas as especificações propostas a partir da LT, a autora testou o modelo que melhor se adequava ao crescimento brasileiro para o período em questão. Entre os cinco modelos analisados, aqueles que incluíam os termos de troca se aproximaram mais da taxa real de crescimento.

O modelo proposto por Carvalho (2007), que incluía a conta capital e o pagamento de serviços do capital, termos de troca, não impondo limites à entrada de capital, foi um dos modelos que apresentou resultado estatisticamente igual ao crescimento real. Cabe destacar que o crescimento obtido por esse modelo foi de 4,5% a.a. Pelo modelo proposto por

Thirlwall e Hussain (1982), chegou-se ao resultado de 5,2% a.a., enquanto o crescimento real da renda para o período foi de 5% a.a. Com isso, dos 4,5% a.a. do crescimento do modelo proposto por Carvalho (2007), 4,3% são pela razão das elasticidades-renda, já 1,4% se deu pelos termos de troca e, por fim, o componente financeiro contribuiu negativamente para o crescimento do PIB em 1,2%. Essa contribuição negativa foi totalmente ocasionada pelo pagamento dos serviços da dívida e não pelo fluxo de capitais. Pelos resultados obtidos, Carvalho (2007) concluiu que entre 1930 e 2004 o crescimento brasileiro foi compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos.

Outro resultado obtido por essa autora foi que, quando o crescimento real do produto brasileiro se afasta daquele compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos, a renda real interna é a única variável que se ajusta, no curto prazo, para o crescimento retornar àquele ajustado com o de equilíbrio de longo prazo das contas externas. As outras variáveis exógenas testadas: exportações, câmbio e componente financeiro não foram responsáveis pela recondução dessa trajetória. Carvalho (2007) também concluiu que a condição de Marshall-Lerner não é válida para o Brasil. Ou seja, uma desvalorização cambial não aumenta as exportações, ou seja, o ajuste via alterações na taxa de câmbio real é ineficiente para a economia brasileira.

Carvalho, Lima e Santos (2008) fizeram uma análise empírica do comportamento da taxa de crescimento da economia brasileira para o ano de 1948 até 2004, utilizando a abordagem de crescimento com restrição externa. Os autores buscaram verificar em que medida a taxa de crescimento de longo prazo foi limitada pelo equilíbrio das contas externas. Para isso, realizaram dois testes, a partir do arcabouço teórico desenvolvido inicialmente por Thirlwall: o primeiro teste foi utilizando o modelo de Thirlwall (1979), que considera apenas a balança comercial, e o segundo, que considera o fluxo de capitais e o endividamento externo, tal como foi apresentado em Moreno-Brid (2003). Logo, um dos objetivos desse trabalho era verificar qual modelo melhor se adequava para o caso brasileiro no referido período, dado que, nos anos de 1980, muitas economias em desenvolvimento passaram por um período em que o pagamento dos juros da dívida externa passou a ser mais elevado em função das crises internacionais.

A equação estimada para as importações considerou a renda real interna e o câmbio real. A estimação dos parâmetros ocorreu por cointegração, utilizando a metodologia de Johansen, através de um modelo VAR de ordem 1. Na relação de longo prazo, foi obtido o parâmetro de 1,8 para a elasticidade-renda e -0,27 para a elasticidade-preço da demanda por importações. Porém, a elasticidade-preço da demanda por importações foi considerada não

significativa. Tanto pelo modelo de Thirlwall (1979), quanto pelo modelo de Moreno-Brid (2003), não se pode rejeitar a hipótese de que o parâmetro estimado para a renda é igual ao parâmetro hipotético, dado pelas equações de Thirlwall (elasticidade-renda da demanda por importações hipotética igual a 1,71) e por Moreno-Brid (elasticidade-renda da demanda por importações hipotética igual a 1,80).

Como a elasticidade hipotética calculada para a elasticidade-renda da demanda por importações, considerando o modelo de Moreno-Brid (2003), está mais próxima da elasticidade-renda efetiva, calculada na função demanda por importações, os autores concluem que a especificação que inclui o pagamento dos juros e a sustentabilidade do endividamento ficou mais próxima da estimada, embora para ambos os modelos os níveis de confiança tenham sido elevados.

Além disso, de acordo com os autores, não é correto afirmar que um modelo explica significativamente mais que o outro o crescimento econômico brasileiro. De modo geral, a análise empírica corrobora a legitimidade da abordagem de crescimento sob restrição externa para o Brasil e da importância das elasticidade-renda da demanda de importação e exportação, mesmo que através de sua taxa de crescimento, como um limitador da taxa de crescimento da economia.

No estudo de Lima e Carvalho (2008) foi estimada a equação de equilíbrio externo, tal como nos trabalhos de Bértola, Higachi e Porcile (2002), López e Cruz (2000) e Jayme Jr. (2003), em vez de estimar a função demanda por importações. O objetivo era analisar o comportamento do produto e da renda agregada no Brasil. Nesse trabalho de Lima e Carvalho (2008) foi, também, utilizada a técnica de cointegração e o modelo estimado é um VEC, o que permite estimar a equação de longo prazo e também permite verificar quais variáveis se ajustam no curto prazo para que a equação retorne ao equilíbrio de longo prazo. Além disso, o modelo considera a parte financeira do balanço de pagamentos ao incluir o pagamento de rendas do capital e o saldo em transações correntes. Conforme exposto pelos autores, como todos os componentes do balanço de pagamentos estão inseridos na equação estimada (renda real interna, exportações, componente financeiro e câmbio real), tem-se uma identidade de longo prazo.

Então, ao estimar a equação de equilíbrio externo de longo prazo, para o Brasil, considerando dados anuais dos anos de 1930 até 2004, Lima e Carvalho (2008) concluíram que a única variável que foi estatisticamente significativa foram as exportações. O componente financeiro somente seria significativo a 20% e a variável que representa os termos de troca não pode ser considerada significativa. Esse fato, segundo os autores, está de

acordo com a abordagem de Thirlwall. Ao analisar os coeficientes de ajustamento, observou-se que a renda real interna é a única variável que se moveria no curto prazo para retornar ao equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, exportações, taxa de câmbio real e componente financeiro são fracamente exógenas e não são responsáveis para a recondução do equilíbrio externo. Ou seja, a renda interna é endógena ao equilíbrio externo, ratificando uma das afirmações do modelo de crescimento com restrição de Thirlwall.

Outra constatação foi a de que as exportações não são causadas, no sentido de Granger, considerando 5% de nível de significância, seja pela renda, pelo componente financeiro ou pelo câmbio real. Nesse contexto, esses resultados não satisfazem a hipótese de Krugman (1989), ao menos para o Brasil, a 5% de significância, de que o ajuste do balanço de pagamentos ocorreria por meio do ajuste da elasticidade das exportações, que reagiriam a variações na renda.

Outro estudo que se destaca, tanto pelos resultados, como pelo fato de os autores proporem uma nova extensão teórica, já tratada no capítulo anterior, é o trabalho de Carvalho e Lima (2009). O trabalho empírico se propôs a analisar a perda de dinamismo do crescimento da economia brasileira após o ano de 1980 e a quebra estrutural na elasticidade-renda das importações que houve nos anos de 1990 devido à nova estratégia de desenvolvimento. Uma das hipóteses testadas pelos autores foi a de que, embora as reformas liberalizantes tenham impactado positivamente a produtividade, a estrutura de especialização aumentou a restrição externa do país.

O período estudado foi do ano de 1930 até 2004. A equação de importação foi dada pela forma convencional, incluindo as elasticidades-renda e preço. A equação, depois das variáveis serem postas em logaritmo, foi analisada por técnicas de cointegração. Pela relação de longo prazo da função de importação, a elasticidade-renda foi significativa e foi estimada em 1,21. Já a elasticidade-preço, cujo resultado foi 0,93, apresentou sinal diferente do esperado, mas foi considerada não significativa a 5%. Dados esses resultados, Carvalho e Lima (2009) calcularam o crescimento do produto compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos a partir da nova formulação. A vantagem dessa nova especificação, construída pelos próprios autores, foi verificar a importância de cada componente no equilíbrio do balanço de pagamentos.

O resultado encontrado foi uma taxa de crescimento de 4,5% a.a. que não pode ser considerada estatisticamente diferente da taxa real verificada para o período, que foi de 5% a.a., o que sugere que o crescimento da economia brasileira, para esse período, foi compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos. Com efeito, do crescimento de 4,5% a.a., 4,3%

a.a. pode ser atribuída à LT original, que inclui somente a balança comercial, 1,4% se refere aos termos de troca, o componente financeiro e o pagamento do serviço da dívida foram ambos negativos em 1,2%. E o fluxo de capital teve efeito nulo para o período analisado. Essas verificações, como bem observadas por Carvalho e Lima (2009), são semelhantes às de Ferreira (2001), pois, para ambos os trabalhos, os fluxos de capitais não contribuíram para ampliar a restrição externa, e o pagamento dos serviços da dívida contribuiu negativamente para o equilíbrio do balanço de pagamentos.

O segundo exercício realizado por Carvalho e Lima (2009) foi a análise da quebra estrutural. Para isso, a função de importação foi estimada por MQO em primeira diferença, dada a facilidade desse método na imposição de *dummies* de declividade. A quebra estrutural foi significativa nos anos de 1990, principalmente a partir de 1994. Uma das conclusões a que os autores chegaram é que as importações, no Brasil, passaram a responder mais a alterações na renda a partir da década de 1990.

Considerando a quebra estrutural no ano de 1994, Carvalho e Lima (2009) subdividiram o período, estimando novamente as elasticidades-renda e preço para dois períodos: 1930-1993 e 1994-2004. Houve alteração considerável nos resultados. Enquanto a elasticidade-renda para o primeiro período foi de 1,22, para o segundo período, o resultado foi de 4,46. E a elasticidade-preço passou de -0,34 para -0,14.

Foram recalculadas as taxas de crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos para os dois períodos. E, segundo Carvalho e Lima (2009), a quebra estrutural ocorreu mais pela razão das elasticidades-renda do comércio internacional, pois para o período 1930-1993, esse componente contribuiu em 7% para o equilíbrio do balanço de pagamentos, enquanto para 1994-2004 o resultado para esse componente foi de 1,3%, o que, para os autores, explica a grande perda de dinamismo do crescimento econômico brasileiro.

Com esses resultados, Carvalho e Lima (2009) concluíram que a estrutura produtiva é um fator que deve ser levado em consideração quando se analisa o crescimento da economia, uma vez que o lado comercial parece explicar mais o crescimento de longo prazo compatível com o balanço de pagamentos, revelando coerência com a abordagem estruturalista.

Carvalho, Gouvea e Lima (2011) analisaram se a competitividade estrutural brasileira, no período dos anos de 1992 a 2008, refletia as elasticidades-renda das exportações e das importações. O objetivo foi verificar se houve mudanças estruturais nas elasticidades-renda do comércio exterior brasileiro. Para isso, os cálculos são realizados para a LT original e para a LTMS, desenvolvida por Araújo e Lima (2007). Primeiramente, os autores buscam identificar quebras estruturais nas variáveis relacionadas à competitividade estrutural. Para

isso, as funções demanda por importações e por exportações são estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em primeiras diferenças para o período de 1932-2008. A análise de quebras estruturais nas elasticidades-renda ocorreu por meio de variáveis *dummies* de declividade e de quebra de nível por meio de *dummy* de intercepto.

Os autores constataram a existência de uma quebra estrutural (positiva) na elasticidade-renda das importações para o período 1992-2002, possivelmente relacionada ao processo de abertura comercial. Segundo os autores, *coeteris paribus*, a elevação na elasticidade-renda das importações tende a reduzir a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio externo permitido pelo componente de competitividade estrutural da restrição externa. No período 2003-2008 não foi verificada a presença de quebras estruturais. Os autores também não detectaram quebras estruturais na elasticidade-renda das exportações para o período 1992-2002. Considerando todo o período, uma vez que os autores subdividem esse período em outros dois (1992-2002: abertura comercial nos anos de 1990 e governo Fernando Henrique Cardoso e 2003-2008: governo Lula), para a elasticidade-renda das importações foi obtido um coeficiente de 2,30.

Para o período que compreende os anos de 2003 até o ano de 2008, foi detectado um aumento na função demanda por exportações, porém não foi possível afirmar se a quebra é estrutural ou apenas uma quebra no intercepto. Uma quebra estrutural seria identificada por meio de uma elevação na elasticidade-renda das exportações, cujo acréscimo refletiria também no aumento da competitividade estrutural e na capacidade de crescimento sustentado decorrente dessa competitividade. Segundo os autores, uma quebra no intercepto possibilitaria um crescimento maior por determinado período de tempo, porém sem reflexos na capacidade estrutural de crescimento ao longo do tempo. Para Carvalho, Gouvea e Lima (2011) não é possível assegurar se esse aumento é decorrente de uma elevação na participação de setores com maior elasticidade-renda das exportações ou se é resultado de uma mudança nas preferências internacionais por produtos brasileiros, logo essa quebra foi considerada indefinida pelos autores. Considerando o período completo, o coeficiente obtido para a elasticidade-renda da demanda das exportações foi de 0,92.

Os autores partem para os estudos setoriais. As equações de importação e exportação na análise multissetorial foram estimadas por técnicas de cointegração. O período considerado foi do ano de 1962 até 2006. Os dados foram arranjados por atividade econômica em dezoito setores, cujas estimações foram realizadas separadamente. A partir dessas elasticidades, os autores calcularam os valores para a LT original e a LTMS, confrontando os resultados com a taxa média de crescimento *per capita* verificada no período. Por consequência, os autores

constataram que o crescimento da economia brasileira para o período dos anos de 1962-2006 foi restrito pelo balanço de pagamentos, haja vista que não foi possível rejeitar a hipótese de igualdade entre a taxa média de crescimento efetiva e as taxas médias dadas pela LT original (agregada) e LTMS. Com esse resultado, é destacado que a versão multissetorial possui a vantagem de permitir a verificação de qual é o efeito da composição da estrutura da balança comercial na restrição externa.

Nesse contexto, Carvalho, Gouvea e Lima (2011) concluem que a abordagem de crescimento econômico sob restrição externa contribui para estratégias de desenvolvimento, uma vez que o padrão de especialização da estrutura produtiva, refletido na razão das elasticidades-renda do comércio internacional, desempenha um papel importante na capacidade de crescimento econômico sustentado de um país. Para as exportações, além da elevação do volume, é necessário promover a alteração da pauta, dado que ainda prevalece um padrão de especialização perverso, ocasionada pela reduzida participação das exportações brasileiras em setores dinâmicos do comércio internacional.

Soares e Teixeira (2012) estudaram a LTMS e acrescentaram que a LTMS pode ser interpretada como uma alternativa para explicar as diferentes taxas de crescimento dos países. Segundo os autores, como o equilíbrio consistente com o balanço de pagamentos, de acordo com a LT, pode ser estimulado com a elevação das exportações, o que, a princípio, depende do crescimento da renda mundial, a LTMS pode ser uma alternativa para ambiente de crises econômicas, em que a elevação das exportações ocorre por mudanças estruturais no interior dos setores. Utilizando essa abordagem, apresentada por Araújo e Lima (2007), os autores estudaram as exportações desagregadas conforme categorias de uso e fator agregado, com dados trimestrais, utilizando técnicas de séries temporais para estimação das elasticidades. A LTMS também foi testada por setores, de acordo com os níveis de intensidade tecnológica, com dados anuais, utilizando a técnica de estimação em painel. O período estudado compreendeu os anos de 1980 até 2011.

A elasticidade-renda da demanda por importações é obtida de três formas, e esse é um dos aspectos centrais do trabalho de Soares e Teixeira (2012): a primeira delas é a partir da própria LT, considerando a razão dada entre a taxa de crescimento das exportações e a taxa de crescimento do produto; a segunda é obtida pela estimação da função demanda por importações, tal como McCombie (1989, 1997) e a terceira é fornecida por meio de técnicas de cointegração entre a taxa de crescimento do produto e a taxa de crescimento das exportações, conforme Atesoglu (1997). As elasticidades-renda da demanda por importações

estimadas foram de 1,81, 1,42 e 2,23, respectivamente, considerando a função demanda por importações total, utilizando dados trimestrais.

De modo geral, os autores concluíram que, com relação à questão da causalidade, na maioria dos setores analisados, é válida a hipótese de exportações impulsionadas pelo crescimento – GLE (*Growth led Exports*). Analisando o período que vai do ano de 1980 até 1994 e de 1995 até 2011, os autores observaram uma redução da elasticidade-renda da demanda por importações, embora tenha mantido um padrão de elasticidade maior para setores de bens duráveis e combustíveis. Além disso, os efeitos do câmbio, seja no modelo de Thirlwall ou na equação de importação, se mostraram estatisticamente significativos, impactando os setores de bens duráveis, combustíveis e produtos manufaturados.

Outro resultado obtido foi que as elasticidades ficaram abaixo da elasticidade consistente com o equilíbrio do balanço de pagamentos, com exceção dos bens duráveis. Segundo Soares e Teixeira (2012), McCombie e Thirlwall (1994) afirmam que esse resultado pode ser consequência do acúmulo de superávit na balança comercial. Quando a análise se desloca para o nível de intensidade tecnológica, os autores observaram que, nos últimos quinze anos anteriores ao ano de 2011, ocorreu uma intensificação na importação de produtos de média alta e média baixa tecnologia. De fato, a dependência externa é confirmada com o aumento das elasticidades-renda nesses setores.

Dessa forma, Soares e Teixeira (2012) afirmam que a liderança do Brasil na exportação de produtos agrícolas está acompanhada de um processo de desindustrialização e que embora se reconheça a necessidade de fortalecer a indústria nacional e impulsionar as exportações, os resultados mostram que ocorreu um crescimento com restrição externa e uma dependência tecnológica, cujo padrão tende a ser mantido apesar de algumas mudanças estruturais na economia.

Nassif, Feijó e Araújo (2012) apresentam uma abordagem baseada em Kaldor-Thirlwall, num trabalho que investigou as forças motoras do comportamento da produtividade e do desenvolvimento econômico no longo prazo para o caso brasileiro. O trabalho desses autores também traz algumas considerações sobre o debate de desindustrialização no Brasil. Aqui, será dada atenção principalmente às elasticidades estimadas e a hipótese de restrição externa. As elasticidades foram calculadas considerando os subperíodos, por meio de regressão, utilizando mínimos quadrados ordinários: terceiro trimestre de 1980 até o quarto trimestre de 1998 e do primeiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2010. Para o primeiro período, 1980(3)-1998(4), na função demanda por importação, o parâmetro estimado para a elasticidade-preço foi de -0,612 e o parâmetro estimado para a elasticidade-renda foi de

1,967. Para a essa função, considerando o segundo período, 1999(1)-2010(2), o parâmetro estimado para a elasticidade-preço foi de -0.279 e o parâmetro estimado para a elasticidade-renda foi de 3,361.

No caso da função demanda por exportações, para o período 1980(3)-1998(4), o parâmetro estimado para a elasticidade-preço foi de 0,371 e para a elasticidade-renda foi de 1,358. Já para 1999(1)-2010(2), o parâmetro estimado para a elasticidade-preço foi de 0,374 e para a elasticidade-renda foi de 1,329. Com base em outras análises realizadas ao longo desse artigo e pela razão das elasticidades, conforme exposto por Thirlwall (1979), Nassif, Feijó e Araújo (2012, p. 16) argumentam que *“this results means that Brazil, by having augmented the technological gap and being notably far from the average world economic growth in the last decade, entered into a clear trajectory of falling behind”*.

A Tabela 1 mostra uma síntese dos principais resultados encontrados para as elasticidades-renda nas funções demanda por exportações e importações nas pesquisas ora apresentadas para o Brasil.

Tabela 1 - Síntese dos parâmetros estimados para as elasticidades-renda nas funções demanda por exportações e importações, considerando a hipótese de Thirlwall

Autor(es)	ϵ	π	Período	Método
Thirlwall e Hussain (1982)	N. C.	2,05	1969-1978	Não informado
López e Cruz (2000)	0,59	1,60	1965-1996	VAR
Ferreira (2001)	N. C.	1,05	1949-1999	ARDL
Ferreira (2001)	N. C.	0,96	1949-1999	VEC
Perraton (2003)	1,92	1,77	1973-1995	VEC
Jayme Jr. (2003)	N. C.	2,38	1955-1998	VEC
Jayme Jr. (2003)*	N. C.	2,58	1955-1980	VEC
Jayme Jr. (2003)*	N. C.	2,50	1981-1998	VEC
Jayme Jr. (2003)*	N. C.	2,21	1966-1980	VEC
Holland, Vieira e Canuto (2004)	N. C.	2,16	1951-2000	VAR
Vieira e Holland (2008)	N. C.	1,56	1900-2005	VAR
Vieira e Holland (2008): com TT	N. C.	1,26	1900-2005	VAR
Vieira e Holland (2008)*	N. C.	1,51	1900-1970	VAR
Vieira e Holland (2008)*: com TT	N. C.	1,22	1900-1970	VAR
Vieira e Holland (2008)*	N. C.	2,62	1971-2005	VAR
Vieira e Holland (2008)*: com TT	N. C.	2,95	1971-2005	VAR
Carvalho (2007)	N. C.	1,21	1930-2004	VEC
Carvalho (2007)	N. C.	1,37	1930-2004	Regressão (MQO)

Continua...

Conclusão.

Autor(es)	ε	π	Período	Método
Carvalho (2007)*: com quebras	N. C.	1,22	1930-1993	Regressão (MQO)
Carvalho (2007)*: com quebras	N. C.	4,46	1994-2004	Regressão (MQO)
Carvalho, Lima e Santos (2008)	N. C.	1,80	1948-2004	VEC
Carvalho e Lima (2009)	N. C.	1,21	1930-2004	VEC
Carvalho, Gouvea e Lima (2011)	0,92	2,30	1992-2008	Regressão (MQO)
Carvalho, Gouvea e Lima (2011): <i>du</i>	0,85	2,37	1992-2008	Regressão (MQO)
Carvalho, Gouvea e Lima (2011): <i>du</i>	0,8	2,36	2003-2008	Regressão (MQO)
Soares e Teixeira (2012)	N. C.	2,23	1980-2011	VEC
Soares e Teixeira (2012)	N. C.	1,42	1980-2011	ARDL
Soares e Teixeira (2012)	N. C.	1,81	1980-2011	Derivada da LT
Nassif, Feijó e Araújo (2012)	1,36	1,97	1980(3)-1998(4)	Regressão (MQO)
Nassif, Feijó e Araújo (2012)*	1,33	3,36	1999(1)-2010(2)	Regressão (MQO)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O (*) indica que o trabalho foi subdividido em subperíodos. ε é a elasticidade-renda da demanda por exportações e π é a elasticidade-renda da demanda por importações e N.C. significa não calculada. Na pesquisa de Vieira e Holland (2008), TT significa que a função demanda por importações foi estimada considerando os termos de troca (taxa de câmbio real). No trabalho de Carvalho (2007), as quebras estruturais incluídas ocorreram nos anos de 1980 e 1990. Na pesquisa de Carvalho, Gouvea e Lima (2011), *du* significa a inclusão de *dummies* para a estimação dos parâmetros.

De modo geral, os trabalhos ora expostos possuem resultados bastante semelhantes para a economia brasileira, mesmo que analisados em períodos diversos, além de validarem a hipótese de que o setor externo determina a taxa de crescimento, tal como proposto pela LT. Em muitos trabalhos,¹ as funções foram estimadas por meio de técnicas de cointegração, denotando a presença de relação de longo prazo entre as séries envolvidas. Para alguns estudos, como aqueles de Thirlwall e Hussain (1982), Moreno-Brid e Perez (1999), López e Cruz (2000), Ferreira (2001), Bértola, Higachi e Porcile (2002), Carvalho, Lima e Santos (2008) e Carvalho e Lima (2009), o parâmetro estimado para a elasticidade-preço na função demanda por importações foi considerado, estatisticamente, não significativo.

