

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS

RAFAEL HENRIQUE RODRIGUES DA SILVA

CRESCIMENTO ECONÔMICO E RESTRIÇÃO EXTERNA: O CASO
BRASILEIRO

Porto Alegre

2015

RAFAEL HENRIQUE RODRIGUES DA SILVA

CRESCIMENTO ECONÔMICO E RESTRIÇÃO EXTERNA: O CASO BRASILEIRO

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. André Moreira Cunha

Porto Alegre

2015

CIP - Catalogação na Publicação

Rodrigues da Silva, Rafael Henrique
CRESCIMENTO ECONÔMICO E RESTRIÇÃO EXTERNA: O CASO
BRASILEIRO / Rafael Henrique Rodrigues da Silva. --
2015.
49 f.

Orientador: ANDRÉ MOREIRA CUNHA.
Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,
Porto Alegre, BR-RS, 2015.

1. Economia Internacional. 2. Cointegração. I.
MOREIRA CUNHA, ANDRÉ, orient. II. Título.

dados fornecidos pelo(a) autor(a).

RAFAEL HENRIQUE RODRIGUES DA SILVA

**CRESCIMENTO ECONÔMICO E RESTRIÇÃO EXTERNA: O CASO
BRASILEIRO**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, ____ de _____ de 2015.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. André Moreira Cunha– Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Henrique Morrone
UFRGS

Prof. Dr. Leonardo Xavier
UFRGS

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço à minha família, em particular aos meus pais, pelo apoio desde o início da graduação e terem me ensinado, desde cedo, o valor do conhecimento.

Agradeço, também, à UFRGS e a todos os professores que fizeram parte desta minha jornada como economista em especial ao meu orientador, Professor André, por sempre ter valorizado o conhecimento empírico acima das conjecturas teóricas.

Por fim, sou grato ao amigo e colega Frederico Nascimento Dutra pela paciência e auxílio imensurável durante a modelagem usada neste trabalho.

RESUMO

O objetivo principal desta monografia é verificar se houve restrição do balanço de pagamentos brasileiro, desde 1964, considerando o modelo desenvolvido por Thirlwall (1979). Para tanto, foi estimado um modelo VAR/VEC e verificou-se a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio externo através do método de cointegração. Foi estimada a função demanda por importações, através do método sugerido por Alonso e Garcimartin (1998), e a função demanda por importações indireta, através do crescimento das exportações, como sugerido por McCombie (1997). Além disso, foram calculadas as taxas de crescimento para os subperíodos 1964-1994 e 1994-2014 a fim de se observar se houve mudança no comércio exterior brasileiro. Os resultados deste trabalho confirmam a restrição externa para a economia brasileira na amostra maior e atestam que, no primeiro período analisado, o crescimento condicionado ao crescimento externo era superior.

Palavras-chave: Economia. Economia internacional. Lei de Thirlwall. Cointegração.

JEL:C22,E01,O40

ABSTRACT

This work employs the balance-of-payments constrained growth approach developed by Thirlwall (1979) to check if the Brazilian economy was constrained since 1964. In order to do so it was estimated a VAR/VEC model and the long-run growth was estimated through cointegration techniques. The import function was estimated as suggested by Alonso and Garcimartin (1998) and the indirect import function, using export growth, as proposed by McCombie (1997). In addition the balance-of-payments constrained growth was estimated to the subsamples 1964-1994 and 1994-2014 in order to check if there was a structural change in the Brazilian foreign trade. The results verify the external constraint for the Brazilian economy in the largest sample and attest that in the first period studied the balance-of-payments constrained growth was higher.

Keywords: Economy. International Economy. Thirlwall's Law. Cointegration.

JEL:C22,E01,O40

“Use a estatística assim como o bêbado usa o poste: mais para apoio do que para iluminação.”

Andrew Lang

“A atividade de um cientista é como entender o mecanismo de um relógio sem olhar dentro da caixa.”