A exclusão da elasticidade-preço na função demanda por importações pode comprometer o resultado do parâmetro estimado para a elasticidade-renda, como ponderado por Vieira e Holland (2008). A condição de Marshall-Lerner, explicitamente, não foi considerada válida em três trabalhos: López e Cruz (2000), Bértola, Higachi e Porcile (2002) e Carvalho (2007) para o caso brasileiro.

¹ Moreno-Brid e Pérez (1999), López e Cruz (2000), Ferreira (2001), Bértola, Higachi e Porcile (2002), Jayme Jr. (2003), Holland, Vieira e Canuto (2004), Vieira e Holland (2008), Carvalho, Lima e Santos (2008), Carvalho, Gouvea e Lima (2011), Soares e Teixeira (2011).

Em trabalhos nos quais as funções estimadas foram subdivididas em períodos menores, com a intenção de comparar as elasticidades obtidas em algum período com aquele de maior abertura comercial² e, portanto, mais recente, observa-se um aprofundamento da restrição externa. Para todos os casos, a abertura comercial piorou o resultado para a elasticidade-renda da demanda por importações, reduzindo a renda interna compatível com o balanço de pagamentos. Os estudos setoriais, por meio daquela que ficou conhecida como LTMS, parecem contemplar a importância da estrutura produtiva, tal como proposto por Carvalho, Gouvea e Lima (2011) e Soares e Teixeira (2012).

Como esta dissertação se propõe a estimar as funções demanda por exportações e importações, na próxima seção serão expostos alguns trabalhos que também estimaram essas funções, mesmo sem considerar a LT.

² Jayme Jr (2003), Vieira e Holland (2008), Carvalho e Lima (2009) e Nassif, Feijó e Araújo (2012).

3.2 A FUNÇÃO DEMANDA POR EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS

Esta seção tem por finalidade analisar os trabalhos que tiveram como objetivo estimar as funções demanda por importações e exportações brasileiras, sem considerar a hipótese de Thirlwall. Além disso, a intenção também é verificar os parâmetros estimados, as variáveis incluídas no modelo e método utilizado para a análise. Para isso, foram considerados estudos que possuíam em sua amostra o período que será analisado neste trabalho: os anos de 1995 até 2013.

Verificar se as importações brasileiras eram função da disponibilidade de divisas foi o objetivo do trabalho de Resende (2001). Para testar essa possibilidade, a função importação foi estimada também por categoria de uso.³ Será dada ênfase aqui na função importação total estimada, compreendendo o primeiro trimestre de 1978 ao quarto trimestre de 1998. A variável disponibilidade de divisas foi incluída no modelo para representar a capacidade de importar da economia e foi dada pela razão entre o somatório da receita com exportações, fluxo de capitais (juros, lucros e dividendos, investimento direto líquido, empréstimos e financiamentos de médio e longo prazos e amortizações), os erros e omissões e índice de preços das importações totais. A inclusão dessa variável entre as variáveis explicativas da função decorre do fato de o autor acreditar que, para países em desenvolvimento, existe uma restrição quanto à quantidade que se pode importar, dada pela oferta de divisas estrangeiras.

Resende (2001) também incluiu as variáveis taxa de câmbio nominal, capacidade instalada, PIB brasileiro, o *quantum* de importação, além da inclusão de *dummies*. O método utilizado foi o de cointegração, por meio de correção de erros de Engle-Granger e o procedimento de Johansen. Os resultados encontrados, resumidamente, foram:

- a) A capacidade instalada não foi considerada estatisticamente diferente de zero;
- b) Até o quarto trimestre de 1989, o coeficiente estimado para a elasticidade-renda da demanda por importações foi baixo (0,54). Porém, a partir do primeiro trimestre de 1990, essa elasticidade passa para 3,85. Conforme destacado pelo autor, o processo de abertura comercial nos anos de 1990 tornou a procura por importações mais sensível a alterações na renda doméstica.
- c) Até o terceiro trimestre de 1994, a elasticidade-preço da demanda por importações não foi estatisticamente diferente de zero. Após esse período, ela passa a ter o

³ Os resultados encontrados por Resende (2001) estão sintetizados no seu trabalho na Tabela 12, p. 323.

valor de -1,39. Segundo Resende (2001), esse resultado sugere que a estabilização monetária elevou a sensibilidade dos agentes a alterações nos preços relativos das importações.

- d) A variável capacidade para importar apresentou comportamento instável, dada a ruptura no terceiro trimestre de 1994. Até esse período, o parâmetro foi 0,63. Após o Plano Real, essa elasticidade foi para -0,03. O autor relaciona essa modificação à estratégia de acúmulo de reserva de divisas do Banco Central, com a intenção de manter a âncora cambial.

O autor então concluiu que, para o período analisado, não se pode rejeitar a hipótese de que as importações brasileiras são explicadas pela disponibilidade de divisas até o terceiro trimestre do ano de 1994. A partir desse trimestre, Resende (2001) destaca que há um deslocamento no comportamento das variáveis “disponibilidade de moeda estrangeira” e “importações”, demonstrando a vulnerabilidade externa da economia brasileira, dando indícios da falta de competitividade da economia. Outra constatação feita pelo autor foi que a industrialização contribuiu para a redução da restrição externa, porém os resultados de seu trabalho apontaram que a restrição externa ainda era elevada, o que leva o Brasil a ter que interromper seus ciclos de crescimento a partir das instabilidades no comércio e mercado financeiro internacional.

Considerando praticamente esse mesmo período (1978 até 1999), Silva, Portugal e Cechin (2001) estimaram funções não lineares de importação para o Brasil, por meio da metodologia de redes neurais artificiais. As estimações foram feitas para as importações totais e também para as importações de bens intermediários. O objetivo foi, além de estimar as funções, verificar a sensibilidade das saídas das redes a estímulos nas variáveis de entrada, dado a dado e através da formação de *clusters*, com a intenção de agrupar os dados de entrada com características semelhantes. Nesta dissertação, serão analisados apenas os resultados obtidos pela metodologia de redes neurais.

Para estimar a função demanda por importações totais, foram utilizadas as seguintes variáveis: volume de importações totais, PIB, taxa de câmbio real, utilizando o índice geral de preços como preço interno e a taxa de utilização da capacidade produtiva. Na análise dos resultados, foi realizada uma subdivisão em três períodos: o primeiro trimestre de 1978 ao terceiro trimestre de 1989, do quarto trimestre de 1989 ao segundo trimestre de 1994 e terceiro trimestre de 1994 ao quarto trimestre de 1999. A escolha desses períodos foi realizada por análise gráfica, que, segundo os autores, indicava mudanças estruturais mais

significativas. As elasticidades-renda médias encontradas para a função demanda por importações totais foram de -0,006097 (1978.1 até 1989.3); 0,179801 (1989.4 até 1994.2) e de 1,227445 (1994.3 até 1999.4). Para a elasticidade-preço, os coeficientes estimados foram de -0,225738; -0,90537; -1,175467, respectivamente e para a capacidade produtiva as elasticidades médias encontradas foram de 0,050331; 0,04423 e 0,290725, seguindo a ordem cronológica.

Para o primeiro período, o impacto das três séries de entrada (PIB, utilização da capacidade produtiva e taxa de câmbio real) sobre a série de saída importação total apresentadas no primeiro período foi bem reduzido. No entanto, para a taxa de câmbio real e a utilização da capacidade produtiva foram os maiores valores, explicando melhor a série. Para o segundo período (primeiro trimestre de 1990 até o segundo trimestre de 1994), há uma elevação nas elasticidades médias para as séries de entrada do PIB e taxa de câmbio sobre a série de saída importação total. A explicação dessa mudança qualitativa, como destacada por Silva, Portugal e Cechin (2001), foi motivada pela abertura econômica iniciada em 1989, que deu maior liberdade ao processo de importações no Brasil. Além disso, para o primeiro período, as barreiras às importações fizeram com que elevações na renda interna fossem direcionadas para produtos nacionais em vez de estrangeiros.

Para o último subperíodo, duas variáveis de entrada mostraram um impacto maior. Principalmente para o PIB e para a taxa de câmbio, os autores encontraram uma elasticidade maior, o que indica uma elevação na sensibilidade dessas variáveis às importações. Em sentido contrário, a utilização da capacidade produtiva foi considerada irrelevante. Silva, Portugal e Cechin (2001) explicaram que isso ocorreu principalmente em função da alteração na política de importação nos anos de 1980 e 1990.

Em 1980, a indústria brasileira entra numa fase recessiva, dado que as restrições não tarifárias, a questão inflacionária e o volume de bens importados justificam a estagnação da utilização de capacidade em incentivar as importações. Observa-se que o trabalho de Silva, Portugal e Cachin (2001) inovou no método, pois permite que os parâmetros sejam estimados sem a imposição de uma determinada forma funcional. Porém, ainda persiste no problema de imposição de quebras estruturais, que ocorrem via análise gráfica ou por algum fato histórico ou econômico julgado relevante.

O trabalho de Morais e Portugal (2004), utilizando dados anuais do ano de 1947 até 2002 e dados trimestrais que se iniciam no primeiro trimestre de 1978 até o segundo trimestre de 2002, aplicaram o modelo de Markov-Switching (MS-VEC) para analisar a equação de demanda por importações no Brasil e um modelo VAR/VEC. O objetivo desse trabalho foi

analisar se as diferentes políticas de comércio internacional adotadas no país, incluindo alterações em regimes cambiais e abertura comercial, e as crises internacionais resultaram em mudanças estruturais nas importações brasileiras. As variáveis utilizadas foram: *quantum* das importações, o PIB, taxa de câmbio real (para isso, foi utilizada a razão do nível de preços externos e do índice de preços domésticos multiplicado pela taxa de câmbio nominal e por uma variável denominada tarifas de importação) e o nível de atividade da economia.

Para os dados anuais, os autores determinaram um modelo VAR/VEC, utilizando a variável importação como dependente e as demais variáveis como explicativas. Num dos exercícios estatísticos, foi utilizada a variável “tarifas”. Esse trabalho também inovou no método, uma vez que o processo de construção de modelos Markov-Switching é resultado do cálculo de probabilidades de alterações de regimes derivadas do estudo das cadeias de Markov, além disso, a estimação obedece a um processo estocástico não-linear (MUNIZ; MOREIRA; CAJUEIRO, 2012). São estudados três períodos, que estão de acordo com a história econômica do Brasil. Nesta dissertação, dar-se-á ênfase aos parâmetros estimados.

Segundo Morais e Portugal (2004), os modelos com ou sem tarifas tiveram resultados bem próximos, porém optou-se pelo modelo com tarifas por conter maiores informações econômicas. Na estimação da função de longo prazo, os coeficientes foram de -0,648 e de 0,675 para a elasticidade-preço e renda das importações, respectivamente. No curto prazo, a constante e a elasticidade para a utilização da capacidade instalada foram consideradas não significativas. Nesse caso, o parâmetro para a elasticidade renda foi de 1,706 e para a elasticidade preço foi de -0,426. Num outro exercício estatístico, dessa vez com um modelo MS-VEC que utiliza uma formulação não linear foi obtido um coeficiente de 4,704 para a renda e -0,522 para a elasticidade-preço.

Ao utilizar os mesmos dados, porém no período trimestral, os coeficientes estimados pelo modelo linear foram de 0,821 para a elasticidade-renda, 2,622 para o parâmetro referente à utilização da capacidade produtiva e -0,91 para a elasticidade-preço da demanda por importações. Quando a estimação da função demanda por importações foi realizada por meio do modelo MS-VEC, os autores verificaram a possibilidade de analisar o que foi denominado por eles de três tipos de regimes. Cada regime compreende momentos distintos da economia brasileira em relação à abertura comercial.

Após a realização dos testes estatísticos, o modelo MS-VEC foi estimado com um *lag* e dois regimes, nos quais o Regime 1 caracterizou períodos de declínio das importações e o Regime 2 caracterizou períodos em que as importações apresentaram elevação. Para o Regime 1, o parâmetro estimado para o PIB foi 1,146 e para o PIB_{t-1} foi de 1,317, representando a

elasticidade-renda. Já para o índice da capacidade de produção, o parâmetro para o tempo t foi de -0,14 e para $t - 1$ foi -0,708, enquanto que para o câmbio, o parâmetro foi de 0,122 e para e_{t-1} foi -0,219. Para o Regime 2, os parâmetros estimados foram: não significativo, para a elasticidade-renda (PIB); 1,171 para a elasticidade-renda considerando PIB_{t-1} ; 2,616, para a elasticidade de renda cíclica, considerando a capacidade instalada no tempo t ; não significativo, para a elasticidade de renda cíclica, considerando a capacidade instalada no tempo $t-1$, -0,424 para a elasticidade-preço, considerando o câmbio no tempo t e não significativo, considerando o câmbio no tempo $t - 1$.

O trabalho de Skiendziel (2008) estimou as elasticidades das funções de oferta e demanda de importações e exportações para o Brasil, para o curto e longo prazos, utilizando o método generalizado de momentos (GMM), para o período compreendido entre os anos de 1991 até julho de 2007. Entre outros objetivos, também foi verificada a condição de Marshall-Lerner.

No caso das exportações, a função estimada incluiu as seguintes variáveis: quantidade demandada de exportações, taxa de câmbio real e o índice de *quantum* das importações dos principais parceiros comerciais do Brasil. Nesse caso, também foi utilizada como variável dependente a quantidade demandada de exportações defasada em um período. Para a função demanda por importações, as variáveis utilizadas foram: quantidade demandada por importações, razão entre o índice de preços das importações e o índice de preços interno multiplicada pelas tarifas internas de importação e câmbio real e a renda interna (PIB a preços de mercado). Para essa equação o período inicial foi o primeiro trimestre de 1992.

Os resultados encontrados por Skiendziel (2008) para as elasticidades renda e preço de curto prazo na função demanda por importações foram de 0,59 e -0,10, respectivamente, e para o longo prazo foram de 3,13 e -0,55. Já para a função demanda por exportações, as elasticidades renda e preço de curto prazo foram 0,24 e -0,11 e para o longo prazo os coeficientes foram de 2,22 para a renda e -0,98 para a elasticidade-preço. Por esses resultados, o autor verifica a validade da condição de Marshall-Lerner para o Brasil apenas no longo prazo, uma vez que, nesse caso, a soma das elasticidades, em valores absolutos, de demanda de importações e exportações é maior que a unidade. Esse resultado é o oposto daquele encontrado nos trabalhos de Bértola, Higachi e Porcile (2002) e Carvalho (2007).

Santos *et al.* (2011) também calcularam as elasticidades renda e preço para as exportações e importações brasileiras. Para a estimação, os autores utilizaram dados em painel estático e dinâmico, incluindo variáveis de todos os estados brasileiros, com exceção do estado do Tocantins. Para as exportações, o período utilizado foi do ano de 1992 até o ano de

2007. Já para as importações, o período final foi 2006. Foram utilizadas as séries de exportações e importações reais. A primeira série foi deflacionada pelo índice de preço das exportações e, no segundo caso, os autores utilizaram o índice de preços por atacado dos Estados Unidos. No caso da taxa de câmbio real, foi utilizada a série da taxa de câmbio real efetiva e como *proxy* da renda mundial foram utilizadas as importações mundiais deflacionadas pelo índice de preços das importações mundiais.

Os resultados gerados para um painel estático das exportações foram 1,258 como coeficiente para a elasticidade-renda e 0,24 para a elasticidade-preço. Nesse último caso, o parâmetro estimado somente pode ser considerado significativo a 10% de nível de significância. Para a constante, o valor ficou em -2,365. Quando os autores analisaram apenas o período 1992-2004, para a renda foi obtido um coeficiente igual a 0,657 e para o câmbio de 0,705. A constante nesse caso foi de -1,549. Santos *et al.* (2011) também calcularam as elasticidades preço e renda das exportações para os estados do Brasil, considerando o estimador através de painéis dinâmicos com estimador proposto por Arellano e Bond (1991).

Para esse exercício estatístico, que também considerou as exportações defasadas em um período, cujo coeficiente estimado foi de 0,689, para a elasticidade-renda o coeficiente foi de 0,334 e para a elasticidade-preço de 0,371. A explicação dessa queda nos coeficientes, com relação ao modelo estático, foi justificada pelos autores: uma vez que o coeficiente da exportação defasada em um período é significativo para o período, no caso, um ano, isso sugere que as exportações levam um tempo para se ajustar a variações na renda internacional e/ou taxa de câmbio real.

Para a função demanda por importação, as elasticidades para preço e renda, considerando o modelo estático, através de estimador de efeitos fixos, foram estimadas em -0,437 e 1,279, respectivamente. O valor estimado para a constante foi de 1,476. Já os resultados para os parâmetros, obtidos através do modelo de dados em painel dinâmico, de acordo com Santos *et al.* (2011) foram: 0,566 para as importações defasadas em um período, 0,469 para a renda e -0,396 para a elasticidade-preço. De forma semelhante, os autores justificaram que a redução na elasticidade-renda no modelo dinâmico ocorreu em função do ajustamento não automático das importações com relação às variáveis preço e renda.

Pode-se verificar que quando a função demanda por importações é subdividida em períodos menores, com intenção de verificar o impacto da abertura comercial, da implantação do Plano Real ou simplesmente analisar um período mais recente da economia brasileira, as elasticidades estimadas se tornam mais sensíveis às variações nas variáveis explicativas. Nos trabalhos de Skiendziel (2008) e Santos *et al.* (2011), pode-se notar que as elasticidades-renda

estimadas para a função exportação são menores do que aquelas estimadas para a função importação, sugerindo que a economia brasileira é vulnerável principalmente a variações na renda, dado que esse foi um parâmetro significativo nas equações estimadas, embora os trabalhos ora analisados não tenham traçado diretamente esse paralelo com a renda.

Após a realização da revisão teórica, cujas análises serão confrontadas com os resultados obtidos com os desta dissertação, no próximo capítulo, está exposta a metodologia que foi utilizada na análise empírica. Dessa forma, são apresentados os dois métodos utilizados e os principais testes estatísticos relacionados ao modelo estrutural de estado de espaço e VAR/VEC.

4 METODOLOGIA

Este capítulo é dedicado à delimitação do método, bem como das fontes e tratamentos dados às variáveis. A intenção é estimar as funções demanda por exportação e importação brasileiras, considerando o período que vai do primeiro trimestre de 1995 até o quarto trimestre de 2013. Para isso, é importante verificar as quebras estruturais na série exportações e nas funções ora estimadas. A metodologia estatística escolhida para essa identificação foi a decomposição das séries estudadas em seus componentes não observáveis, considerando o formato de estado de espaço. Nesse caso, não há a imposição das quebras de maneira exógena, como ocorreu em grande parte dos trabalhos que estimaram as referidas funções, na tentativa de verificar alguma intervenção na série ou na relação entre um conjunto de séries.

Quando uma função ou série é posta em formato de estado de espaço, o modelo informa em quais períodos essas quebras ocorreram, de forma endógena, e se elas são estatisticamente significativas para o modelo. A partir daí, é possível verificar sua aderência com o contexto histórico e econômico. Dessa forma, há inovação ao estimar essas funções por meio desse tipo de modelo estatístico. Num segundo exercício estatístico, foi empregado o modelo vetorial de correção de erros (VEC), com o objetivo de observar, principalmente, os resultados da função impulso-resposta.

Este capítulo está estruturado da seguinte forma: na primeira seção, é realizada a exposição do modelo de estado de espaço, uma subseção é dedicada à apresentação dos principais testes de estabilidade frequentemente associados a esse modelo. A seção seguinte se dedica a expor o modelo vetorial de correção de erros. Na terceira seção, são apresentadas variáveis utilizadas, bem como suas fontes e transformações.

4.1 O MODELO DE ESTADO DE ESPAÇO

Esta seção tem como propósito apresentar a metodologia do modelo de estado de espaço e os testes de estabilidade que são utilizados quando essa estrutura estatística é aplicada. Dessa forma, e para facilitar a compreensão, optou-se por incluir uma subseção abordando os referidos testes.

Uma das propostas deste trabalho é a utilização de modelos estruturais em estado de espaço, haja vista que essa estrutura estatística fornece os períodos em que ocorreram quebras estruturais, de maneira endógena, e possibilita que as variáveis sejam trabalhadas em nível, com estimadores de Máxima Verossimilhança. A escolha por modelos estruturais em forma de estado de espaços foi fundamentada na possibilidade de tratar os possíveis problemas de quebras estruturais que podem ocorrer quando se trabalha com séries temporais.

Dessa forma, as séries utilizadas podem ser decompostas em seus componentes não observáveis: tendência, sazonalidade, ciclos e irregularidade. Novas intervenções são incluídas no modelo, até que os testes de estabilidade para os resíduos e pela análise do correlograma e histograma apresentem resultados estatísticos mais satisfatórios. Harvey, Koopman e Shephard (2004) afirmam que a partir do modelo de estado de espaço é possível construir submodelos, analisando o comportamento de cada componente da série separadamente e estes submodelos juntos formam uma matriz única chamada de modelo de estado de espaço. Logo, a série de tempo pode ser decomposta em tendência (μ_t), sazonalidade (γ_t), um componente cíclico (ψ_t), um componente autorregressivo de primeira ordem (∂_t) e as irregularidades (ε_t), tal como segue:

$$Z_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \partial_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T. \quad (52)$$

Nesse sentido, o modelo de estado de espaço,¹ em sua forma básica, é constituído por duas equações, sendo a primeira conhecida como equação de observação e a segunda como equação do estado do sistema:

$$Z_t = A_t X_t + v_t, \quad (53)$$

e

$$X_t = G_t X_{t-1} + \omega_t \quad (54)$$

Em que Z_t é o vetor de observações e v_t é o vetor ruído da observação, relacionados através de um processo de Markov (X_t). A_t é a matriz do sistema de ordem ($q \times p$); v_t possui ordem ($q \times 1$), não correlacionado, com média zero e matriz de covariância R . G_t é a matriz de transição, de ordem ($q \times p$) e ω_t é um vetor de ruídos não correlacionados. Logo,

¹ Neste trabalho estão expostas algumas considerações extraídas principalmente de Morettin e Tolo (2006), Harvey, Koopman e Shephard (2004) e Commandeur e Koopman (2007).

representa possíveis perturbações do sistema, de ordem $(p \times 1)$, com média zero e matriz de covariância Q .

O modelo básico, também denominado modelo de tendência local, pode ser especificado da seguinte forma:

$$Z_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (55)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2), \quad (56)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2), \quad (57)$$

Em que β_t é a inclinação da tendência de μ_t . Os termos irregulares ε_t , η_t e ξ_t , que representam os distúrbios das irregularidades, do nível e da tendência do modelo estimado são mutuamente não correlacionados. Dessa forma, μ_t é denominado nível local da tendência e β_t , a inclinação local da tendência. O componente sazonal pode ser modelado de diversas maneiras, tanto com variáveis *dummies* ou utilizando funções trigonométricas. O componente β_t pode ser excluído do modelo quando for apropriado.

De acordo com Cerqueira (2006), caso seja necessário, no modelo de estado de espaço, pode-se permitir que os coeficientes da regressão variem estocasticamente ao longo do tempo. Essa é, de fato, uma das principais vantagens da sua utilização. Logo, é possível verificar os choques exógenos nos componentes não observados das séries, definidos endogenamente pelo próprio modelo.

As equações 53 e 54 terão seus parâmetros estimados por Máxima Verossimilhança. Por esse método, será gerado o vetor que maximiza a probabilidade de obter uma determinada amostra (y_1, y_2, \dots, y_n) . Ou seja, é gerado um parâmetro em que é maximizada a probabilidade de ocorrência dos valores observados. Para tanto, é necessário assumir que a distribuição dos valores observados é conhecida (VERBEEK, 2008, p. 172).

4.1.1 Os testes de estabilidade do modelo de estado de espaço

Segundo Commandeur e Koopman (2007), os testes de estabilidade de modelos gaussianos lineares são alicerçados em três suposições básicas referentes aos resíduos: independência, homocedasticidade e normalidade, em ordem decrescente de importância. Os testes estatísticos relacionados aos resíduos e expostos nesta seção foram extraídos de Commandeur e Koopman (2007).

A estatística de Box-Ljung é utilizada para verificar a independência dos resíduos, sendo definida como:

$$Q(k) = n(n+2) \sum_{l=1}^k \frac{r_l^2}{n-1}, \quad (58)$$

Em que $r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (e_t - \bar{e})(e_{t+k} - \bar{e})}{\sum_{t=1}^n (e_t - \bar{e})^2}$ denota a autocorrelação dos resíduos para o lag k , \bar{e} é a média de n resíduos. n é o número de elementos da série. O teste segue uma distribuição χ^2 com $(k - w + 1)$ graus de liberdade, em que w é o número de hiperparâmetros estimados. A hipótese nula é a de que os erros são independentes. Logo, $Q(k)$ deverá satisfazer $Q(k) < \chi_{(k-w+1;0,05)}^2$, considerando um nível de significância de 5%.

O segundo teste tem o objetivo de verificar se os resíduos são homocedásticos. O teste de heterocedasticidade observa se existe variância nos resíduos ao longo da série e é dado por:

$$H(h) = \frac{\sum_{t=n-h+1}^n e_t^2}{\sum_{t=1}^h e_t^2} \quad (59)$$

Em que h é o número inteiro mais próximo da razão entre $(n/3)$. n é o número de elementos da série. Nesse teste, a variância dos erros é dividida em três partes e o teste é realizado supondo que a variância dos erros da primeira parte é igual à da última parte. O teste segue uma distribuição F , com (h, h) graus de liberdade. A hipótese nula é que os resíduos possuem variâncias iguais.

No último teste é verificado se os resíduos são normalmente distribuídos, de acordo com o teste:

$$N = n \left(\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right), \quad (60)$$

Em que K e S se referem às estatísticas de curtose e assimetria, respectivamente. O teste é realizado contra uma distribuição χ^2 , com dois graus de liberdade. A hipótese nula é a de que os resíduos seguem uma distribuição normal.

4.2 O MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS

Esta seção se dedica a expor a metodologia do modelo vetorial de correção de erros (VAR/VEC). Para isso, também foi necessária a abordagem de outros conceitos, tais como: estacionariedade e cointegração. Além disso, dedica-se um breve parágrafo à explanação dos testes estatísticos de raízes inversas e do polinômio autorregressivo. Salienta-se a relevância de se observar a relação de causalidade de Granger para as variáveis utilizadas nos exercícios estatísticos propostos. Essa importância está associada a um dos principais objetivos de um modelo VAR/VEC, estimar a função impulso-resposta.

O modelo vetorial de correção de erros (VEC) é uma variação do modelo vetorial autorregressivo (VAR). O termo autorregressivo se deve ao aparecimento do valor defasado da variável dependente, e o termo vetorial se deve ao fato de envolver um vetor de duas (ou mais) variáveis (GUJARATI, 2006, p. 682).

Segundo Pérez (2013), cada variável é explicada pelos componentes deterministas, pelas defasagens da própria variável e pelas defasagens de cada uma das variáveis incluídas no modelo, e os resíduos de cada equação devem se comportar como um ruído branco. O modelo VAR/VEC possui a vantagem de considerar todas as variáveis como endógenas, em que x afeta y e y afeta x . Essa particularidade de endogenia entre as variáveis utilizadas no modelo econométrico é comum quando se trata de macroeconometria, característica da aplicação proposta nesta dissertação.

Um dos primeiros passos na seleção do modelo econométrico é a verificação da estacionariedade das séries.² A estacionariedade das séries foi verificada por meio da aplicação de dois testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron

² Uma série é dita estacionária quando apresenta uma mesma tendência ao longo de um período. Nesse caso, a média, variância e autocovariância não se alteram.

(PP). Segundo Gujarati (2006), a aplicação do teste de Dickey-Fuller (DF) envolve algumas decisões, como a presença ou não de constante e tendência estocástica. Ao levar em conta essas possibilidades, o teste pode ser estimado de três formas, considerando que y_t é um passeio aleatório:

$$a) \text{ Sem constante e sem tendência: } \Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (61)$$

$$b) \text{ Com constante e sem tendência: } \Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t \quad (62)$$

$$c) \text{ Com constante e tendência: } \Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 \text{tend} + \delta y_{t-1} + u_t \quad (63)$$

Em que *tend* é a tendência, t é o tempo, u é o termo erro e $\delta = (\rho - 1)$. Quando $\rho = 1$, existe raiz unitária na série, uma vez que: $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$ e ρ está entre -1 e 1 , $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

A hipótese nula do teste de DF é que $\delta = 0$, isto é, há raiz unitária – a série é não estacionária. A hipótese alternativa é que $\delta < 0$, nesse caso, a série é estacionária. As equações 61, 62 e 63 são estimadas por MQO e o coeficiente estimado de y_{t-1} é dividido pelo seu desvio-padrão, para que então seja observada a estatística do teste. Gujarati (2006) destaca que existe um valor crítico para cada especificação. A escolha de qual das especificações utilizar ocorre pela observação da estatística-t dos parâmetros estimados para β_1 e β_2 .

Na aplicação do teste de DF, é pressuposto que os resíduos (u_t) são não correlacionados. Quando esse pressuposto é violado, o teste DFA é uma alternativa. Nessa situação, às equações 61, 62 e 63 são acrescentadas os valores defasados da variável dependente Δy_t . Em Gujarati e Porter (2011), o teste DFA consiste em estimar as equações:

$$a) \text{ Sem constante e sem tendência: } \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (64)$$

$$b) \text{ Com constante e sem tendência: } \Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (65)$$

c) Com constante e tendência:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 \text{tend} + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (66)$$

A inclusão de valores defasados deverá ser suficiente para que o termo errático não apresente mais correlação serial. Ainda de acordo com os autores, o teste de PP, que também será apresentado no próximo capítulo deste trabalho, possui a mesma distribuição assintótica do teste de DFA. No entanto, o teste de PP utiliza métodos estatísticos não paramétricos para considerar a correlação serial dos resíduos, sem a necessidade de acrescentar termos defasados. A hipótese nula do teste também é a mesma e também existe a possibilidade de adição de constante e/ou intercepto.

Por sua vez, ao se especificar a metodologia de um modelo VAR/VEC, tem-se a possibilidade de a relação entre duas ou mais variáveis ser simultaneamente determinada. Em Hill, Griffiths e Lim (2011), o modelo VAR é apresentado da seguinte forma, considerando um sistema de equações:³

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{11}y_{t-1} + \beta_{12}x_{t-1} + v_t^y \quad (67)$$

$$x_t = \beta_{20} + \beta_{21}y_{t-1} + \beta_{22}x_{t-1} + v_t^x \quad (68)$$

Trata-se de um sistema de equações, cujas variáveis, na diferença, podem ser expressas do seguinte modo:

$$\Delta y_t = \beta_{10} + \beta_{11}\Delta y_{t-1} + \beta_{12}\Delta x_{t-1} + v_t^{\Delta y} \quad (69)$$

$$\Delta x_t = \beta_{20} + \beta_{21}\Delta y_{t-1} + \beta_{22}\Delta x_{t-1} + v_t^{\Delta x} \quad (70)$$

Nesse caso, o sistema é composto por duas variáveis (y e x). Quando analisadas em conjunto, esse sistema de equações é conhecido como VAR e, como as variáveis estão defasadas em um período ($t - 1$), é dito VAR (1). As variáveis estão na primeira diferença, em que Δ representa o operador da diferença, pois, como já destacado, y e x são não estacionárias ($I(1)$).

Se y e x forem estacionárias, isto é $I(0)$, o que significa que não há raiz unitária, o sistema poderá ser estimado por MQO aplicados em cada equação com as variáveis em nível. Caso as variáveis sejam não estacionárias, mas sejam estacionárias na primeira diferença, isto é $I(1)$ e não cointegrem, as variáveis podem ser trabalhadas na primeira diferença e poderão ter seus parâmetros estimados a partir de um modelo VAR. No caso de cointegração, a estrutura estatística que melhor representa os dados observados é modelo do tipo VAR/VEC.

Logo, a principal diferença entre um modelo VAR e VAR/VEC, como já observado, está na cointegração das variáveis envolvidas. Segundo Enders (2010), a principal característica da cointegração entre variáveis é que as séries retornam para um equilíbrio no longo prazo ou que possuam uma relação de longo prazo. Hill, Griffiths e Lim (2011) destacam que a cointegração entre duas variáveis implica que elas compartilhem uma

³ As exposições que seguem estão em Hill, Griffiths e Lim (2011).

tendência estocástica semelhante e, desde que as diferenças dos resíduos sejam estacionárias, elas não seguem direções tão distantes.

Gujarati (2006), entretanto, afirma que, no curto prazo, poderá haver algum desequilíbrio. Num modelo VAR/VEC, o termo erro pode ser tratado como o erro que corrige possíveis desequilíbrios no curto prazo. O autor acrescenta que o mecanismo de correção de erros desenvolvido por Engle e Granger (1987) é uma maneira de fazer com que o comportamento de curto prazo de uma variável econômica retorne para o seu comportamento de longo prazo através dos resíduos do modelo.

De acordo com Hill, Griffiths e Lim (2011), se as variáveis x e y são cointegradas, isto é: $y_t \sim I(1)$ e $x_t \sim I(1)$ - nesse caso, elas são integradas de ordem 1 - é necessário modificar o sistema de equações, considerando a cointegração, de forma que:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t \quad (71)$$

Em que $\hat{e}_t \sim I(0)$ e \hat{e}_t são os resíduos estimados. O modelo VEC pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + v_t^y \quad (72)$$

$$\Delta x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + v_t^x \quad (73)$$

O modelo estendido, a partir das equações 72 e 73, é o seguinte:

$$y_t = \alpha_{10} + (\alpha_{11} + 1)y_{t-1} - \alpha_{11}\beta_0 - \alpha_{11}\beta_1 x_{t-1} + v_t^y \quad (74)$$

$$x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} - \alpha_{21}\beta_0 - (\alpha_{21}\beta_1 - 1)x_{t-1} + v_t^x \quad (75)$$

Nessas equações 74 e 75, há uma relação de cointegração comum. Ainda segundo Hill, Griffiths e Lim (2011), os coeficientes α_{11} e α_{21} são conhecidos como coeficientes de correção de erros, representando o quanto das variações em x e y respondem ao erro cointegrante $y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1} = e_{t-1}$. Ou seja, o erro leva à correção das variáveis pelas condições impostas nos coeficientes α_{11} e α_{21} , que asseguram a estabilidade: $(-1 < \alpha_{11} \leq 0)$ e $(0 \leq \alpha_{21} < 1)$.

A importância do VAR/VEC é exposta por Hill, Griffiths e Lim (2011, p. 491):

The error correction model is a very popular model because it allows for the existence of an underlying or fundamental link between variables (the long-run relationship) as well as for short-run adjustments (i.e. changes) between variables, including adjustments to achieve the cointegrating relationship.

Ao se formalizar um modelo VAR/VEC para n variáveis, ter-se-á a seguinte estrutura:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-1} + \alpha \theta^1 y_t + u_t \quad (76)$$

Em que y_t é o vetor das variáveis, β_0 , o vetor dos termos de intercepto, β_i é o vetor dos parâmetros associados às variáveis do modelo, α representa o vetor dos pesos de correção de erros. $\theta^1 y_t$ é o vetor de cointegração, sendo que θ^1 simboliza o vetor transposto dos parâmetros da equação de longo prazo e, finalmente, u_t representa o vetor dos resíduos.

Pela equação 76, notam-se relações de curto e longo prazos. A relação de curto prazo está representada nos vetores autorregressivos das variáveis. A relação de longo prazo da equação 76 é representada pelos vetores de cointegração e de pesos de correção de erros, dada pela expressão $(\alpha \theta^1 y_t)$. Nesse caso, os desvios de curto prazo das variáveis são dissipados e a estabilidade do modelo é atingida no longo prazo.

A estabilidade de um modelo VEC foi verificada por meio da análise das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo. Nesse caso, segundo Vartanian (2008), para cada sistema multivariado, tem-se $k \times p$ raízes, no qual k é o número de variáveis endógenas e p se refere à última defasagem do modelo: a análise das raízes mostra se o modelo apresenta trajetória explosiva ou convergente. Quando as raízes inversas do polinômio característico e autorregressivo estão dentro do círculo unitário, é dito que o modelo é consistente.

A análise por VAR/VEC permite observar o comportamento das séries em resposta a algum choque, através de funções impulso-resposta. Ou seja, a equação de longo prazo estimada no modelo VEC pode ter suas relações de curto prazo analisadas a partir de funções impulso-resposta. A função impulso-resposta expõe a reação de cada uma das variáveis envolvidas no modelo a um choque de um desvio-padrão nos resíduos da equação da outra variável envolvida no modelo. A função impulso-resposta mostra que um choque em

determinada variável afeta não somente a própria variável, como também o transmite para todas as outras variáveis endógenas do modelo, nos seus valores atuais e futuros. Nesta pesquisa, essas funções de resposta foram estimadas por processo de impulsos generalizados, uma vez que, conforme Pesaran e Shin (1998), por essa metodologia não há a necessidade de ordenação das equações do modelo.

A relação de causalidade entre as variáveis foi realizada por meio do teste de Causalidade de Granger, haja vista que, por meio desse teste, verifica-se a causalidade estatística entre as variáveis endógenas do modelo. Segundo Gujarati (2006), o teste de causalidade de Granger pressupõe que a informação relevante para a previsão das variáveis x e y , por exemplo, está contida somente nos dados da série temporal dessas variáveis. O teste envolve a estimação de um par de regressões tal como:⁴

$$y_t = \sum_{i=1}^n \delta_i x_{t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_j y_{t-j} + u_{1t} \quad (77)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i x_{t-1} + \sum_{j=1}^n \varphi_j y_{t-j} + u_{2t} \quad (78)$$

Pressupõe-se que os resíduos u_{1t} e u_{2t} não são correlacionados. Caso as variáveis possuam raiz unitária, elas podem ter sua relação de causalidade observada na diferença. Além disso, o número de defasagens utilizado para a realização do teste de causalidade de Granger foi o mesmo utilizado no modelo VAR/VEC.⁵ Existem quatro situações que indicam causalidade entre duas variáveis, são elas:

1. Causalidade unidirecional de x para y acontece se os coeficientes estimados de x defasado conforme equação 77 são, conjuntamente, estatisticamente diferentes de zero, caso em que $\sum \delta_i \neq 0$, e o conjunto dos parâmetros estimados para y defasado em equação 78 não são estatisticamente diferentes de zero, isto é, $\sum \varphi_j = 0$.
2. Inversamente, há uma relação de causalidade unidirecional de y para x se o conjunto de coeficientes defasados de x em equação 77 não é diferente, estatisticamente, de zero, caso em que $\sum \delta_i = 0$ e o grupo de coeficientes defasados de y em equação 78 é, do ponto de vista estatístico, diferente de zero, ou seja, $\sum \varphi_j \neq 0$.

⁴ Conforme Gujarati (2006).

⁵ A escolha do número de defasagens está baseada na comparação dos critérios de informação de Akaike e Schwarz, considerando os resultados obtidos nos testes de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange.

3. A causalidade bilateral é expressa quando os conjuntos dos coeficientes de x e y são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.
4. Por último, há independência quando os conjuntos de coeficientes de x e y não são estatisticamente significativos em nenhuma das regressões.

Esta seção teve como finalidade expor os dois modelos econométricos que serão utilizados nesta dissertação. Destaca-se que a principal vantagem do modelo estrutural em formato de estado de espaço está no fato de o próprio modelo fornecer os períodos em que ocorrem as intervenções, sem a necessidade da imposição dessas quebras. Já o modelo VAR/VEC permite que seja verificada, por meio da função impulso-resposta, a contribuição de cada variável para que as exportações e importações retornem para o seu equilíbrio de longo prazo. A próxima seção apresenta as variáveis que serão utilizadas nas estimações das funções demanda por importações e exportações e as transformações que foram realizadas nestas séries.

4.3 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Esta seção tem como objetivo apresentar e descrever as variáveis que serão utilizadas no exercício estatístico deste trabalho. É importante salientar que, embora Perraton (2003) observe que pode ocorrer viés na estimação da função importação dos países em desenvolvimento, pois nessas regiões as barreiras tarifárias e não tarifárias são elevadas, optou-se por manter o mais próximo possível da formulação original de Thirlwall, em seu trabalho de 1979.

Nota-se, ainda, que não há um consenso com relação a quais séries utilizar e nem se elas devem ou não sofrer algum tipo de transformação. Todavia, há certa concordância de que, no caso da função demanda por exportações, as variáveis taxa de câmbio real e renda mundial caracterizam os parâmetros das elasticidades preço e renda, respectivamente. Já na função demanda por importação, a taxa de câmbio real e renda doméstica resultam nas elasticidades preço e renda para essa equação, respectivamente.

Dessa forma, como já comentado anteriormente, ao seguir o modelo original de Thirlwall (1979), optou-se pela utilização das seguintes séries. Salienta-se que todas essas

variáveis sofreram uma transformação logarítmica e, como as séries apresentam periodicidade trimestral, passaram por um ajuste sazonal, pelo método X12 multiplicativo.

- a) Exportações de bens do Brasil *free on board (exp)*: valor do conjunto de mercadorias vendidas pelas empresas brasileiras para outros países, excluindo os custos com frete e seguro, em milhões de dólares estadunidenses. A fonte bruta dessa variável foi o Banco Central do Brasil (Bacen).
- b) Importações de bens para o Brasil *free on board (imp)*: valor do conjunto de mercadorias compradas pelas empresas brasileiras de outros países, excluindo os custos com frete e seguro, em milhões de dólares estadunidenses. A fonte bruta dessa variável foi o Bacen.
- c) Taxa de câmbio real (*e*). Essa série foi construída utilizando o IPCA, que é um índice de preços ao consumidor do Brasil, cuja fonte bruta dos dados é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o CPI, que é índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, cuja fonte bruta dos dados é o Fundo Monetário Internacional (FMI), e a taxa de câmbio comercial para venda média (R\$/US\$), cuja fonte bruta dos dados é o Bacen. O sinal esperado para essa elasticidade é negativo, no caso da função demanda por importações, e positivo para função demanda por exportações.
- d) PIB do Brasil (*pib_br*). É a soma de todos os bens e serviços finais produzidos na economia brasileira. Foi utilizada a série encadeada do índice de volume trimestral do PIB a preços de mercado, cuja fonte bruta dos dados é o IBGE. O sinal esperado é positivo para a função demanda por importações.
- e) Renda Mundial (*ren_mun*). Soma de todos os bens e serviços finais produzidos no mundo. Para a renda mundial real foi utilizada uma *proxy* do somatório do PIB de 46 países, a preços constantes de 2005, em dólares. Esses países, em conjunto, representam, em média, mais de 90% do PIB mundial. Além disso, foi calculada a correlação entre o PIB desses países e o mundial e verificou-se uma correlação superior a 0,99. A fonte foi o *The Economist*.⁶ O sinal esperado é positivo para a função demanda por exportações.

⁶ Foi utilizada uma *proxy* para a renda mundial, pois esse dado não está disponível na periodicidade trimestral, apenas anual.

- f) Índice de preços das *commodities* (*comm*): Variação nos preços de todas as *commodities*. A fonte bruta dos dados é o FMI.

Já definida e caracterizada as séries que serão empregadas no exercício econométrico proposto neste trabalho, e exposta a metodologia estatística dos dois modelos que foram utilizados nesta pesquisa, o próximo capítulo é dedicado à definição do modelo econométrico, realização dos testes estatísticos e análise dos resultados.

5 DEFINIÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo possui o objetivo de apresentar os resultados proporcionados pelos modelos econométricos sugeridos, de acordo com a metodologia exposta no capítulo anterior. Além disso, cabe ressaltar o motivo da escolha do período analisado, 1995 primeiro trimestre até 2013 quarto trimestre, o qual compreende momentos históricos relevantes, justificando, talvez, o crescimento irregular da economia brasileira: pós-Plano Real, crise no balanço de pagamentos brasileira no ano de 1999 e alteração no regime cambial, elevação no preço internacional das *commodities*, principalmente a partir de 2002, além de períodos de volatilidade da liquidez internacional. Convém, também, analisar o período de elevadas taxas de crescimento do PIB brasileiro a partir do ano de 2004, interrompido no ano de 2009 e retomado no primeiro trimestre do ano de 2010, cuja taxa de crescimento foi de 7,5% a.a. Porém, desde então, a economia brasileira tem apresentado taxas de crescimento mais modestas, parecendo voltar ao regime de taxa de crescimento próximo ao dos anos de 1990.

Como já definido anteriormente, visando atingir o objetivo proposto nesta dissertação, na abordagem econométrica, foram utilizadas duas metodologias: Modelos Estruturais de Estado de Espaço e Modelos Vetoriais com Correção de Erros (VAR/VEC). Com isso, este capítulo se divide em duas seções. A primeira seção trata dos Modelos Estruturais, sendo que, primeiramente, caracterizam-se os resultados do modelo univariado da série de exportações do Brasil. Esse exercício tem como objetivo identificar as alterações estruturais ocorridas nessa variável, que é objeto de pesquisa. Em seguida, ainda na mesma seção, são apresentados os resultados da função exportação e importação brasileira, considerando o modelo original de Thirlwall (1979). Já na segunda seção, são identificados os resultados do modelo VAR/VEC. Primeiro, caracterizam-se os movimentos dinâmicos de curto prazo, partindo da função impulso resposta, e, posteriormente, a relação de longo prazo é exposta, conforme apontada na relação de cointegração. Salienta-se que será especificada uma estrutura VAR/VEC para as exportações e importações do Brasil, considerando o modelo de Thirlwall (1979).

5.1 DEFINIÇÃO DO MODELO ESTRUTURAL EM FORMATO DE ESTADO DE ESPAÇO E RESULTADOS EMPÍRICOS

Em alguns trabalhos que abordaram a hipótese de Thirlwall para o Brasil⁷, não foi calculada a função demanda por exportações, haja vista que essa informação, necessária para o cálculo do crescimento sob restrição externa, poderia ser obtida pela taxa de crescimento das exportações. Num modelo assim especificado, ao qual Perraton (2003) chamou de forma fraca da lei de Thirlwall, não é necessário a estimação dessa função.

Neste trabalho, calculou-se a referida função e, antes, estimou-se, na forma de estado de espaço, um modelo univariado com a série exportações. Para isso, num primeiro passo, estimou-se a equação 79, excluindo a sazonalidade, uma vez que os dados já estão dessazonalizados, e o componente cíclico, haja vista o número de anos abordado neste trabalho:

$$exp_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (79)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2), \quad (80)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2). \quad (81)$$

Como se pode observar nas expressões 80 e 81, partiu-se de um modelo com declividade da tendência estocástica. Todavia, estatisticamente não se pode confirmar esta hipótese. Com isso, estimou-se um novo modelo, de acordo com a especificação seguinte:

$$exp_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (82)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (83)$$

Nessa especificação, o modelo apresentou duas quebras de nível: uma no terceiro trimestre de 2002 e outra no primeiro trimestre de 2009. As estatísticas desse modelo, o qual

⁷ Thirlwall e Hussain (1982), Ferreira (2001), Jayme Jr. (2003), Holland, Vieira e Canuto (2004), Vieira e Holland (2008), Carvalho (2007), Carvalho, Lima e Santos (2008), Soares e Teixeira (2012), por exemplo.

foi denominado Modelo I, estão dispostas na Tabela 2. Pela análise do histograma,¹ percebe-se que existem erros que estão a mais de 2,5 desvios-padrão, então, um novo exercício estatístico foi realizado com a intenção de verificar os resíduos que possuíam até 2,5 desvios-padrão. Foram encontrados os seguintes *outliers*: segundo trimestre de 2006, terceiro e quarto trimestres de 2008, além de uma quebra de nível também no quarto trimestre de 2008.

Porém, ao especificar o modelo incluindo todas as intervenções sugeridas por ele, ocorre o problema de autocorrelação serial nos resíduos, embora pela análise do histograma os erros se aproximem mais de uma curva normal.² Além disso, nesse caso, pela estatística *t*, não se rejeita a hipótese de que o *outlier* 2008(3) e a quebra de nível em 2008 (4) sejam iguais a zero, considerando 5% de nível de significância. Dessa forma, optou-se por estimar um novo modelo, denominado Modelo II,³ incluindo as intervenções de nível 2002 (3), o *outlier* 2006 (2) e a quebra de nível 2009 (1). A Tabela 2 resume as principais estatísticas estimadas, considerando o modelo univariado sem intervenção, o Modelo I, com as intervenções em 2002 (3) e 2009 (1) e o Modelo II, que considera as intervenções em 2002 (3), 2009 (1) e 2006 (2).

Tabela 2 - Estatísticas estimadas para o modelo univariado das exportações brasileiras Sem Intervenção, Modelo I e Modelo II

Componentes	Sem Intervenção	Modelo I	Modelo II
μ_t	6,48176 (0,000)	6,42948 (0,0000)	6,42948 (0,0000)
β_t	0,02177 (0,16459)	-	-
Nível 2002 (3)	-	0,27866 (0,0000)	0,27866 (0,0000)
Outlier 2006 (2)	-	-	-0,11123 (0,0000)
Nível 2009 (1)	-	-0,24653 (0,0001)	-0,24653 (0,0000)
σ_ε^2	0,00000	0,00000	0,00000
σ_η^2	0,00293	0,00359	0,00330
σ_ξ^2	0,00000	-	-

Continua...

¹ Correlograma e histograma apresentados no Apêndice A, Figura 3.

² Conforme exposto no Apêndice A, Figura 4.

³ O histograma e correlograma desse Modelo II estão disponíveis no Apêndice A, Figura 5.

Conclusão.

Estatísticas dos Resíduos Estimados			
Normalidade	6,8446 (0,0326)	1,78 (0,6065)	2,8961 (0,2350)
H(24)	1,4489 (0,1850)	1,8315 (0,0727)	1,8315 (0,0727)
Box-Ljung	13,276 (0,0657)	9,1895 (0,2393)	13,61 (0,0586)
R ²	0,40327	0,99161	0,99251
AIC	-5,6766	-5,563	-5,6357
BIC	-5,5233	-5,4404	-5,4823

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Nota: Entre parênteses está o p-valor.

Pelos critérios de Akaike (AIC) e Schwartz (BIC), a melhor estimação é aquela apresentada pelo Modelo sem intervenções, no entanto, nesse caso, a distribuição dos erros não segue uma distribuição normal. Optou-se pelo Modelo II, que levou em consideração as intervenções em 2002 (3), 2009 (1) e 2006 (2), tal que o R² é consideravelmente maior e essas intervenções são estatisticamente significativas.

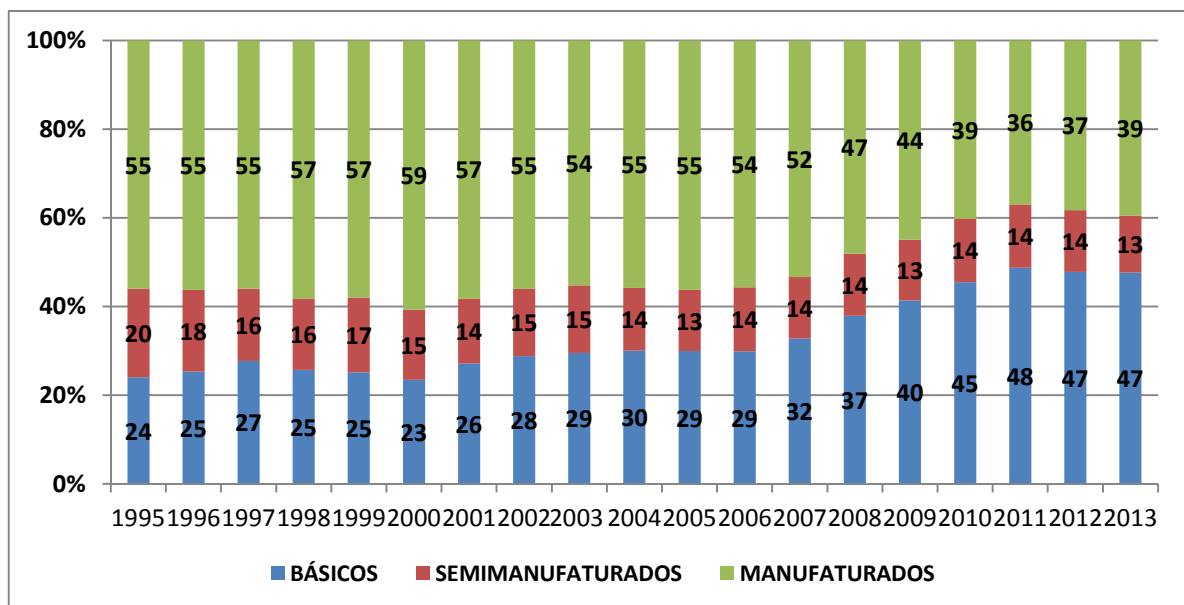
A quebra positiva de nível, no terceiro trimestre de 2002, está possivelmente relacionada com ingresso da China na OMC, em dezembro de 2001. Ainda antes desse período, o crescimento econômico chinês alterou o perfil da demanda por *commodities*. Em função da oferta desse tipo de bem ser relativamente limitada no curto prazo, ocorreu, paralelamente, uma elevação relevante dos seus preços relativos. Artus, Mistral e Plagnol (2011⁴ *apud* CARNEIRO, 2012) concordam com a ideia da ênfase ao aspecto da demanda quando se discute o impacto da China no preço das matérias-primas. No entanto, os autores também chamam a atenção para o fato de que essa elevação relativa nos preços das *commodities* também pode estar associada ao declínio no preço das manufaturas, em virtude também da participação chinesa na produção desse tipo de bens, beneficiando-se de níveis salariais excessivamente baixos quando comparados com outros países produtores de manufaturas.

O Gráfico 1 traz a desagregação das exportações brasileiras por fator agregado. Nota-se que, a partir de 2002, as exportações passam a se comportar de forma diferente, influenciadas principalmente pelas manufaturas e pelos bens classificados como básicos. Num

⁴ ARTUS, P.; MISTRAL, J.; PLAGNOL, V. **L'émergence de la Chine**: impact économique et implications de politique économique. Paris: Conseil d'Analyse Économique, 2011.

cenário de demanda externa aquecida, que elevou o preço internacional das *commodities*, Castilho e Luporini (2010) afirmam que esse fenômeno beneficiou duplamente o Brasil: o aumento dos preços das *commodities* manteve num nível elevado as exportações desses produtos e, ao mesmo tempo, o aumento da renda nos países produtores desse tipo de bens e que são importadores de manufaturados brasileiros, tal como os países latino-americanos, acabaram puxando para cima as exportações brasileiras das manufaturas.

Gráfico 1 - Exportações brasileiras por fator agregado – 1995 até 2013



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Secretaria de Comércio Exterior (BRASIL, 2014b).

Por sua vez, acredita-se que o *outlier* em 2006(2) pode ser associado à greve dos auditores fiscais da Receita Federal. A greve iniciou em maio de 2006 e se estendeu até o início de julho de 2006. Na série das exportações, verifica-se que há uma queda nesse período e que, posteriormente, a série volta a sua tendência normal.

Já a quebra de nível negativa na série, identificada em 2009 (1), pode ser associada à crise internacional de 2008, que resultou na redução da demanda internacional e também no preço das *commodities*, afetando consideravelmente as exportações brasileiras. Também chama a atenção o fato de que, nesse período, as exportações de bens considerados básicos foram maiores do que a de bens manufaturados, o que não é verificado em períodos anteriores ao trimestre delimitado.

Como o Brasil é exportador de produtos manufaturados principalmente para os países latino-americanos e para os Estados Unidos, que tiveram suas taxas de crescimento afetadas pela crise, e considerando que a China continuou sua trajetória de crescimento, parece coerente que tenha ocorrido essa “ultrapassagem” do valor dos bens básicos na composição da pauta exportadora.

Após verificar as intervenções na série “exportações”, parte-se para a estimação dos parâmetros da função demanda por exportações em formato de estado de espaço para o período 1995-2013. Cabe ressaltar que, num primeiro momento, tentou-se incluir uma variável que representasse as variações dos preços das *commodities*, porém o modelo não apresentou relevância estatística, provavelmente em função da endogenia dessa variável com a série “exportações”. Além disso, pode existir multicolinearidade entre o índice de preços das *commodities* e renda mundial. De fato, a correlação entre essas duas variáveis é superior a 91%. Nesse caso, optou-se por estimar a função considerando o câmbio real e a renda mundial para obter as elasticidades preço e renda, respectivamente.

Inicialmente a equação foi estimada considerando tendência, componente irregular, variáveis explanatórias e as intervenções. No entanto, não pode ser rejeitada a hipótese de a declividade da tendência estocástica ser igual a zero, a 5% de nível de significância. Nesse caso, o modelo ficou especificado da seguinte forma:

$$exp_t = \mu_t + \beta_1 e_t + \beta_2 ren_mun_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (84)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (85)$$

Nessa formatação, o modelo ficou composto por nível, componente irregular, variáveis explanatórias e as intervenções. Como já destacado, as intervenções são fornecidas pelo próprio modelo. Os resultados para os parâmetros estimados e para as intervenções do modelo estão disponíveis na Tabela 3.⁵

⁵ No Apêndice A, Figura 6, são apresentados o correlograma e histograma e na Figura 7 estão disponíveis o valor atual e estimado para a função exportação 1995-2013 e o teste Cusum.

Tabela 3 - Estatísticas estimadas para a função demanda por exportações brasileiras 1995-2013

Componentes	Função Exportação 1995-2013
μ_t	-9,01440 (0,00469)
Nível 2001 (1)	0,13289 (0,00156)
Nível 2002 (3)	0,30613 (0,00000)
Outlier 2006 (2)	-0,11105 (0,00019)
Nível 2008 (2)	0,11535 (0,00508)
Nível 2009 (1)	-0,19438 (0,00001)
e_t	-0,27371 (0,00004)
ren_mun_t	3,22378 (0,00000)
σ_ε^2	0,000000
σ_η^2	0,00158546
Estatísticas dos Resíduos Estimados	
Normalidade	1,2585 (0,5330)
H(22)	0,80471 (0,6926)
Box-Ljung	9,9748 (0,1900)
R ²	0,99679

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Nota: Entre parênteses está o p-valor.

Nota-se que a elasticidade-preço apresentou o sinal para o parâmetro diferente do esperado, porém, estatisticamente significativo. O valor de -0,27 indica que uma desvalorização cambial não leva a um aumento das exportações brasileiras. O parâmetro para a elasticidade-renda da demanda por exportações brasileiras foi de, aproximadamente, 3,22. Isso indica que, *coeteris paribus*, 1% de elevação na renda mundial leva a um aumento de 3,22% nas exportações brasileiras.

O modelo apresentou as seguintes intervenções: quebras de nível no primeiro trimestre de 2001, terceiro trimestre de 2002, segundo trimestre de 2008 e primeiro trimestre de 2009 e um *outlier* no segundo trimestre de 2006. As intervenções foram negativas no primeiro

trimestre de 2009 e no segundo trimestre de 2006. Três dessas intervenções já haviam sido detectadas no modelo univariado para as exportações brasileiras.

Dessa forma, cabe esclarecer as quebras positivas de nível da tendência das exportações em 2001(1) e 2008(2). No primeiro trimestre de 2001, houve uma retomada geral das exportações brasileiras. Em consulta aos dados do Sistema Aliceweb, decompondo os valores exportados por setores CNAE três dígitos, pode-se verificar que houve uma elevação considerável nas exportações da maioria dos setores quando comparado ao mesmo trimestre do ano anterior, ou seja, a elevação das exportações não pode ser relacionada com o desempenho de um setor em especial.

No segundo trimestre de 2008, período pré-crise, a elevação das exportações possivelmente está relacionada com o aumento no preço das *commodities*, resultado de um movimento ocorrido no mercado financeiro. Ou seja, comparando com o mesmo período do ano anterior, há um incremento na exportação principalmente nos setores básicos da economia, como produção de lavouras temporárias, extração de petróleo e gás natural, extração de minério de ferro, fabricação de óleos e gorduras vegetal ou animal, abate e fabricação de produtos de carne, entre outros.

Depois de calcular os parâmetros da função demanda por exportações para o período 1995-2013 e expor as intervenções apresentadas pelo modelo, o passo seguinte foi estimar os parâmetros da função demanda por importações do Brasil para o mesmo período. Foram utilizadas as variáveis câmbio e PIB do Brasil. Nesse caso, de forma semelhante ao ocorrido para a função demanda por exportações, ao estimar a função demanda por importações no Brasil, em formato de estado de espaço, não foi rejeitada a hipótese de a declividade da tendência estocástica ser igual a zero, a 5% de nível de significância. Nesse caso, o modelo foi especificado da seguinte forma:

$$imp_t = \mu_t + \alpha_1 e_t + \alpha_2 pib_{br}_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (86)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (87)$$

Diversas intervenções foram apresentadas e incluídas no modelo até que os testes de estabilidade para os resíduos apresentassem resultados satisfatórios.⁶ No final da Tabela 4, estão os resultados dos testes estatísticos para a normalidade, a heterocedasticidade e a

⁶ O Apêndice A apresenta o correlograma e histograma na Figura 8, e a Figura 9 traz o valor observado e o estimado para a variável dependente “importações”, bem como o teste de Cusum.

autocorrelação dos resíduos. Dezesesseis intervenções foram encontradas. Dessas, nove foram alterações de nível. De modo geral, onze intervenções apresentaram sinal negativo.

Tabela 4 - Estatísticas estimadas para a função demanda por importações no Brasil no período 1995-2013

Componentes	Função Importação 1995-2013
μ_t	-12,63293 (0,00000)
Nível 1995(3)	-0,12038 (0,00067)
Outlier 1995(4)	-0,08540 (0,00278)
Outlier 1996(3)	-0,07279 (0,05048)
Nível 1996(4)	0,07841 (0,07565)
Nível 1997(1)	-0,17411 (0,00001)
Nível 1997(2)	0,12916 (0,00039)
Outlier 1998(1)	0,11935 (0,00006)
Nível 2001(4)	-0,12127 (0,00073)
Nível 2002(1)	-0,10380 (0,00371)
Outlier 2002(4)	-0,09157 (0,00209)
Nível 2003(2)	-0,08845 (0,01412)
Nível 2008(2)	0,09540 (0,00640)
Outlier 2008(4)	0,08826 (0,02224)
Outlier 2009(1)	-0,14440 (0,00288)
Nível 2009(2)	-0,30032 (0,00000)
Outlier 2012(3)	-0,09771 (0,00060)
e_t	-0,27712 (0,00001)
pib_{br}	4,01938 (0,00000)

Continua...

Conclusão.

Componentes	Função Importação 1995-2013
σ_{ε}^2	0,000285817
σ_{η}^2	0,000652400
Estatísticas dos Resíduos Estimados	
Normalidade	1,6072 (0,4477)
H(19)	0,96650 (0,5292)
Box-Ljung	5,4594 (0,6041)
R^2	0,99813

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Nota: Entre parênteses está o p-valor.

A adoção do Plano Real, em julho de 1994, trouxe uma série de alterações na política de comércio internacional do Brasil. Com o objetivo de controlar a inflação, a abertura comercial representava o acesso do mercado consumidor brasileiro a produtos importados a preços mais acessíveis. Para o alcance desse objetivo, diversas tarifas de importação foram reduzidas. Como pontuado por Baumann, Rivero e Zavattiero (1997), às preocupações com a estabilidade de preços foi somada a data prevista, primeiro de janeiro de 1995, para a entrada em vigor da estrutura tarifária acordada com os países parceiros do Mercosul, cuja data foi, inclusive, antecipada para setembro de 1994. Segundo Kume (1996), o terceiro trimestre de 1994 pode ser considerado o ápice da liberalização econômica no país, com a reunião de três fatores: sobrevalorização do real frente ao dólar como resposta ao fluxo de capitais externos, antecipação da implementação da tarifa externa comum no Mercosul e reduções tarifárias aprovadas com o intuito de reduzir os preços domésticos.

Sobre esse conjunto de medidas e a entrada de capital estrangeiro, Kume (1996) afirma que, ao mesmo tempo em que as tarifas de importação foram utilizadas para o controle da inflação, os formuladores de política econômica assumiram os riscos de desequilíbrios nas contas externas ao expor a indústria nacional à competição estrangeira com uma taxa de câmbio valorizada. Essa contextualização é importante, porque muitas justificativas para as alterações de nível encontradas na função demanda por importações estão possivelmente relacionadas a mudanças nas tarifas aduaneiras e a crises externas, associadas à redução na renda interna ou a instabilidades econômicas em parceiros comerciais do Brasil.

Azevedo e Portugal (1998), ao subdividirem o processo de abertura comercial em três fases, sob a ótica da política de importação, destacam que a primeira fase se estendeu de julho de 1994 até o primeiro trimestre de 1995, com a prática de medidas liberalizantes. A segunda fase destacada pelos autores, a qual compreende o período das intervenções 1995(3) e 1995(4), sendo a primeira intervenção uma quebra negativa de nível e a segunda um *outlier* também negativo, que vai do segundo trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 1996, houve uma alteração desse processo de abertura comercial, com a imposição de diversas restrições às importações.

Kume (1996) afirma que essas medidas, de certa forma protecionistas, ocorrem em função dos déficits comerciais verificados em novembro e dezembro de 1994 e também pela crise mexicana. Nesse período, ocorreu uma fuga dos capitais estrangeiros das economias emergentes, gerando preocupação de o déficit da balança comercial ser financiado pelo ingresso de capitais, o que poderia gerar problemas no balanço de pagamentos. Dessa forma, as intervenções desse período podem ser justificadas pelas restrições às importações e pela crise mexicana.

A terceira fase, como é denominada por Azevedo e Portugal (1998), compreende desde o terceiro trimestre de 1996 e se caracteriza por um momento de novas flexibilizações na política de importações, embora bem menos liberalizantes que a primeira fase, motivada pelo risco de o país sofrer retaliações da OMC e do Mercosul. A mudança positiva de nível no quarto trimestre de 1996 provavelmente reflete essas alterações.

A intervenção positiva de nível no segundo trimestre de 1997 pode ser relacionada ao fato de ser sancionada, em março de 1997, a Lei 9.440, que reduziu uma série de tarifas de importação, direcionadas, principalmente para máquinas e equipamentos, incluindo também matérias-primas e peças, exclusivamente para empresas ligadas ao ramo automotivo: montadoras e fabricantes instaladas no Brasil, abrangendo também aquelas ligadas ao setor agrícola.

Comparando o primeiro trimestre de 1997 com o primeiro trimestre de 1998 e considerando todos os setores por CNAE três dígitos, observa-se um incremento superior a 19% nas importações desses bens. Nota-se um aumento principalmente em atividades relacionadas ao setor automotivo e outra parte relacionada com a atividade de extração mineral, como petróleo e carvão mineral. Porém, há um crescimento em diversas outras atividades, tais como: fabricação de equipamentos de comunicação (1,3%), fabricação de aeronaves (1,4%) e produção de lavouras temporárias (2,2%). Ou seja, a alteração no valor

das importações do Brasil nesse período ocorreu em diversos setores, mas com destaque ao complexo automotivo.

De acordo com os dados gerais das importações brasileiras, divulgados pela Receita Federal, que comparou o primeiro quadrimestre de 1997 com o primeiro quadrimestre de 1998, embora se tenha constatado uma queda de 11,88% nas importações, nota-se que essa redução estava concentrada no mês de abril de 1998 e, portanto, não faz parte do primeiro trimestre de 1998. Dessa forma, a elevação das importações nesse período, ligadas ao setor de automóveis, pode ser justificada, em parte, ao crédito concedido às montadoras para o financiamento de aquisição de veículos, o que aumentou a demanda externa por automóveis, bem como por partes e peças e, também, ao aumento da procura por partes e peças para a produção interna de veículos e a redução do imposto de importação da lista de exceção do Mercosul, cuja alíquota passou de 63% para 49% e uma pequena parte à Lei 9.449 de 1997, uma vez que essa lei, como já destacado, foi aprovada na metade de março de 1997.

Outra informação divulgada pela Receita Federal diz respeito à importação de produtos agrícolas: o aumento da entrada desse tipo de bem decorreu de fenômenos meteorológicos, como as chuvas no Sul e a seca do Nordeste do país, que reduziram a oferta doméstica desses produtos. Esses fatores poderiam estar associados ao *outlier* positivo encontrado na função demanda por importações em 1998(1).

As intervenções de níveis negativas identificadas no quarto trimestre de 2001 e primeiro trimestre de 2002 possivelmente indicam que as importações de produtos brasileiros sofreram impacto devido ao ataque terrorista de onze de setembro de 2001. O ataque, que ocorreu nos Estados Unidos, interferiu nas expectativas de crescimento da economia mundial, embora não tenha ocorrido uma redução do produto interno americano e europeu, foi um período de baixo crescimento econômico para as nações de um modo geral.

A quebra de nível negativa em 2003(2) coincide com o início do Governo Lula. E o *outlier* também negativo em 2002 (4) pode ser associado à disputa eleitoral e à expectativa de mudança de governo no Brasil. Destaca-se a sequência de intervenções com parâmetros negativos nesse período, parecendo revelar problemas na balança comercial. A intervenção positiva de nível no segundo trimestre de 2008 pode ser associada ao choque de preços às vésperas da crise, como por exemplo o do petróleo, cujo preço do barril estava superior a cem dólares. A crise financeira internacional de 2007 e 2008 também provocou uma retração no comércio internacional.

Como pontuado por Ferraz (2013), a redução no volume internacional de comércio, redução nos preços internacionais das *commodities* e a fuga dos capitais de curto prazo foram

as principais vias de transmissão da crise do *subprime* para a economia brasileira. Dessa forma, as duas intervenções identificadas em 2009, uma no primeiro trimestre e a outra no segundo trimestre, ocorreram tanto em função desse menor volume de comércio internacional, como pela redução na taxa de crescimento econômico brasileiro. No ano de 2009, houve uma retração do PIB no Brasil de 0,3%. Destaca-se que a redução no nível da função importação no segundo trimestre de 2009 apresentou o maior parâmetro estimado entre as intervenções dessa função.

A última intervenção encontrada pelo modelo foi no terceiro trimestre de 2012, justamente no período em que a crise financeira, iniciada em 2007, nos Estados Unidos, alastra-se para os países europeus, atingindo, principalmente, os países da zona do euro. Aliado a esse acontecimento, encontra-se o baixo crescimento da economia brasileira no período: aproximadamente 1%.

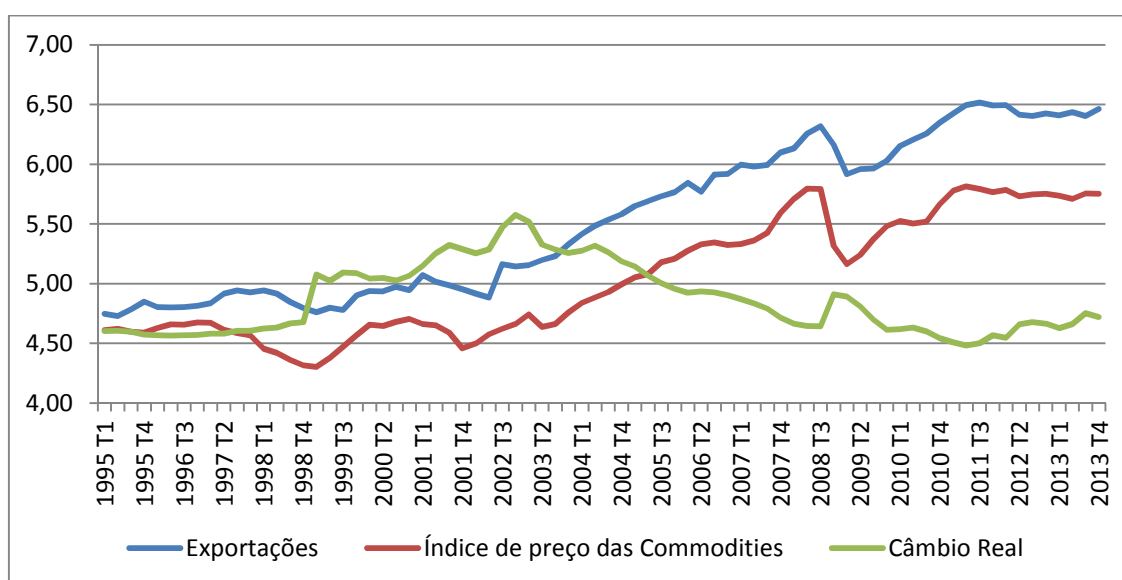
O parâmetro estimado para a elasticidade-preço apresentou o sinal esperado e de valor semelhante àquele apresentado para a função demanda por exportações brasileiras. Nesse caso, o valor estimado para a elasticidade-preço foi -0,27712. No caso das exportações, o sinal apresentado também foi negativo, que, como já destacado, indica que desvalorizações cambiais não levam ao aumento das exportações. Em ambos os casos, os parâmetros são inelásticos ao preço, indicando que mudanças na taxa de câmbio real não resultam em alterações sensíveis nas variáveis dependentes.

Para a elasticidade-renda da demanda por importações, o coeficiente estimado foi 4,01938. Ou seja, uma elevação de 1% no PIB brasileiro, *coeteris paribus*, resulta numa elevação de pouco mais de 4% nas importações brasileiras. Tanto as exportações, quanto as importações, no caso do Brasil, são extremamente sensíveis à variável renda. Acrescenta-se ainda que o coeficiente estimado para a elasticidade-renda por importações é maior do que aquele verificado para a elasticidade-renda das exportações brasileiras, indicando a ocorrência de restrição externa no Brasil para esse período. Pela relação entre os coeficientes estimados, a renda brasileira estaria condenada a crescer, *coeteris paribus*, no mínimo 20% menos do que a renda mundial para que não haja problemas no balanço de pagamentos, dada pela balança comercial. Esse fato está de acordo com a hipótese de Thirlwall.

Os dois próximos exercícios estatísticos, relacionados ainda ao modelo estrutural no formato de estado de espaço, são a estimação dos parâmetros das funções demanda por exportações e importações para o período 2001-2013. A escolha desse período está relacionada principalmente à quebra de nível positiva no terceiro trimestre de 2002, no modelo univariado para as exportações e ao comportamento do índice de preços das

commodities. Uma intervenção para esse mesmo período também foi identificada na estimação da função demanda por exportações para o período 1995-2013. Em ambos os casos, essas intervenções apresentam os parâmetros estimados mais elevados, quando comparadas às outras intervenções dos seus respectivos modelos: 0,2786 para a primeira estimação e 0,3061 para o segundo caso. Além disso, a partir do quarto trimestre de 2002, pela análise do Gráfico 2, nota-se que passa a ocorrer uma valorização da moeda nacional quando comparada ao dólar. Porém, o índice de preços das *commodities*, continua a se comportar numa tendência crescente, tal como acontece com as exportações totais.

Gráfico 2 – Relação entre exportações, índice de preços das *commodities* e taxa de câmbio real



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil (2014) e International Monetary Fund (2014).
Nota: A série câmbio real foi construída de acordo com o exposto no capítulo 4. As transformações que foram realizadas nas variáveis também foram explicadas no capítulo 4.

Dessa forma, o interesse em estimar novamente essas funções em outro período é verificar se a elevação dos preços das *commodities*, iniciada no ano de 2002, influenciada pelo ingresso da China na OMC no final de 2001, e o aumento na demanda por esses bens alteraram os parâmetros das respectivas funções e se, de alguma maneira, aliviou ou aprofundou a restrição externa brasileira. Ou seja, pretende-se verificar a influência desse período de commoditização nas elasticidades das respectivas funções.

Em ambos os casos, será dada atenção maior aos parâmetros estimados para as elasticidades preço e renda. Como se trata de um modelo que considera as variáveis num

período menor, apenas intervenções diferentes daquelas estimadas nas primeiras equações estimadas serão analisadas.

No caso das exportações, nota-se um aumento na exportação de bens básicos, quando comparado aos bens manufaturados e semimanufaturados na pauta das exportações brasileiras. Inclusive, como já salientado, no final de 2009, as exportações desse tipo de bem “ultrapassam” a exportação dos bens manufaturados, ampliando a importância desses produtos na pauta. Considerando essa nova configuração da pauta, a função demanda por exportações brasileiras foi estimada da seguinte forma:

$$exp_t = \mu_t + \beta_3 e_t + \beta_4 ren_mun_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (88)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (89)$$

Os resultados estão apresentados na Tabela 5.⁷

Tabela 5 - Estatísticas estimadas para a função demanda por exportações brasileiras 2001-2013

Componentes	Função Exportação 2001-2013
μ_t	0,66208 (0,00000)
Nível 2002 (3)	0,34839 (0,00000)
Nível 2004(1)	0,08177 (0,03132)
Outlier 2006(2)	-0,10778 (0,00016)
Nível 2008 (2)	0,11257 (0,00378)
Nível 2009 (1)	-0,22938 (0,00000)
Nível 2010(1)	0,11077 (0,00429)
e_t	-0,43797 (0,00000)
ren_mun_t	1,46228 (0,00000)

Continua...

⁷ O correlograma e o histograma desse modelo estão no Apêndice A, Figura 10. O valor observado e estimado, bem como o teste de estabilidade de Cusum, estão disponíveis na Figura 11.

Conclusão.

Componentes	Função Exportação 2001-2013
σ_ε^2	0,000000
σ_η^2	0,000652400
Estatísticas dos Resíduos Estimados	
Normalidade	0,81538 (0,6652)
H(14)	0,63213 (0,7994)
Box-Ljung	13,571 (0,0594)
R ²	0,99636

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Nota: Entre parênteses está o p-valor.

Além das intervenções já apresentadas pela função demanda por exportações para o período 1995-2013, esse modelo também considerou que o primeiro trimestre de 2004 e de 2010 estão entre as intervenções positivas de nível. Para a primeira intervenção, destaca-se que os anos de 2003 e 2004 foram anos em que se observou uma boa performance das exportações brasileiras. De acordo com o Boletim produzido pela Funcex (2004), esse comportamento das exportações reflete a elevação da demanda mundial, que elevou as quantidades, e a melhora nos preços das *commodities*. Em Castilho e Luporini (2010), essa elevação das exportações em 2004 se deve muito mais à alteração no *quantum* do que no preço.

No primeiro trimestre de 2010, observa-se uma irregularidade positiva. Esse período coincide com o fim da crise e a retomada do crescimento da economia brasileira, além disso, nota-se uma recuperação nos preços das *commodities*. Os parâmetros estimados para a função demanda por importações para o período 2001-2013 estão disponíveis da Tabela 6.⁸ A equação foi estimada no seguinte formato:

$$imp_t = \mu_t + \alpha_3 e_t + \alpha_4 pib_br_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (90)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (91)$$

⁸ O correlograma e histograma desse modelo estão no Apêndice A, Figura 12. A Figura 13 expõe o valor observado e o estimado para a variável dependente “importações” e o teste de estabilidade de Cusum.

Tabela 6 - Estatísticas estimadas para a função demanda por importações brasileiras 2001-2013

Componentes	Função Importação 2001-2013
μ_t	-16,53979 (0,00000)
Nível 2001(4)	-0,11703 (0,00111)
Nível 2002(1)	-0,10846 (0,00252)
Outlier 2002(4)	-0,11575 (0,00022)
Nível 2008(2)	0,09241 (0,00808)
Outlier 2009 (1)	-0,20647 (0,00000)
Nível 2009(2)	-0,35203 (0,00000)
Nível 2011(2)	0,08956 (0,00883)
Nível 2012(3)	-0,11789 (0,00088)
e_t	-0,06721 (0,34697)
pib_{br_t}	4,56628 (0,00000)
σ_ε^2	0,000245953
σ_η^2	0,000672895
Estatísticas dos Resíduos Estimados	
Normalidade	1,9730 (0,3729)
H(13)	1,0885 (0,4404)
Box-Ljung	6,5257 (0,4799)
R^2	0,99802

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Nota: Entre parênteses está o p-valor.

Além das intervenções já esclarecidas, o modelo apresentou uma quebra positiva de nível no segundo trimestre de 2011. Ao analisar os parâmetros para as elasticidades preço e renda estimados para ambas as funções, nota-se um aprofundamento da restrição externa quando se observa a relação das elasticidades-renda. Quando se compara o período total,

1995(1)-2013(4), para a função exportação, e o período 2001(1)-2013(4), houve uma redução considerável na elasticidade-renda, passando de 3,22 para 1,47.

Diante desse resultado, percebe-se que as exportações brasileiras estão ficando menos sensíveis a variações na renda mundial e, embora tenham ficado mais sensíveis a alterações no preço, essa relação é inversa daquela que seria a esperada para esse parâmetro. Seria esperado que uma desvalorização cambial elevasse as exportações brasileiras. Acrescenta-se que esse efeito do câmbio pode ser espúrio. Ou seja, possivelmente, as variações nos preços das *commodities* foram mais relevantes do que as alterações na taxa de câmbio real para explicar as modificações nas exportações brasileiras, como se pode observar no gráfico 2. Ademais, salienta-se que no exercício, o qual se utilizará de um modelo VAR/VEC, apresentado neste trabalho, na próxima seção, é possível testar esta hipótese.

Para a estimação da função demanda por importações no Brasil, o parâmetro estimado para elasticidade-renda passou de 4,01 para 4,56, mostrando que, ao considerar um período menor e mais recente, houve um aumento da sensibilidade com relação à renda interna. Nesse caso, a elasticidade-preço não pode ser considerada diferente de zero, considerando 5% de nível de significância.

De modo geral, as funções demanda por exportações e importações no Brasil estimadas se mostram mais elásticas com relação à renda, mas inelásticas com relação ao preço. Grande parte das intervenções verificadas na função importação estão relacionadas à política de comércio internacional brasileira e às crises externas. Na função exportação, destaca-se a alteração do seu perfil, principalmente após 2001, com a elevação do preços das *commodities*, iniciada no ano de 2002, e o ingresso da China na OMC no final de 2001. Como se pode notar, esses fatores alteraram não só parâmetros da respectiva função. Ao comparar as elasticidades-renda, houve um aprofundamento da restrição externa, no período recente, dada pela razão entre as elasticidades-renda da função exportação e importação e verificadas pela estimação das funções demanda por exportações e importações no período 2001-2013.

A próxima seção se dedica à definição do modelo VAR/VEC e à exposição e análise dos resultados. Nesse caso, serão estimadas as funções demanda por exportações e importações para o período 1995-2013, com a intenção de verificar principalmente a função impulso-resposta. Também serão realizados os testes estatísticos nas variáveis e no modelo, que são de suma importância para definição de um VEC, conforme já definido no capítulo anterior.

5.2 MODELO VAR/VEC DA FUNÇÃO DEMANDA POR EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES E RESULTADOS EMPÍRICOS

Esta seção se dedica a apresentar as funções demanda por exportações brasileira e a demanda por importações no Brasil para o período 1995-2013 e analisar, principalmente, os resultados apresentados nas funções impulso-resposta. Como já enfatizado, a função impulso-resposta apresenta o comportamento de uma variável, no curto prazo, a um choque no erro da equação de outra variável, também incluída no modelo. Salienta-se que se trata de um sistema de equações. Esse impulso irá repercutir no conjunto do sistema. A relevância em se estudar o comportamento desses impulsos-resposta no curto prazo é verificar a velocidade do ajustamento. Ou seja, verificar quanto tempo as variáveis levam para retornar ao seu equilíbrio de longo prazo, tal como proposto no modelo VEC.

Esta subseção está organizada da seguinte forma: primeiro são apresentados os resultados para os testes de raiz unitária para as variáveis, posteriormente são definidos o número de defasagens das variáveis do modelo para ambas as equações. A seguir, é verificada a cointegração das variáveis, definindo um modelo do tipo VEC. Para cada função estimada, o teste de causalidade de Granger é exposto. A seguir, é apresentado os resultados da função impulso-resposta. Finalmente, também para cada função estimada, é apresentada a função de longo prazo do VEC.

Neste trabalho, como já destacado no capítulo anterior, para os testes de raiz unitária foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e de Phillips-Peron (PP), e esse foi o primeiro procedimento realizado. Tais resultados estão disponíveis na Tabela 7. Para ambos os testes, a hipótese nula é que a série apresenta raiz unitária. Pelos testes, nota-se que todas as variáveis são $I(1)$, ou seja, possuem raiz unitária quando os testes são realizados na série em nível, porém $I(0)$ quando a variável é posta em primeira diferença.

Tabela 7 - Teste de raiz unitária para as variáveis: Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e

Phillips-Peron (PP)

Série *	Teste DFA	Teste PP
<i>exp</i> (c)	-0,1756 (0,9361)	-0,2163 (0,9309)
<i>exp</i> (c+t)	-2,1023 (0,5359)	-2,2769 (0,4409)
<i>dexp</i> (c)	-7,6261 (0,0000)	-7,6262 (0,0000)
<i>dexp</i> (c+t)	-7,5794 (0,0000)	-7,5795 (0,0000)
<i>imp</i> (c)	-0,1111 (0,9437)	0,1594 (0,9682)
<i>imp</i> (c+t)	-2,2143 (0,4745)	-1,9910 (0,5965)
<i>dimp</i> (c)	-6,4318 (0,0000)	-6,4218 (0,0000)
<i>dimp</i> (c+t)	-6,4949 (0,0000)	-6,5172 (0,0000)
<i>pib_br</i> (c)	0,1761 (0,9693)	0,5547 (0,9875)
<i>pib_br</i> (c+t)	-2,3099 (0,4232)	-2,6452 (0,2622)
<i>dpib_br</i> (c)	-7,7328 (0,0000)	-7,7191 (0,0000)
<i>dpib_br</i> (c+t)	-7,7047 (0,0000)	-7,6889 (0,0000)
<i>ren_mun</i> (c)	-1,2193 (0,6621)	-1,2869 (0,6317)
<i>ren_mun</i> (c+t)	-2,1490 (0,5101)	-1,8262 (0,6821)
<i>dren_mun</i> (c)	-4,6902 (0,0002)	-3,8066 (0,0043)
<i>dren_mun</i> (c+t)	-4,7811 (0,0012)	-3,8736 (0,0181)
<i>comm</i> (c)	-0,5604 (0,8721)	-0,5156 (0,8815)
<i>comm</i> (c+t)	-3,3205 (0,0709)	-2,6041 (0,2798)
<i>dcomm</i> (c)	-6,0355 (0,0000)	-5,0753 (0,0010)

Continua...

Conclusão.

Série *	Teste DFA	Teste PP
<i>dcomm</i> (c+t)	-6,0141 (0,0000)	-5,0337 (0,0005)
<i>e</i> (c)	-1,2874 (0,6316)	-1,4234 (0,5665)
<i>e</i> (c+t)	-1,4748 (0,8297)	-1,5540 (0,8016)
<i>de</i> (c)	-7,1083 (0,0000)	-7,0157 (0,0000)
<i>de</i> (c+t)	-7,1557 (0,0000)	-7,0516 (0,0000)

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Nota: Entre parênteses está o p-valor; * t: indica a adição de um parâmetro de tendência no modelo. c: indica a adição de uma constante no modelo.

Verificada a estacionariedade das séries, partiu-se para a definição do número de defasagens no modelo VAR/VEC. O número de defasagens das funções é dado por algum critério de seleção, como, por exemplo, o de Akaike ou Schwarz. As Tabelas 8 e 9 apresentam o critério de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SBC), bem como os testes de heterocedasticidade de White e de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange para a função demanda por exportações e importação, respectivamente.

Tabela 8 - Função demanda por exportações: critério de informação de Akaike e Schwarz, teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange

Ordem	2		3		4	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-16,4312	-15,1448	-16,5525	-14,7501	-16,1634	-13,8370
Teste de Heterocedasticidade - White						
	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor
	211,34	0,0549	273,0266	0,2772	365,5162	0,1634
Teste de Autocorrelação Residual LM						
Ordem	Estatística LM	p-valor	Estatística LM	p-valor	Estatística LM	p-valor
1 ^a	29,2341	0,0224	6,9065	0,9750	11,1801	0,7982
2 ^a	12,8077	0,6868	13,0301	0,6705	13,7711	0,6158
3 ^a	14,9259	0,5301	8,0347	0,9478	12,2206	0,7287
4 ^a	20,2251	0,2103	10,0562	0,8637	11,6279	0,7692
5 ^a	7,4747	0,9630	7,1472	0,9703	8,2318	0,9417

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.0.

Na análise para a função demanda por exportações foi incluída a variável preço das *commodities*, já especificada como *comm*. Nota-se que o modelo considerando duas defasagens apresenta autocorrelação serial dos resíduos, considerando 5% de nível de significância, dado pelo resultado do teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange na primeira ordem. E a 10% de nível de significância também se rejeita a hipótese de os erros serem homocedásticos, conforme resultado para o teste de White.

Pelo resultado de Akaike, o melhor seria o modelo com três defasagens e, pelo critério de Schwarz, o melhor modelo seria aquele com quatro defasagens. Dado que ambos os modelos apresentaram testes de autocorrelação para os resíduos satisfatórios, será analisado, neste trabalho, o modelo que apresenta três defasagens, uma vez que, nesse caso, de acordo com Gujarati (2006), ocorre o consumo de um número menor de graus de liberdade.

Tabela 9 - Função demanda por importação: critério de informação de Akaike e Schwarz, teste de heterocedasticidade de White e teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange

Ordem	2		3		4	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-11,3981	-10,6137	-11,5764	-10,5014	-11,4000	-10,0296
Teste de Heterocedasticidade - White						
	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor	Chi-sq	p-valor
	106,2360	0,0511	140,1093	0,1013	166,9277	0,2603
Teste de Autocorrelação Residual LM						
Ordem	Estatística LM	p-valor	Estatística LM	p-valor	Estatística LM	p-valor
1 ^a	24,2038	0,0040	6,3250	0,7070	6,3482	0,7046
2 ^a	10,5496	0,3078	4,9868	0,8355	20,4033	0,0156
3 ^a	8,4460	0,4899	9,2889	0,4110	9,2378	0,4156
4 ^a	18,7667	0,0273	4,7306	0,8571	6,7792	0,6601
5 ^a	4,2117	0,8969	9,8435	0,3633	11,8677	0,2209

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.0.

Para a função demanda por importações, de modo semelhante ao ocorrido na função demanda por exportações, o modelo de duas defasagens apresenta autocorrelação serial dos resíduos, considerando 5% de nível de significância, dado pelo resultado do teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange de primeira ordem. E a 10% de nível de significância também se rejeita a hipótese dos erros serem homocedásticos, considerando o resultado do teste de White. Porém, nesse caso, pelos critérios de Akaike e Schwarz, o melhor modelo é aquele que apresenta três defasagens e esse é que será analisado neste Capítulo 5.

Definido o número de defasagens, é necessário verificar se as variáveis cointegram. O teste de cointegração utilizado neste trabalho foi de Johansen, considerando os critérios de traço e máximo autovalor. Para cada função estimada, existe uma equação de cointegração, considerando 5% de nível de significância e o modelo com três defasagens para ambas as funções, conforme apresentado na Tabela 10.

Tabela 10 - Valores estatísticos do teste de cointegração de Johansen para a função exportação com *commodities* e para a função importação, ambas com três defasagens, com intercepto e sem tendência determinística dos dados.

Função exportação						
Nr. de equações cointegradas	Estatística do Traço	Valor Crítico*	Prob	Estatística de Máximo-Autovalor	Valor Crítico*	Prob
Nenhuma	62,477	54,079	0,007	29,126	28,588	0,043
≤ 1	33,350	35,192	0,078	14,483	22,299	0,419
≤ 2	18,867	20,261	0,077	12,689	15,892	0,149
≤ 3	6,178	9,165	0,177	6,178	9,165	0,177
Função importação						
Nr. de equações cointegradas	Estatística do Traço	Valor Crítico*	Prob	Estatística de Máximo-Autovalor	Valor Crítico*	Prob
Nenhuma	48,479	35,192	0,001	29,253	22,299	0,004
≤ 1	19,226	20,261	0,069	13,546	15,892	0,113
≤ 2	5,679	9,164	0,217	5,679	9,164	0,217

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Nota: * Valor crítico a 5% de nível de significância.

A cointegração entre as variáveis que possuam raiz unitária permite que seja utilizado o modelo do tipo VAR/VEC. No entanto, antes de especificar as funções nesse formato, será analisada a relação de causalidade de Granger entre as variáveis envolvidas na estimação das funções. Os resultados estão disponíveis nas Tabelas 11 e 12.

Tabela 11 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VEC envolvidas na estimação da função demanda por exportações

Hipótese Nula	Estatística-F	P-valor
Δexp não causa, no sentido de Granger, Δren_mun	303,8160	0,0352
Δren_mun não causa, no sentido de Granger, Δexp	589,3500	0,0013
Δexp não causa, no sentido de Granger, Δe	127,9410	0,2889
Δe não causa, no sentido de Granger, Δexp	250,4890	0,0668
Δexp não causa, no sentido de Granger, $\Delta comm$	0,4190	0,4190
$\Delta comm$ não causa, no sentido de Granger, Δexp	145,7220	0,0000

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

A Tabela 12 apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger das variáveis selecionadas para o modelo das exportações. Ao se observar a relação entre a renda mundial e as exportações, percebe-se que não se pode definir qual a relação de causalidade no sentido de Granger, uma vez que se rejeita a hipótese nula para os dois casos. Na relação entre a taxa de câmbio e as exportações é possível afirmar que, considerando um nível de significância de 7%, as alterações na taxa de câmbio causam, no sentido de Granger, as variações nas exportações, sendo que, o sentido inverso é rejeitado. Com isso, torna-se evidente que a taxa de câmbio causa, no sentido de Granger, as exportações. Por fim, ao se delimitar a relação entre os preços das *commodities* e as exportações, tem-se que a primeira variável causa, no sentido de Granger, as exportações. Assim, é possível aceitar que, de modo geral, a variável “exportações” é a variável endógena no sistema.

Tabela 12 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VEC envolvidas na estimação da função demanda por importações.

Hipótese Nula	Estatística-F	P-valor
Δimp não causa, no sentido de Granger, Δpib_br	616,3900	0,0009
Δpib_br não causa, no sentido de Granger, Δimp	139,5390	0,0000
Δimp não causa, no sentido de Granger, Δe	201,0830	0,1211
Δe não causa, no sentido de Granger, Δimp	506,0870	0,0033

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

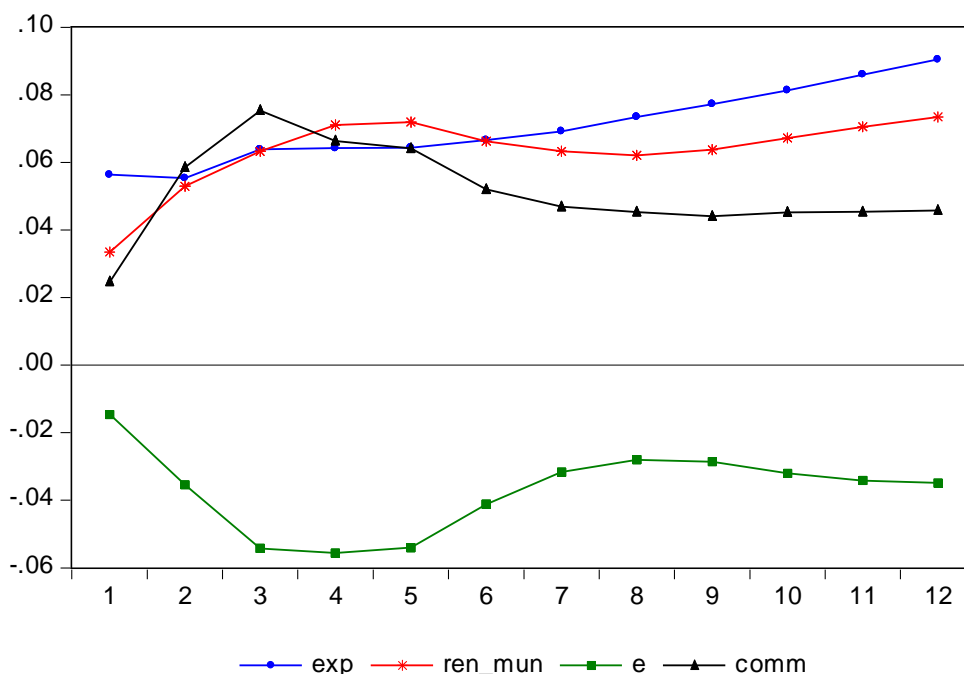
Quando se especifica os resultados estatísticos dos testes de causalidade de Granger, para a função importações, evidencia-se que a taxa de câmbio causa, no sentido de Granger, as importações. Ao mesmo tempo, não se pode definir uma relação de causalidade estatística

entre a renda mundial e as importações. Nesse sentido, ao se analisar as funções exportações e importações, em termos de causalidade estatística, caracteriza-se que a taxa de câmbio é a variável exógena nos sistemas de equações, estimados pelo modelo VAR/VEC.

Os testes estatísticos já realizados permitem que a função demanda por exportações seja estimada por meio do modelo VAR/VEC, considerando as seguintes variáveis endógenas: *exp*, *ren_mun*, *e* e *comm*, definindo três defasagens. De forma semelhante, também considerando três períodos de defasagem, e suportada pelos testes estatísticos,⁹ a função demanda por importações está estruturada em VAR/VEC, com as variáveis endógenas: *imp*, *pib_br* e *e*. Primeiro será exposta a relação de curto prazo, dada pela função impulso-resposta das respectivas funções. Posteriormente, parte-se para a análise de longo prazo, dada pela equação de longo prazo do VAR/VEC, também, das respectivas funções.

Na Figura 1, são apresentados os resultados da função impulso-resposta, considerando um impulso generalizado para o modelo VAR/VEC das exportações do Brasil. A intenção é analisar o comportamento da variável “Exportações” em relação a choques de um desvio-padrão nos termos erráticos das demais equações endógenas do modelo.

Figura 1 - Efeito impulso-resposta sobre as Exportações a partir do modelo VEC



Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

⁹ No Apêndice B, Figuras 14 e 15 estão disponíveis os resultados do teste de estabilidade dos modelos VEC propostos para a função demanda por exportações e importações, dado pelo teste de raízes inversas do polinômio característico e autorregressivo. Como todas as raízes estão dentro do círculo unitário, os modelos são passíveis de análise, pois são considerados estáveis e não explosivos.

Analisando essa figura, percebe-se que os choques nas variáveis exportações, renda mundial e *commodities* impulsionam o crescimento das exportações brasileiras. A renda mundial e as *commodities* apresentam, inclusive, um padrão cíclico similar ao afetar as exportações. Para todas as variáveis, os choques são mais intensos até o sétimo trimestre e, a partir desse período, passam a se estabilizar. Choques positivos impostos sobre a renda mundial são os que conduzem a maior expansão das exportações brasileiras, desconsiderando um choque na própria variável “Exportações”.

Um choque no índice de preços das *commodities* resulta numa forte expansão das exportações até o terceiro trimestre. A partir desse até o sétimo período, há uma retração nas exportações, quando se estabiliza num nível superior ao choque inicial, tal como acontece com a renda mundial. No entanto, chama a atenção o fato de que um choque positivo na renda mundial conduz a um comportamento bem mais estável ao longo do período, não levando a variações tão acentuadas nas exportações, como ocorre após um choque positivo na variável *commodities*.

Embora na equação de longo prazo, exposta na Tabela 13, o parâmetro estimado para a elasticidade-preço não tenha sido significativo a 5%, optou-se por manter o câmbio real no modelo para verificar seu ajuste de curto prazo, por meio da função impulso-resposta. Um choque positivo no câmbio real, que seria equivalente a uma desvalorização cambial, leva a uma retração significativa das exportações até o terceiro trimestre. Acredita-se que esse resultado é espúrio, dadas as definições teóricas. Após esse período, ocorre uma elevação das exportações e sua estabilização acontece a partir do sétimo trimestre, resultando num nível somente um pouco menor daquele verificado no período inicial do choque.

Tabela 13 - Equação de longo prazo do modelo VEC para as Exportações

Exportações	β	σ
constante	-9,0756	1,1206
<i>e</i>	-0,1799	0,0975
<i>ren_mun</i>	2,5812	0,4530
<i>comm</i>	0,5626	0,1513

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Nota: β representa o parâmetro estimado e σ o desvio-padrão.

Na estimação dessa função, incluiu-se a variável preço das *commodities*, com a intenção de verificar a influência desse índice de preços nas exportações brasileiras. O valor

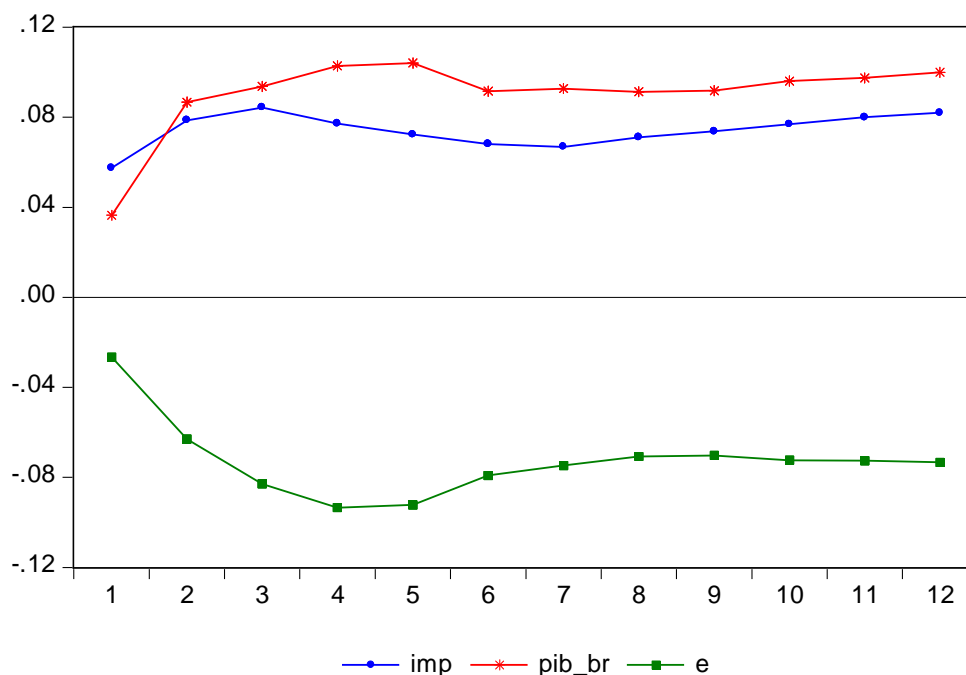
do parâmetro estimado foi 0,5626. Ou seja, 1% de elevação no preço das *commodities* eleva em 0,56% as exportações brasileiras. Esse resultado está de acordo com o resultado fornecido pelo modelo estrutural, haja vista que, no longo prazo, variações na taxa de câmbio parecem não alterar as exportações. Destaca-se que, naquele caso, foi chamada a atenção para a relação espúria entre o câmbio e as exportações.

A elasticidade-renda, conforme esperada, apresentou o maior valor entre os parâmetros estimados do modelo. De posse desses resultados, ratifica-se, conforme já exposto pelo modelo de estado de espaço, a elevada sensibilidade das exportações brasileiras à renda mundial. Além disso, considerando 95% de nível de confiança, o parâmetro para a elasticidade-renda no modelo estrutural está dentro dos limites estabelecidos pelo modelo VAR/VEC: 1,6752 e 3,4872. No modelo de estado de espaço, o parâmetro estimado foi de 3,22. Pela função de longo prazo, percebe-se que as exportações são mais sensíveis a variações no preço das *commodities* do que a variações na taxa de câmbio real. Também pela função impulso-resposta, observa-se que um choque positivo em *comm* conduz a mudanças permanentes nas exportações. Ademais, no sentido de Granger, rejeita-se que *comm* não causa *exp*.

Esse resultado está de acordo com a baixa sensibilidade dos parâmetros estimados para a elasticidade-preço, corroborando o fato de as exportações brasileiras serem pouco sensíveis a preços. Além disso, no teste de causalidade de Granger, também se confirma que a taxa de câmbio real somente influencia as exportações se for considerado mais de 6,7% de nível de significância. Quando o intervalo de confiança é de 95%, não se rejeita a hipótese do câmbio real não causar, no sentido de Granger, as exportações. Em outras palavras, variações no câmbio real não interferem, no sentido de Granger, as exportações a 5% de nível de significância. A interpretação desse parâmetro deve ser realizada com certa precaução, dado que o parâmetro pode ser considerado estatisticamente igual a zero, considerando 5% de nível de significância.

Como o principal objetivo é a análise da função impulso-resposta, considerando um impulso generalizado, na Figura 2, está exposto o comportamento da variável “Importações” em consequência de choques de um desvio-padrão nos erros das equações endógenas do modelo, considerando doze trimestres.

Figura 2 - Efeito impulso-resposta sobre as Importações a partir do modelo VEC



Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Pela Figura 2, verifica-se que um choque na variável *pib_br* resulta num nível permanente maior das importações brasileiras. Além disso, a partir do sétimo trimestre, há uma estabilização em nível consideravelmente maior do que aquele observado inicialmente. Conforme o esperado, uma desvalorização do real conduz a uma queda inicial das importações também até o sétimo trimestre. Nesse momento, há uma estabilização das importações a esse choque inicial na variável câmbio real, num nível menor do que aquele verificado ao início desse choque. Destaca-se também que um choque no PIB do Brasil eleva mais as importações do que um choque na própria variável (*imp*), diferente do que ocorre no caso das exportações. Esses resultados confirmam a sensibilidade maior das importações brasileiras à renda doméstica do que a variáveis de preço.

Na Tabela 14 estão disponíveis os parâmetros estimados para a equação de longo prazo das importações no Brasil para o período 1995-2010.

Tabela 14 - Equação de longo prazo do modelo VEC para as Importações

Importações	α	σ
constante	-6,2255	1,0117
<i>e</i>	-0,6271	0,0908
<i>pib_br</i>	2,9285	0,1592

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Nota: β representa o parâmetro estimado e σ o desvio-padrão.

Nesse caso, o parâmetro estimado para a elasticidade-preço pode ser considerado significativo e o sinal apresentado está de acordo com o esperado. Além disso, as importações se mostraram elásticas com relação à renda, dado que o valor do parâmetro para a elasticidade-renda foi de 2,92, indicando que uma elevação de 1% no PIB brasileiro resulta num aumento de 2,92% nas importações brasileiras.

Analisando as duas funções impulso-resposta, observa-se que um choque positivo na renda interna resulta em um efeito positivo permanente e mais elevado nas importações do que quando é dado um choque na renda mundial para as exportações, ratificando a elevada sensibilidade das importações à renda interna.

Esses resultados confirmam aqueles já apresentados pelo modelo de estado de espaço. Embora dois modelos distintos não possam ser comparados diretamente. No entanto, os parâmetros estimados, considerando métodos de estimação diversos, confirmam a hipótese de restrição externa dada pela relação das elasticidades-renda da demanda por exportações e importações. Para todos os casos, inclusive quando foram estimadas as funções considerando o período 2001-2013, as elasticidades-renda da demanda por exportações foram menores as elasticidades-renda da demanda por importações.

Para as funções demanda por exportações, os parâmetros estimados para a elasticidade-preço apresentaram sinal inverso ao esperado pela teoria, embora esse parâmetro não tenha sido considerado estatisticamente significativo para o modelo VAR/VEC. Na próxima seção, serão realizadas as considerações finais, visando conciliar a revisão bibliográfica com os resultados empíricos obtidos nesta pesquisa.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação, utilizando o arcabouço teórico de Thirlwall, teve como objetivo analisar se o balanço de pagamentos constitui uma limitação para o crescimento econômico brasileiro, dada a razão entre as elasticidades-renda da demanda por exportações e importações. Para averiguar esta questão e, tendo como suporte testes empíricos realizados por outros pesquisadores, as funções demanda por exportações e importações foram estimadas considerando os dados da balança comercial brasileira.

Para o alcance do objetivo proposto, foram apresentadas as extensões do modelo de Thirlwall, que, desde a sua exposição, no ano de 1979, vem sendo aprimorado, com a intenção de tornar a análise mais realista para os países nos quais a hipótese está sendo verificada ou, ainda, com a finalidade de verificar qual a importância de cada conta do balanço de pagamentos para a restrição externa. Nota-se que essas abordagens acrescentam alguma particularidade dos países ou conjunto de países. Nesse contexto, a abordagem multissetorial, conforme especificada por Araújo e Lima (2007), avançou em tentar verificar as elasticidades de forma desagregada, seja por categoria de uso ou fator agregado, e os resultados empíricos parecem ter avançado bastante em responder aos problemas estruturais da economia brasileira e seus reflexos no balanço de pagamentos.

No que tange às pesquisas empíricas expostas no capítulo 3, em sua maioria, confirmam a validade de crescimento com restrição externa para o caso brasileiro e para os países em desenvolvimento. Pode-se acrescentar que esse mesmo resultado foi obtido nos trabalhos que tinham como objetivo estimar as elasticidades-renda de exportação e importação. Ressalta-se, ainda nesses trabalhos, a elevada sensibilidade das exportações à variável renda e a pouca sensibilidade à variável preço.

De modo geral, na estimação das funções exportações e importações, foram utilizadas principalmente técnicas de cointegração. Esta pesquisa inovou ao estimar essas funções a partir de um modelo estrutural em formato de estado de espaço. Essa especificação econométrica permite descartar a hipótese da estacionariedade, permitindo que as variáveis sejam utilizadas em nível. Além disso, as intervenções fornecidas pelo próprio método estatístico permitem verificar sua aderência a acontecimentos econômicos, tornando a análise mais realista, dado que não há imposição de intervenção de forma exógena.

Analisando as funções demanda por importações estimadas pelo modelo de estado de espaço, nota-se que, tanto para o período entre os anos 1995-2013, quanto para o período dos

anos 2001-2013, elas tiveram mais intervenções quando comparadas com as funções demanda por exportações e, por isso, podem ser consideradas mais instáveis. De modo geral, as possíveis justificativas para as quebras de nível ou *outliers* podem ser relacionadas a eventos internos da economia brasileira, como as medidas protecionistas por meio das tarifas aduaneiras e a abertura comercial, principalmente durante a implementação do Plano Real. Durante ambos os períodos, também é possível perceber a elevada sensibilidade à renda interna e às crises externas.

Na estimação da função demanda por exportações, para os dois períodos considerados: 1995-2013 e 2001-2013, especifica-se que grande parte das intervenções pode ser associada a variações no preço das *commodities*. Esse resultado, juntamente com a entrada da China na Organização Mundial do Comércio (OMC), que resultou na elevação da demanda por bens básicos, justificam a estimação das funções demanda por exportações e importações para o período mais recente, entre os anos de 2001-2013. Pelos parâmetros calculados para as elasticidades-renda, considerando o ano de 1995 até o ano de 2013, pode-se verificar que, pela razão das elasticidades-renda das exportações e importações, já se pode confirmar a hipótese de restrição externa, uma vez que o parâmetro estimado para as exportações é menor do que aquele verificado para a elasticidade-renda da demanda por importações.

No caso em que as funções demanda por exportações e importações são estimadas para o período mais recente, entre os anos de 2001-2013, nota-se um aprofundamento dessa restrição. Como já enfatizado, considerando a razão entre os coeficientes estimados para a elasticidade-renda da demanda por exportações e importações, a renda brasileira estaria condenada a crescer, *coeteris paribus*, no mínimo 20% menos do que a renda mundial para que não haja problemas no balanço de pagamentos, dada a estrutura da balança comercial, quando se analisa o período entre os anos de 1995-2013. Para o período que compreende os anos de 2001-2013, as exportações se tornaram menos sensíveis à renda mundial e as importações se tornaram mais elásticas à renda interna, aumentando a restrição externa e limitando, *coeteris paribus*, o crescimento da renda brasileira a, aproximadamente, 30% da renda mundial. Essas constatações estão de acordo com a hipótese de Thirlwall.

Acrescenta-se que, no modelo estrutural, tentou-se incluir uma variável que representasse as variações dos preços das *commodities*, porém o modelo não apresentou relevância estatística, possivelmente em função da endogenia dessa variável com a série “exportações”. Além disso, como já exposto, existe multicolinearidade entre o índice de preços das *commodities* e renda mundial. De fato, a correlação entre essas duas variáveis é superior a 91%. Nesse caso, e para o modelo estrutural, optou-se por estimar a função

considerando o câmbio real e a renda mundial para obter as elasticidades preço e renda, respectivamente. O índice de preços das *commodities* foi incluído na análise VAR/VEC.

Quando se verifica a importância do preço das *commodities* na função demanda por exportações, nesse caso utilizando o modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros (VAR/VEC), nota-se que as exportações brasileiras entre os anos de 1995-2013 foram mais sensíveis aos preços das *commodities* do que ao câmbio real, justificando a inclusão dessa variável na análise empírica e, ao mesmo tempo, ratificando a importância de uma pesquisa mais aprofundada da interferência dessa variável na balança comercial.

Enquanto até o ano de 2002 a composição dos bens básicos na pauta exportadora foi relativamente estável, a partir desse ano, esses tipos de bens começam a apresentar maior participação, até o momento em que supera a participação dos bens manufaturados na composição da pauta exportadora brasileira, o que ocorre no ano de 2009. Ressalta-se, pelos resultados apresentados nesta pesquisa, que o processo de commoditização da pauta de exportações brasileira aprofundou o problema da restrição externa brasileira. Logo, é oportuno o debate sobre a reprimarização e sobre a possível influência da composição da pauta exportadora brasileira na taxa de crescimento econômico. Nesse caso, observa-se uma aproximação com a abordagem estruturalista.

Em todas as estimações para a função demanda por exportações, o parâmetro estimado para a taxa de câmbio real apresentou sinal oposto do esperado pelo padrão teórico e essa relação foi considerada espúria. Dessa forma, existe tanto restrição externa, para o caso brasileiro, dada pela razão entre as elasticidades-renda e confirmadas através da construção de dois modelos econométricos, como também a taxa de câmbio parece não ser uma solução para essa condição. Caso as funções estimadas fossem sensíveis à taxa de câmbio, essa poderia ser mantida num nível desvalorizado e competitivo, incentivando as exportações, assumindo, é claro, que o Banco Central possa atuar no mercado de câmbio e interferir no preço da moeda estrangeira.

Na análise de curto prazo, possibilitada pela função impulso-resposta no modelo VAR/VEC, ratificam-se os resultados já expostos: um choque tanto na renda mundial, quanto nas exportações, impulsiona o crescimento das exportações brasileiras. Além disso, como já discutido, a renda mundial e as *commodities* apresentam um padrão cíclico similar ao afetar as exportações e, para todas as variáveis, os choques são mais intensos até o sétimo trimestre, a partir desse período, passam a se estabilizar. No caso da função demanda por importações, um choque no PIB brasileiro resulta num nível permanente maior das importações brasileiras. E a

estabilização também acontece a partir do sétimo trimestre, quando as importações se encontram num nível consideravelmente maior.

Ressalta-se que um choque na renda do Brasil eleva mais as importações do que um choque na própria variável “importações”. Outra análise que também pode se fazer, observando conjuntamente as funções impulso-resposta, é a de que um choque na renda interna conduz a um nível maior as importações do que um choque na renda mundial para as exportações brasileiras. Dito de outra forma, um choque na renda mundial conduz a um aumento no nível das exportações, porém menor do que aquele conduzido nas importações, quando um choque é dado na renda interna.

Diante do exposto, conclui-se que o ajuste da balança comercial brasileira, quando observada de um modo geral, não pode ser feito a partir de alterações suaves da taxa de câmbio, haja vista a pouca sensibilidade das funções demanda por importações e exportações para esse parâmetro. As exportações são mais sensíveis aos preços das *commodities* que a taxa de câmbio real. Dessa forma, a maior parte do ajuste deverá ser realizada através de variáveis sobre as quais o Brasil não possui controle, como a renda mundial ou preço das *commodities* ou, então, restringir a própria renda para controlar os déficits comerciais. Assim, o balanço de pagamentos, considerando a balança comercial, tal como exposto no modelo de Thirlwall (1979), tende a limitar o crescimento econômico brasileiro.

Este trabalho não esgota o tema da restrição do crescimento econômico pelo balanço de pagamentos. Com isso, pesquisas que tratem da questão da commoditização sob esse arcabouço teórico seriam convenientes. Além disso, cabe uma investigação também mais aprofundada da relação da taxa de câmbio real na função demanda por exportações. Outra possibilidade de estudo está na aplicação desses mesmos exercícios econométricos considerando somente as exportações totais da indústria de transformação e, a partir daí, verificar as relações das elasticidades renda e preço das funções demanda por exportações. Nesse caso, não seria necessária a inclusão do índice de preços das *commodities*. Uma pesquisa considerando os países que compõem a América Latina também seria interessante, como forma de confrontar a validade desses resultados também para essas nações em desenvolvimento.

REFERÊNCIAS

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

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARTUS, P.; MISTRAL, J.; PLAGNOL, V. **L'émergence de la Chine: impact économique et implications e politique économique**. Paris: Conseil d'Analyse Économique, 2011.

ATESOGLU, H. Balance-of-payments-constrained growth model and its implications for the United States. **Journal of Post-Keynesian Economics**, v. 19, n. 3, p. 327-335, 1997.

_____. Balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 15, n. 4, p. 507-516, 1993.

AUDITORES da Receita Federal encerram greve de dois meses amanhã. **Folha Online**, 5 jul. 2006. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/folha/dinheiro/ult91u109161.shtml>>. Acesso em: 11 out. 2014.

AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. **Nova Economia**, v. 8, n. 1, p. 37-63, 1998.

BALASSA, B. Export composition and export performance in the industrial countries, 1953-71. **The Review of Economics and Statistics**, v. 61, n. 4, p. 604-607, Nov. 1979.

_____. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journal of Political Economy**, v. 72, n. 6, p. 584-596, 1964.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Notas explicativas ao Balanço de Pagamentos compilado de acordo com as normas estabelecidas na quinta edição do Manual de Balanço de Pagamentos do FMI*. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>>. Acesso em: 06 mar. 2015.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema gerenciador de séries temporais - v2.1. **Exportações**. Disponível em:

<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>>. Acesso em: 20 out. 2014.

BARBOSA-FILHO, N. H. The balance-of-payments constraint: from balanced trade to sustainable debt. **BNL Quarterly Review**, n. 219, p. 381-400, Dec. 2001.

BAUMANN, R.; RIVERO, J.; ZAVATTIERO, Y. As tarifas de importação no Plano Real. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 3, p. 541-586 1997.

BÉRTOLA, 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**, v. 25, n. 1, p. 123-140, 2002.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Receita Federal. Dados gerais das importações. Disponível em <<http://www.receita.fazenda.gov.br/Historico/Aduana/Importacao/1998/abril/dadosgerais.htm>>. Acesso em: 20 out. 2014a.

_____. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial Mensal. **Série histórica**: 1995 a 2014. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=1161>>. Acesso em: 20 out. 2014b.

_____. Receita Federal. **Lei nº 9.440, de 14 de março de 1997**. Estabelece incentivos fiscais para o desenvolvimento regional e dá outras providências. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/legislacao/leis/ant2001/lei944097.htm>>. Acesso em: 25 out. 2014.

BRESSER-PEREIRA, L. C. The Dutch Disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 1, p. 48-71, Jan./Mar. 2008.

CARNEIRO, R. M. **Commodities, choques externos e crescimento**: reflexões sobre a América Latina. Santiago: Cepal, enero 2012. (Serie Macroeconomía del Desarrollo, n. 117).

CARVALHO, V. R. S. **A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira**: investigando as relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico. Rio de Janeiro: BNDES, 2007.

CARVALHO, V. R.; GOUVEA, R. R.; LIMA, G. T. Restrição externa ao crescimento econômico de longo prazo: a experiência brasileira. In: DUARTE, P. G.; SILBER, S. D.; GUILHOTO, J. (Org.). **O Brasil e a ciência econômica em debate**: o estado da arte em economia. São Paulo: Saraiva, 2011. v. 2. p. 1-24.

CARVALHO, V. R.; LIMA, G. T. Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira. **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 1 (35), p. 31-60, 2009.

CARVALHO, V. R.; LIMA, G. T.; SANTOS, A. T. L. A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. **Revista Economia**, v. 9, n. 2, p. 285-387, 2008.

CASTILHO, M. R.; LUPORINI, V. **A elasticidade-renda do comércio regional de produtos manufaturados**. Brasília, DF: CEPAL. Escritório no Brasil/IPEA, 2010. (Textos para Discussão CEPAL-IPEA, 18).

CERQUEIRA, L. F. Metodologia para a estimação do PIB trimestral utilizando modelos univariados e multivariados em espaço com valores omissos, Benchmarking, variáveis explicativas e heterocedasticidade. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMETRIA, 28., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: Sociedade Brasileira de Econometria, 2006. v. 1. p. 1-25.

CHENERY, H. B.; BRUNO, M. Development alternatives in an open economy: the case of Israel. **The Economic Journal**, v. 72, n. 285, p. 79-103, Mar. 1962.

CHENERY, H. B.; MACEWAN, A. Optimal patterns of growth and aid the case of Pakistan. **The Pakistan Development Review**, v. 2, p. 209-242, 1966.

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. **an introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2007.

CRAFTS, N. F. R. Economic growth. In: CRAFTS, N. F. R.; WOODWARD, N. W. C. (Ed.). **The British economy since 1945**. Oxford: Clarendon Press, 1991.

_____. The assessment: British economic growth over the long run. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 4 n. 1, p. 1-21, 1988.

DE NEGRI, F.; ALVARENGA, G. V. A primarização da pauta de exportações no Brasil: ainda um dilema. **Boletim Radar** n. 13, p. 7-14, 2011.

DELFIN NETTO, A. Meio século de Economia Brasileira: desenvolvimento e restrição externa. In GIAMBIAGI, F. *et al.* (Org.). **Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Campus, 2005. p. 225-257.

ECONOMIA brasileira: os problemas acumulados começaram a vir à tona. Entrevista especial com Plínio de Arruda Sampaio Jr. **Revista IHU On-line**, São Leopoldo, 9 abr. 2013. Disponível em: <<http://www.ihu.unisinos.br/entrevistas/519111-economia-brasileira-os->

problemas-acumulados-comecaram-a-vir-a-tona-entrevista-especial-com-plinio-de-arruda-sampaio-jr>. Acesso em: 30 jan. 2014.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2010.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

FERRARI, M. A. R.; FREITAS, F. N. P.; BARBOSA-FILHO, N. A taxa de câmbio real e a restrição externa: uma proposta de releitura com elasticidades endógenas. **Revista de Economia Política**, v. 33, n. 1 (130), p. 60-81, jan.-mar. 2013.

FERRAZ, F. C. **Crise financeira global: impactos na economia brasileira, política econômica e resultados**. 2013. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013.

FERREIRA, A. L. **A Lei de Thirlwall**. 2001. 102 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2001.

FILGUEIRAS, L. O neoliberalismo no Brasil: estrutura, dinâmica e ajuste do modelo econômico. In: BASUALDO, E. M.; ARCEO, E. (Org.). **Neoliberalismo y sectores dominantes: tendencias globales y experiencias nacionales**. Buenos Aires: CLACSO, 2006. v. 1. p. 179-206.

FONSECA, P. C. D. Estado e industrialização consciente: 1930-1955. **Questões de Economia Política**, Porto Alegre, v. 3, n. 4, p. 20-32, 1987.

FRANCO, G. A inserção externa e o desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 18, n. 3, p. 121-147, 1998.

GALA, P. **Política cambial e macroeconomia do desenvolvimento**. 2006. Tese (Doutorado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006. Disponível em: <<http://www.eumed.net/tesis-doctorales/2007/psosg/Trabalhos.htm>>. Acesso em: 7 dez. 2014.

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

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

GUJARATI, D. N.; PORTER D. C. **Econometria básica**. 5. Ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

GURRIERI, A. A economia política de Raúl Prebisch. In: _____. (Org.). *O Manifesto Latino-Americano e outros ensaios*. Rio de Janeiro: Contraponto; Centro Internacional Celso Furtado, 2011.

HARROD, R. **International economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1933.

_____. **International economics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1947.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

HARVEY, A.; KOOPMAN, S. J.; SHEPHARD, N. **State space and unobserved component models: theory and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; LIM, G. C. **Principles of Econometrics**. Hoboken, NJ: Wiley, 2011.

HOLLAND, M.; VIEIRA, F.; CANUTO, O. Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America. **Investigación Económica**, v. 63, n. 247, p. 45-74, enero-mar. 2004.

HOUTHAKKER, H. S.; MAGEE, S. P. Income and price elasticities in world trade. **Review of Economics and Statistics**, v. 51, n. 2, p. 111-125, May, 1969.

IBGE. Séries Históricas e Estatísticas. Produto Interno Bruto. **Variação em volume**: taxa trimestral. Disponível em: <<http://seriesestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?no=12&op=0&vcodigo=ST12&t=produto-interno-bruto-br-variacao-volumebrtaxa>>. Acesso em: 15 mar. 2014.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **IMF Primary Commodity Prices**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>>. Acesso em: 20 out. 2014.

JAYME JR., F. G. Balance of payments constrained economic growth in Brazil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 23, n. 1, p. 62-84, 2003.

JAYME JR., F. G.; RESENDE, M. F. C. Crescimento econômico e restrição externa: teoria e a experiência brasileira. In: MICHEL, R.; CARVALHO, L. (Org.). **Crescimento econômico: setor externo e inflação**. Rio de Janeiro: Ipea, 2009.

KALDOR, N. The case for regional policies. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 17, n. 3, p. 337-348, 1970.

_____. **Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom: an inaugural lecture.** Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

KHAN, M. Import and export demand in developing countries. **MF Staff Papers**, v. 21, n. 3, 678-693, Nov. 1974.

KRUGMAN, P. Differences in the income elasticities and trends in the real exchange rates. **European Economic Review**, v. 33, n. 5, p. 1031-1046, May 1989.

KUME, H. **A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva.** Rio de Janeiro: Ipea, maio 1996. (Texto para Discussão, n. 423).

LESSA, C. **Quinze anos de política econômica.** São Paulo: Brasiliense, 1981.

LIMA, G. T.; CARVALHO, V. R. Macrodinâmica do produto sob restrição externa: a experiência brasileira no período 1930-2004. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 1, p. 55-77, 2008.

LÓPEZ, J.; CRUZ, A. "Thirlwall's law" and beyond: the Latin American experience. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 22, n. 3, p. 477-495, 2000.

MCCOMBIE, J. S. L. 'Thirlwall's Law' and balance of payments constrained growth: a comment on the debate. **Applied Economics**, v. 21, n. 5, p. 611-629, 1989.

_____. Are international growth rates constrained by the balance of payments? A comment on professor Thirlwall. **BNL Quarterly Review**, v. 34, n. 139, p. 455-458, 1981.

_____. Criticisms and defences of the balance-of-payments constrained growth model: some old, some new. **PSL Quarterly Review**, v. 64, n. 259, p. 353-392, 2011.

_____. On the empirics of balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 19, n. 3, p. 345-375, 1997.

_____. Thirlwall's "law" and balance of payments constrained growth: more on the debate. **Applied Economics**, v. 24, p. 493-512, 1992.

MCCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. **Economic growth and the balance-of-payments constraint.** London: The Macmillan Press, 1994.

_____. **Essays on balance of payments constrained growth.** London: Routledge, 2004.

MCCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. The dynamic Harrod foreign trade multiplier and the demand-oriented approach to economic growth: an evaluation. **International Review of Applied Economics**, v. 11, n. 1, p. 5-26, 1997.

MCGREGOR, P. G.; SWALES, J. K. Balance of payments constrained growth: a rejoinder. **Applied Economics**, v. 18, n. 12, p. 1265-1274, 1986.

_____. Professor Thirlwall and balance of payments constrained growth. **Applied Economics**, v. 17 n. 1, p. 17-32, 1985.

_____. Thirlwall's Law and balance of payments constrained growth: further comment on the debate. **Applied Economics**, v. 23 n. 1, p. 9-20, 1991.

MEDEIROS, C.; SERRANO, F. **Inserção externa, exportações e crescimento no Brasil: polarização mundial e crescimento**. Petrópolis: Vozes, 2001.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Structural change in the Brazilian demand for imports: a regime switching approach. **Latin American Meetings of the Econometric Society**, n. 346, 2004.

MORENO-BRID, J.C. Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: a theoretical and empirical analysis. **Metroeconomica**, v. 54, n. 2-3, 346-365, 2003.

_____. On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 21, n. 2, p. 283-298, Winter 1998/1999.

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

MORETTIN, P. A. **Econometria financeira: um curso em series temporais financeiras**. São Paulo: Edgard Blucher, 2008.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

MUNIZ, F. J.; MOREIRA, T. B. S.; CAJUEIRO, D. O. Determinantes da taxa de juros no Brasil: uma abordagem não-linear usando modelos de Markov-Switching. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 11, n. 2, p. 7-40, 2012.

MYRDAL, G. **Economic theory and underdeveloped regions**. London: Duckworth, 1957.

NASSIF, A. Há evidências de desindustrialização no Brasil? **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 1, p. 72-96, 2008.

NASSIF, A.; FEIJÓ, C.; ARAÚJO, E. Structural change and economic development: Is Brazil catching up or falling behind? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas. Anais... Porto de Galinhas: Anpec, 2012.

PALLEY, T. I. Pitfalls in the theory of growth: an application to the balance-of-payments-constrained growth model. In: SETTERFIELD, M. (Ed.). **The economics of demand-led growth**. Cheltenham: Edward Elgar, 2002. p. 115-125.

PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics: a time series approach**. Wiltshire: Palgrave, 2000.

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

PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

POLTEROVICH, V. M.; POPOV, V. **Accumulation of foreign exchange reserves and long term growth**. Moscow, Russia: MPRA, 2002. (MPRA Paper, n. 20069).

PORCILE, G.; CURADO, M.; BAHRY, T. R. Crescimento com restrição no balanço de pagamentos e “fragilidade financeira” no sentido minskyano: uma abordagem macroeconômica para a América Latina. **Economia e Sociedade**, v. 12, n. 1, p. 25-41, 2003.

PRATES, D. M.; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. C. O Brasil e a crise financeira global: avaliando os canais de transmissão nas contas externas. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 15, n. 1, p. 62-91, jan./abr. 2011.

PREBISCH, R. O desenvolvimento econômico da América Latina e seus principais problemas. **Revista Brasileira de Economia**, v. 3, n. 3, p. 47-111, 1949.

_____. Problemas teóricos y prácticos del crecimiento económico. . In: GURRIERI, A. **La obra de Prebisch en la Cepal**. México: Fondo de Cultura Económica, 1982. (Problemas teóricos y prácticos del crecimiento económico). Publicado originalmente em 1951.

SALVATO, M. A.; SANTANA, P. H.; SILVA, L. A. G. Evolução da balança comercial brasileira no período de câmbio flutuante. **Economia & Tecnologia**, ano 4, v. 13, p. 5-18, abr.-jun. 2008.

SANTOS, A. M. A. *et al.* Elasticidades preço e renda das exportações e importações: uma abordagem através de dados em painel para os estados do Brasil. **Análise**, v. 22, n. 2, p. 202-212, jul./dez. 2011.

SERRA, J. Ciclos e mudanças estruturais na economia brasileira do após-guerra. **Revista de Economia Política**, v. 2/2, n. 6, p. 5-45, 1982.

SETTERFIELD, M. 'Thirlwall's Law and Palley's Pitfalls : a reconsideration. In: Philip ARESTIS, P.; MCCOMBIE, J.; VICKERMAN, R. (Ed.). **Growth and economic development: essays in honour of A.P.Thirlwall**. Cheltenham: Edward Elgar, 2006.

SILVA, A. B. M.; PORTUGAL, M. S.; CECHIN, A. L. Redes neurais artificiais e análise de sensibilidade: uma aplicação à demanda de importações brasileiras. **Economia Aplicada**, v. 5, n. 4, p. 645-693, 2001.

SKIENDZIEL, A. G. L. **Estimativas de elasticidades de oferta e demanda de exportações e de importações brasileiras**. 100 f. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) - Departamento de Economia, Instituto de Ciências Humanas, Universidade de Brasília, 2008.

SOARES, C. **O modelo de balanço de pagamentos restrito e desindustrialização: teoria e evidências para o caso brasileiro**. 170 f. 2012. Tese (Doutorado em Economia) - Departamento de Economia, Instituto de Ciências Humanas, Universidade de Brasília, 2012.

SOARES, C.; TEIXEIRA, J. R. A lei de Thirlwall multissetorial: novas evidências para o caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** Porto de Galinhas, 2012.

TAVARES, M. C. **Acumulação de capital e industrialização no Brasil**. Campinas: Editora Unicamp, 1986.

THIRLWALL, A. P. Balance of payments constrained growth models: history and overview. In: SOUKIAZIS, E.; CERQUEIRA, P. A. (Ed.). **Models of balance of payments constrained growth: history, theory and empirical evidence**. London: Palgrave Macmillan, 2012. p. 11-49.

_____. Balance of payments constrained growth models: history and overview. **PSL Quarterly Review**, v. 64, n. 259, p. 307-351, 2011.

_____. Balance of payments constrained growth: a reply to McGregor and Swales. **Applied Economics**, v. 18, n. 12, p. 1259-1263, 1986.

THIRLWALL, A. P. Balance of payments constrained growth: a reply to McGregor and Swales. **Applied Economics**, v. 18, n. 12, p. 1259-1263, 1986.

_____. **Growth & development**: with special reference to developing economies. 8. ed. New York: Palgrave Macmillan, 2006.

_____. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, v. 128, p. 45-53, 1979.

THIRLWALL, A. P.; HUSSAIN, M. N. The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. **Oxford Economic Papers**, v. 34, n. 3, p. 498-510, 1982.

TONETO JUNIOR, R.; NAKABASHI, L.; LOPES, G. B. Algumas considerações para elevar o crescimento da economia brasileira. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 9, n. 1, p. 151-162, jan.-mar. 2013.

VARTANIAN, P. R. **Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países membros do Mercosul**. 140 f. 2008. Tese (Doutorado em Integração da América Latina) - Programa de Pós-Graduação em Integração da América Latina, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

VASCONCELLOS, M. A. S.; GREMAUD, A. P.; TONETO JUNIOR, R. **Economia Brasileira Contemporânea**. 4. ed. São Paulo: Saraiva, 2002.

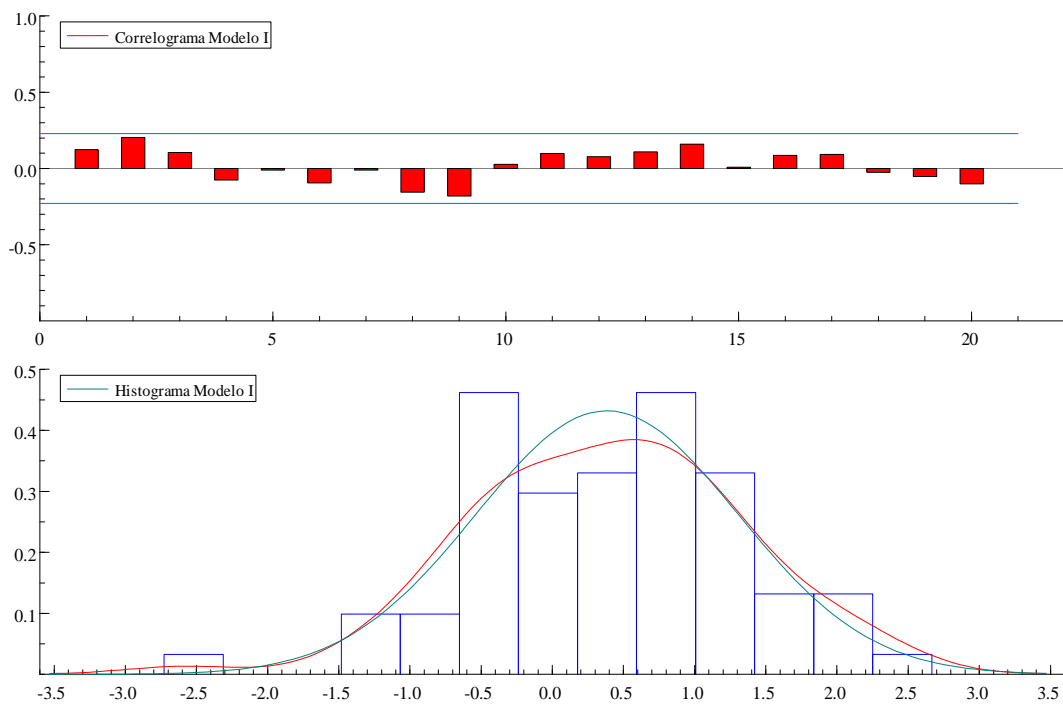
VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. 3. ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2008.

VERDOORN, P. J. On the factors determining the growth of labor productivity. **Italian Economic Papers**, v. 2, p. 59-68, 1949.

VIEIRA, F. A. C.; HOLLAND, M. Crescimento econômico secular no Brasil, modelo de Thirlwall e termos de troca. **Economia e Sociedade**, v. 17, n. 2, p. 17-46, 2008.

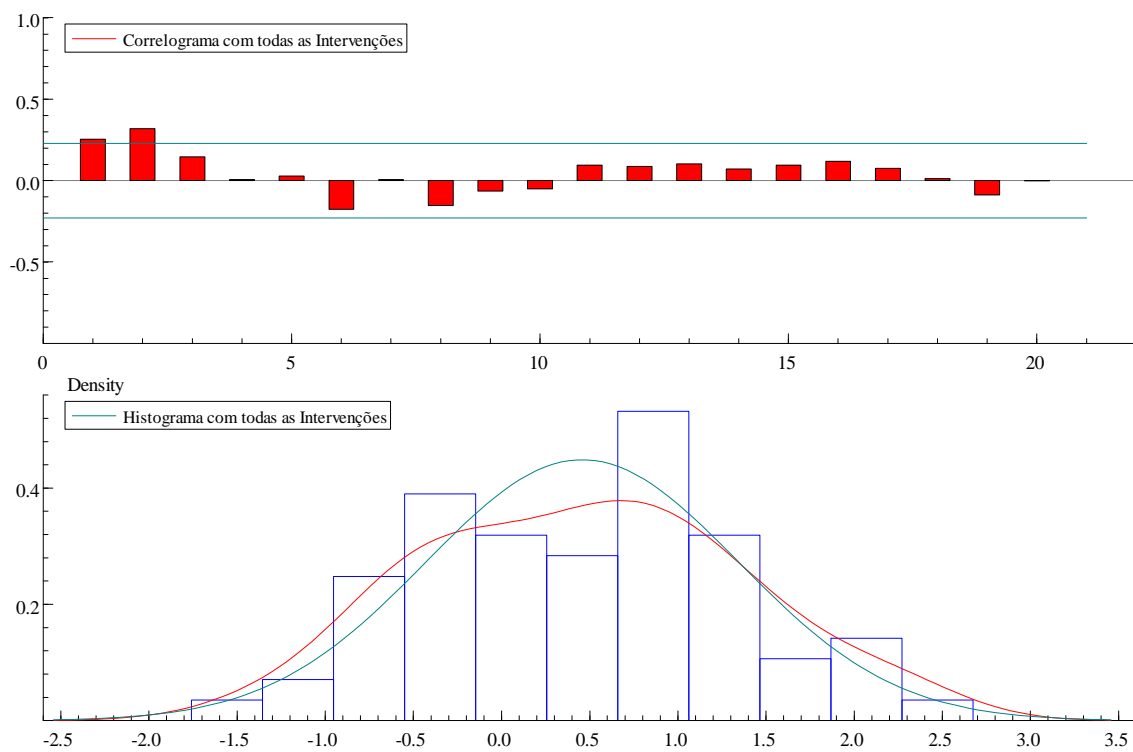
APÊNDICE A – Testes de Estabilidade do Modelo Estrutural

Figura 3 - Correlograma e histograma do modelo I – univariado para as exportações



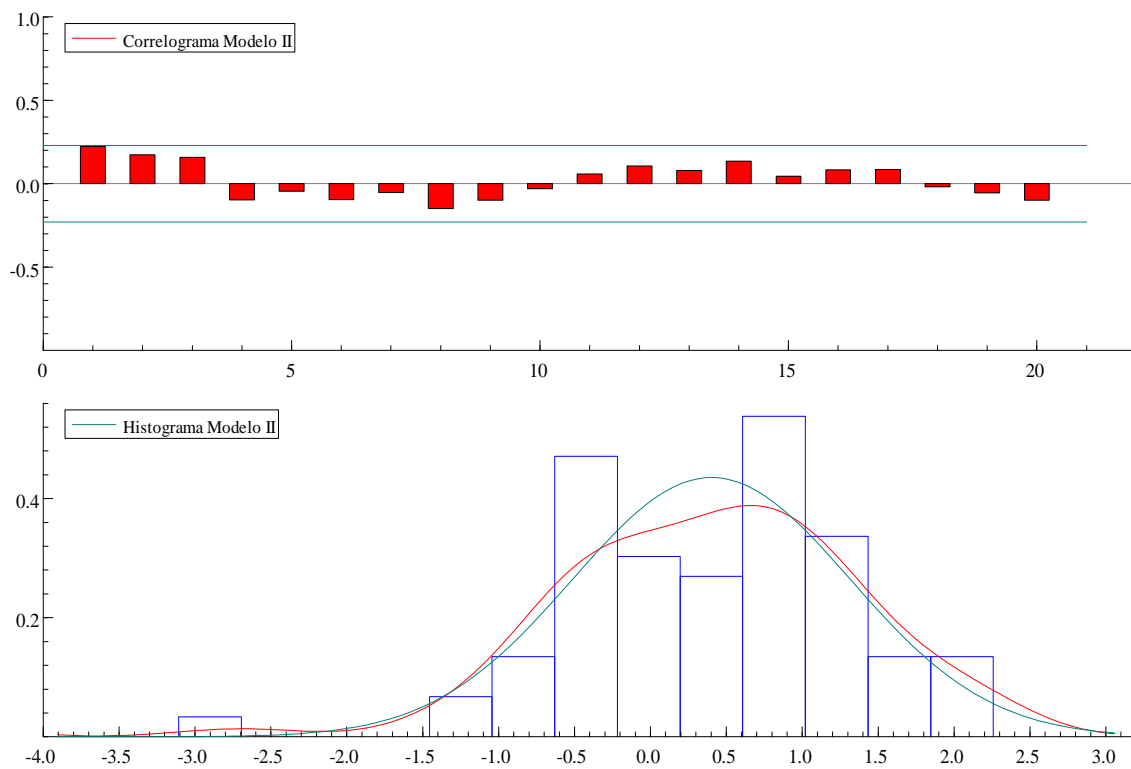
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 4 - Correlograma e histograma considerando as quebras de nível em 2002(3), 2009(1), 2008(4) e os outliers 2006(2), 2008(3) para o modelo univariado das exportações



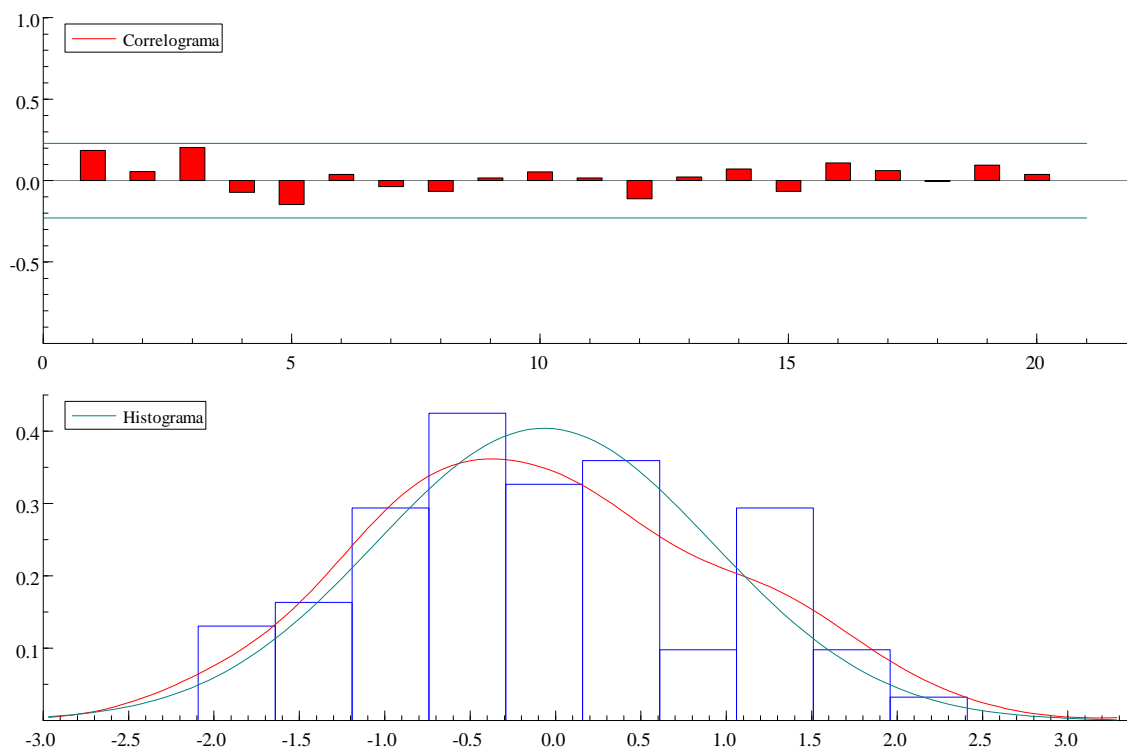
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 5 - Correlograma e histograma do modelo II – univariado para as exportações



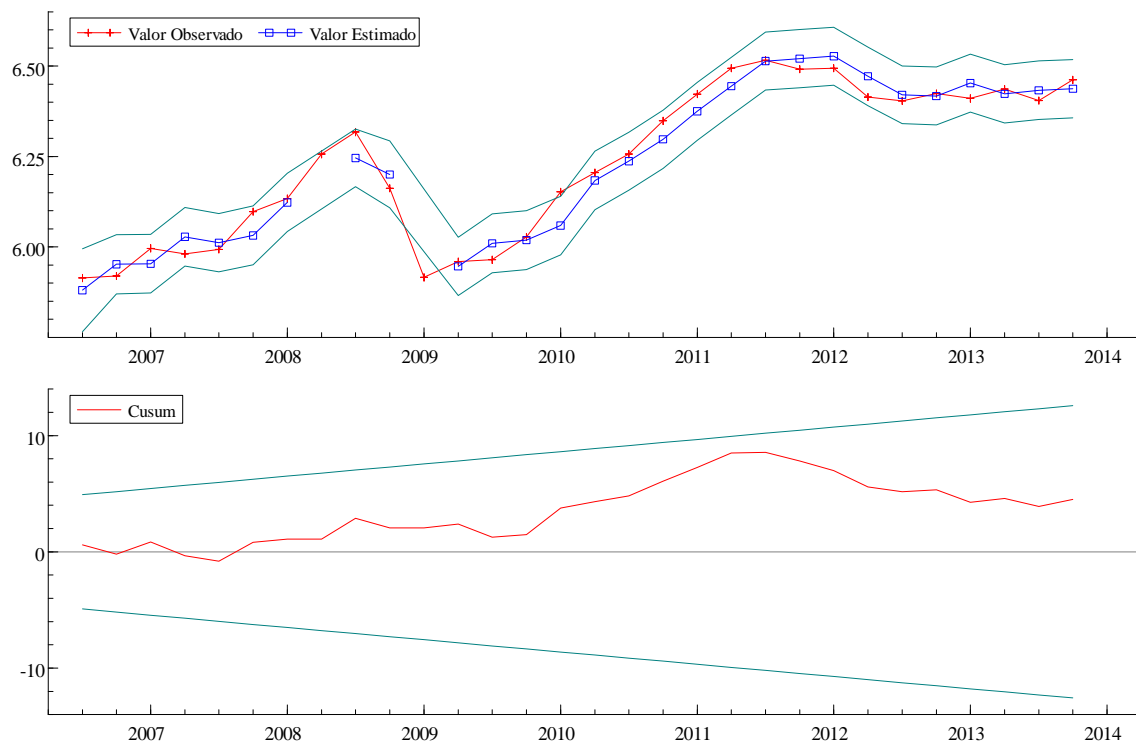
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 6 - Correlograma e histograma da função demanda por exportações brasileiras 1995-2013



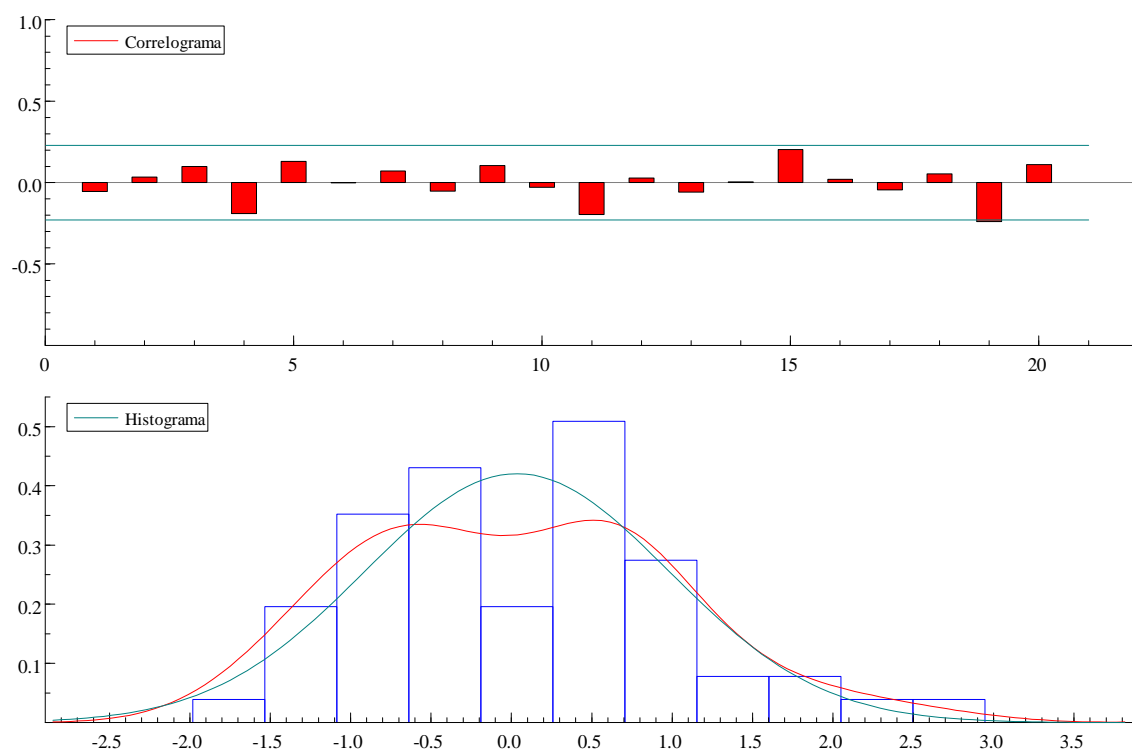
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 7 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por exportações brasileiras 1995-2013



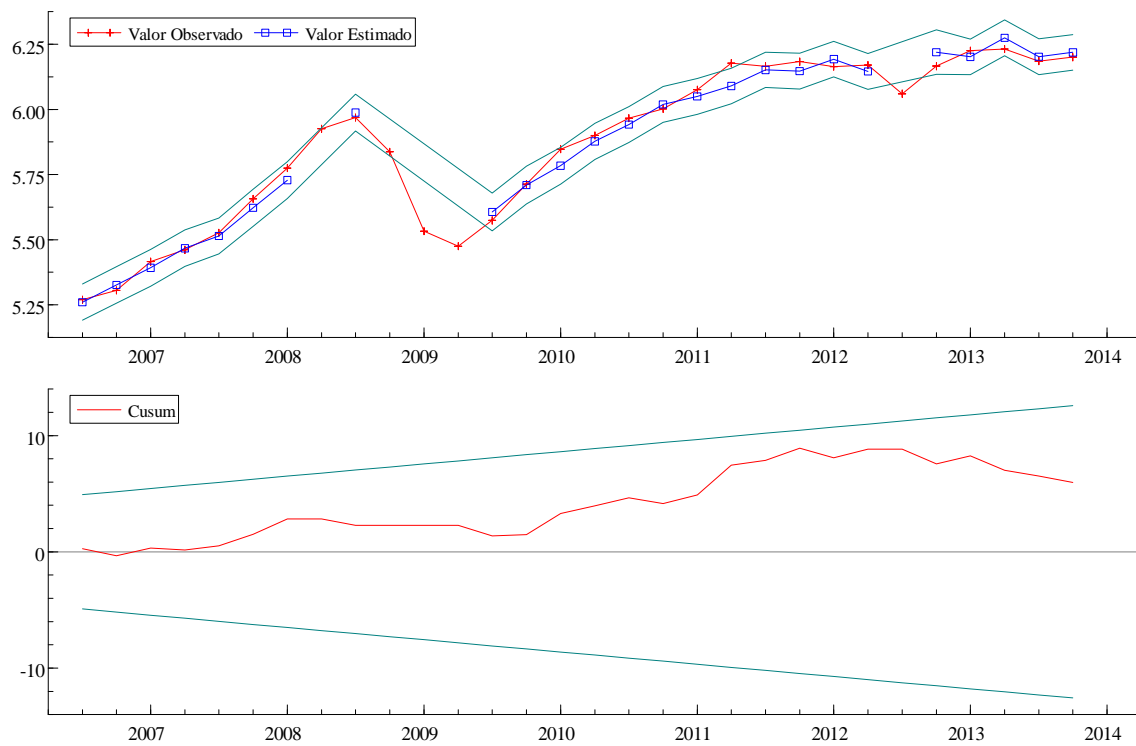
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 8 - Correlograma e histograma da função demanda por importações no Brasil 1995-2013



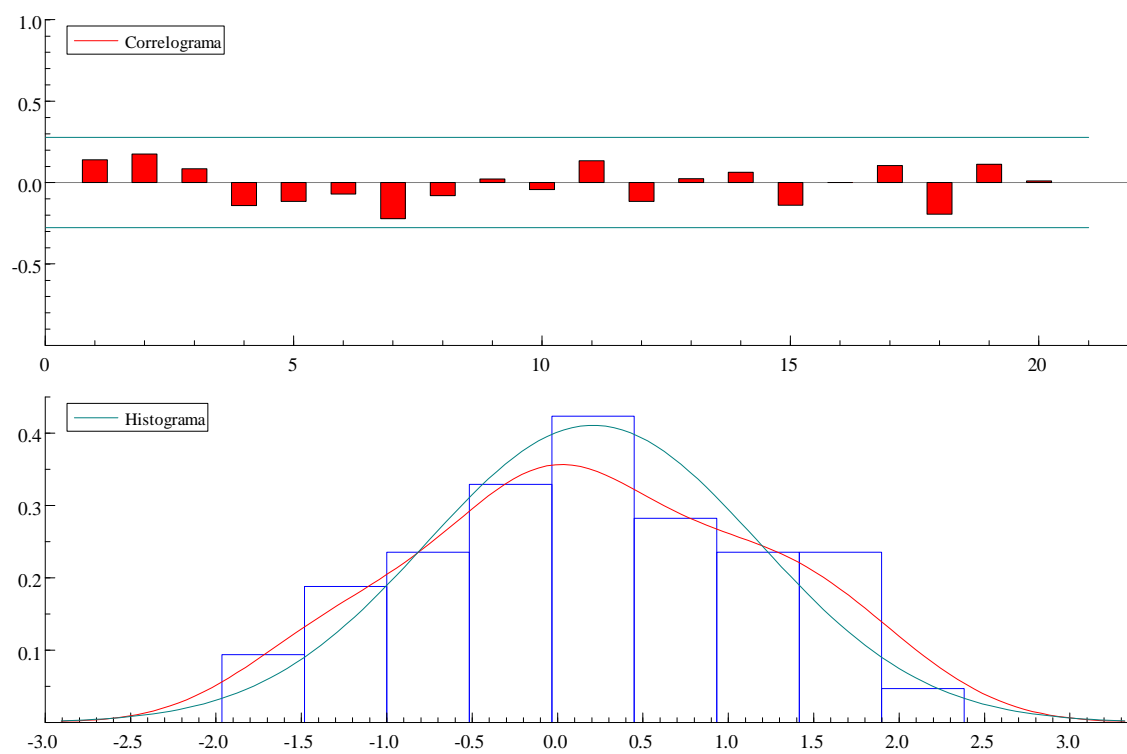
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 9 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por importações brasileiras 1995-2013



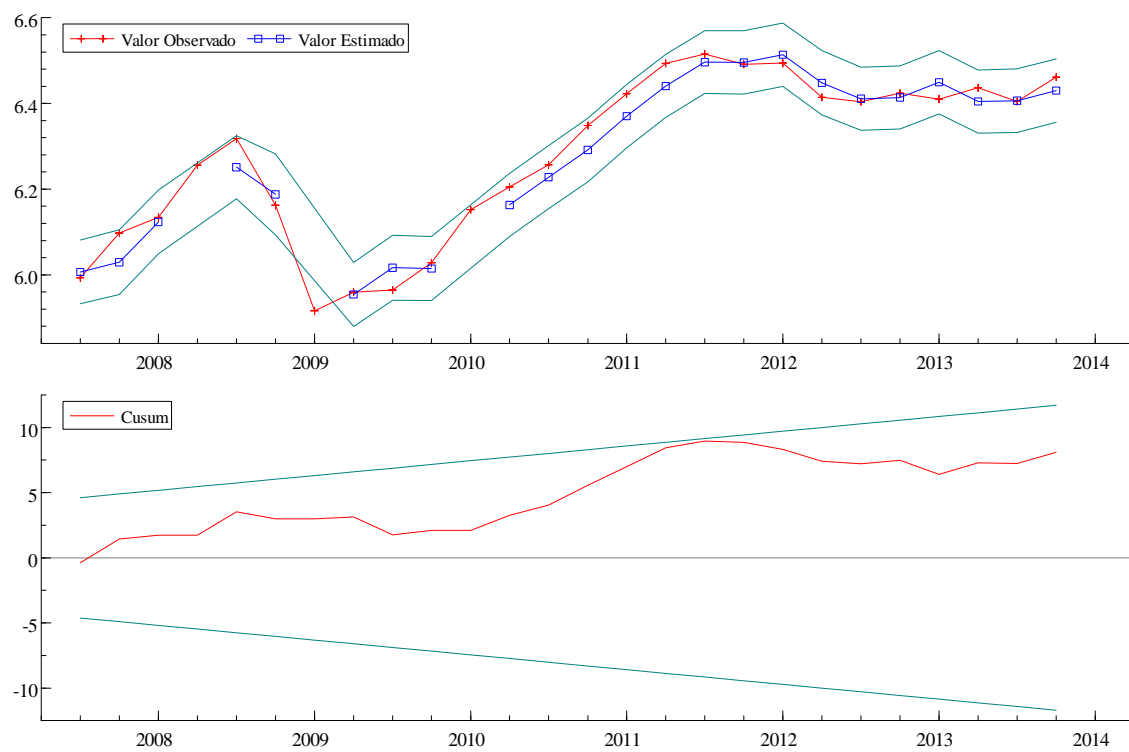
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 10 - Correlograma e histograma da função demanda por exportações período 2001-2013



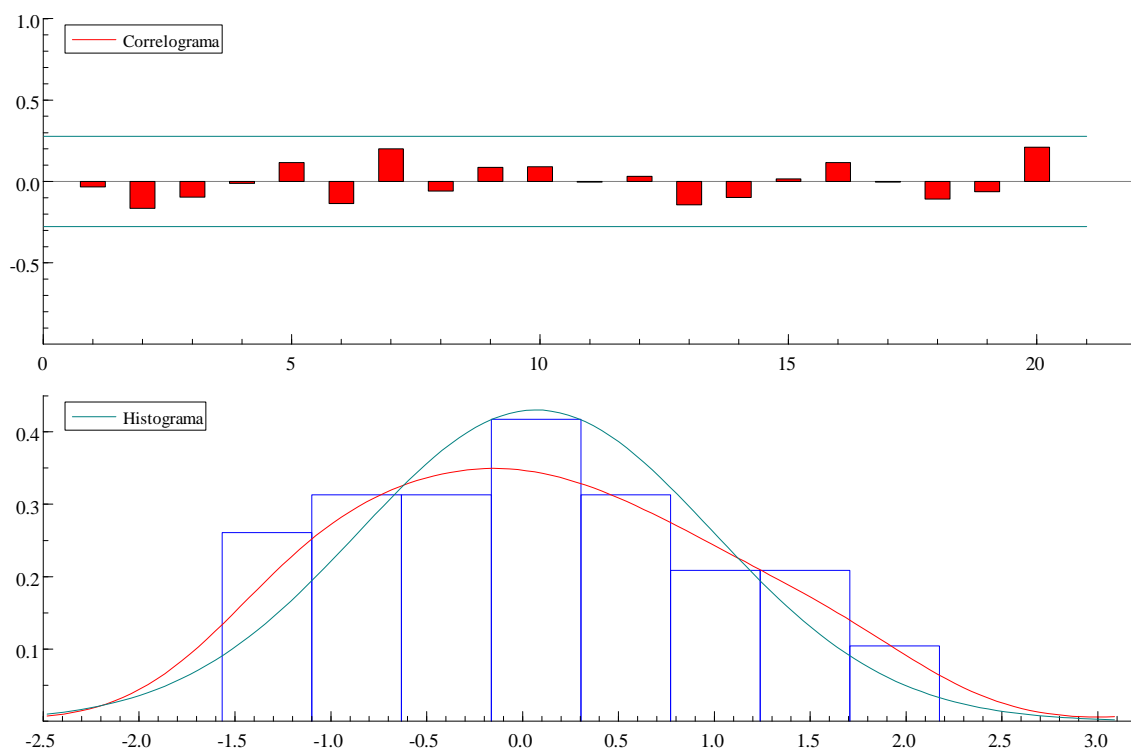
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 11 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por exportações brasileiras 2001-2013



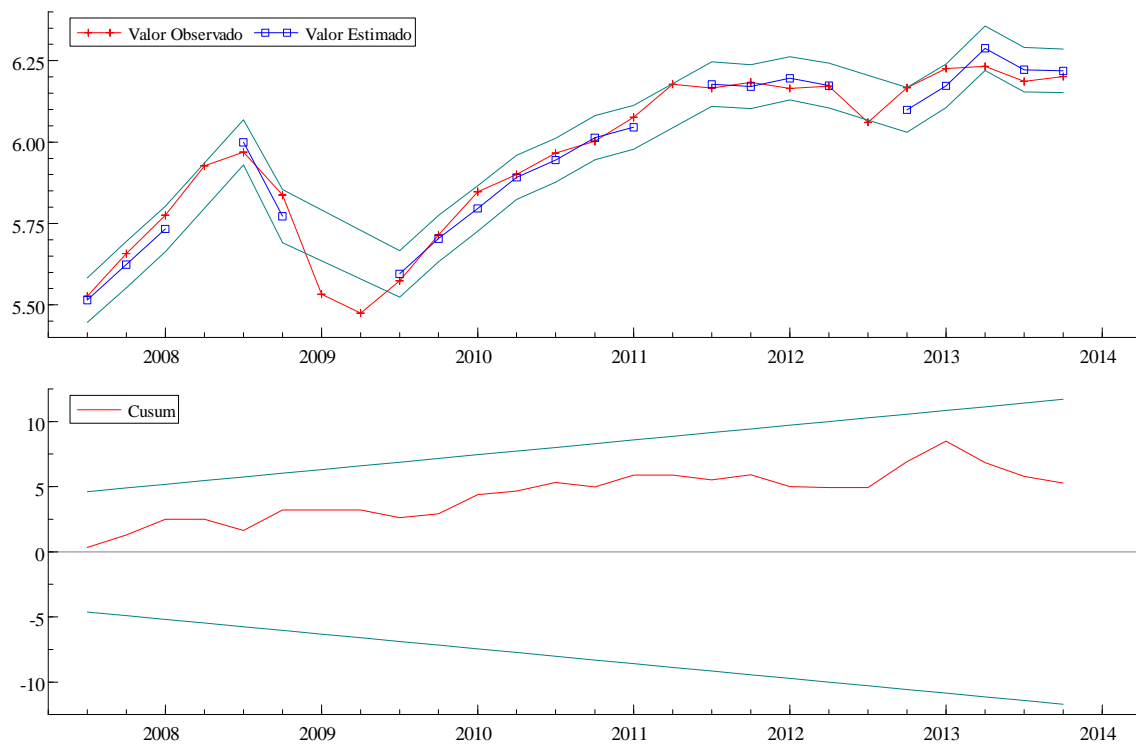
Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

Figura 12 - Correlograma e histograma função demanda por importações período 2001-2013



Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

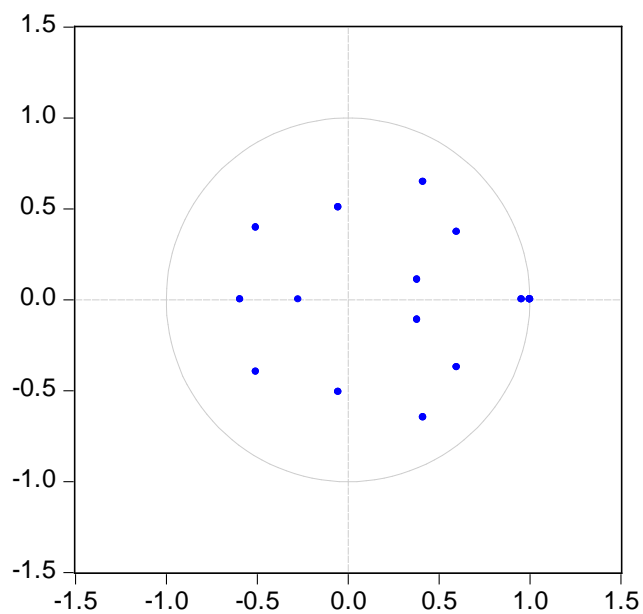
Figura 13 - Valor observado e estimado e teste Cusum para função demanda por importações brasileiras 2001-2013



Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2.

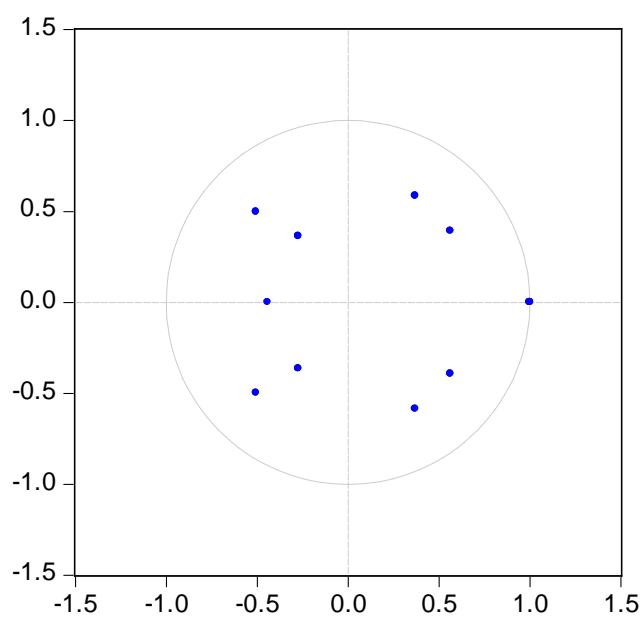
APÊNDICE B – Teste Estatístico da Raiz Inversa do Modelo VEC

Figura 14 - Raízes inversas do modelo VEC para a função demanda por exportações com três defasagens



Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Figura 15 - Raízes inversas do modelo VEC para a função demanda por importações com três defasagens



Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.