Albert Einstein

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Crescimento das exportações brasileiras.....	35
Figura 2- Crescimento das importações brasileiras.....	36
Figura 3- Crescimento do PIB brasileiro.....	36

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Elasticidade-renda para o Brasil.....	30
Tabela 2: Resultado testes de raiz unitária.....	37
Tabela 3: Testes normalidade dos resíduos para série PIB e exportações (1964-2014).....	38
Tabela 4: Teste de Johansen para série PIB e exportações (1964-2014).....	38
Tabela 5: Teste normalidade para série importações e PIB (1964-2014).....	39
Tabela 6: Teste de Johansen para série importações e PIB (1964-2014).....	39
Tabela 7: Teste normalidade dos resíduos para série PIB exportações (1964-1994).....	40
Tabela 8: Teste de Johansen para série PIB exportações (1964-1994).....	40
Tabela 9: Teste normalidade dos resíduos série importações e PIB (1964-1994).....	41
Tabela 10: Teste Johansen para série importações e PIB (1964-1994).....	41
Tabela 11: Teste normalidade dos resíduos série PIB e exportações (1994-2014).....	42
Tabela 12: Teste Johansen série PIB e exportações (1994-2014).....	42
Tabela 13: Resultados.....	43

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 O MODELO DE THIRLWALL	14
2.1 REVISÃO TEÓRICA	14
2.2 A ÁLGEBRA DO MODELO DE THIRWALL (1979).....	17
2.3 EXTENSÕES DO MODELO ORIGINAL DE THIRLWALL	19
2.4 ALGUNS RESULTADOS EMPÍRICOS	21
3 METODOLOGIA	32
4 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	35
5 TESTES ECONÔMÉTRICOS E RESULTADOS	37
6 OBSERVAÇÕES FINAIS	46
REFERÊNCIAS	48
APÊNDICE A - TABELAS	53
APÊNDICE B – GRÁFICOS.....	56

1 INTRODUÇÃO

O presente trabalho propõe a estimação do coeficiente de Thirlwall (1979) para o Brasil dos anos de 1964 a 2014 através do método de cointegração. O coeficiente de Thirlwall propõe um limite máximo de crescimento ao qual o país está submetido através da constatação de que não se pode conviver indefinidamente com déficits em conta corrente. É um modelo de inspiração keynesiana na medida em que o crescimento é determinado pela demanda e a condição de *market clearing* não se aplica como um pressuposto teórico. Um assunto recorrente na discussão acadêmica é a restrição externa e como a nossa estrutura de comércio exterior é prejudicial ao crescimento. No entanto, é válido o questionamento de se esta restrição é existente e, acima de tudo, o que ela significa no sentido de o quanto nos limita, se é que limita.

Nas últimas décadas o relacionamento da economia brasileira com o exterior sofreu grandes modificações. Se, até os anos 1980, estávamos submetidos a um processo de substituição de importações que restringia a oferta de importados, a partir de então nossa integração à economia global variou de uma situação de dependência de capitais externos para a estabilização interna, notavelmente nos anos 1990, para uma situação de atração de capitais externos, dado o crescimento, no novo milênio.

Entretanto, tal situação pendular leva ao questionamento: foi a economia brasileira, o exterior ou ambos que mudaram? Houve mudanças na estrutura da economia brasileira que justifique esta volatilidade? Ou ainda, vivemos esta situação por incompetência dos formuladores de política econômica ou por um fator determinístico sob o qual não temos influência? A hipótese central deste trabalho é que uma de suas principais causas seja a restrição externa, o que pode levar uma economia a uma eterna situação de *stop-and-go*.

O modelo de Thirlwall, através da constatação da restrição externa, propõe uma taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos que pode ou não levar o país a convergência com respeito à taxa de crescimento da economia mundial. Este é um modelo de um hiato, mas, como observam, dentre outros, Jayme Jr. (2003) e o Fundo Monetário Internacional (FMI, 2015), no caso brasileiro o *gap* externo se comunica com os *gaps* fiscal e de poupança, causando os últimos. Isto porque em momentos de turbulência, quando é necessário atrair capitais externos estabilizando, pois, câmbio e inflação, o governo acaba incorrendo de déficits maiores e aumentando a taxa de juros. Por outro lado, o fraco resultado

das exportações em conjunto com a alta elasticidade de importações acaba por desencorajar a poupança interna. O comércio exterior, portanto, seria a causa destas últimas dificuldades por proporcionar um controle da inflação, através das importações, e por dificultar o aumento da poupança, criando dependência de poupança externa devido ao fraco resultado das exportações.

A lei de Thirlwall tem importantes desdobramentos tanto no que se refere à economia positiva (onde ela vê as elasticidades como exógenas, diferente da abordagem neoclássica) quanto normativa (uma política econômica bem sucedida deve considerar a relação de elasticidades, além do fato de que uma política fiscal restritiva tem implicações potencialmente perversas para outros países), segundo Bagnai (2010). Assim, dados os períodos de retração e expansão da economia brasileira, este trabalho pretende verificar se o crescimento da economia brasileira foi limitado pela condição de equilíbrio externo para o período estudado.

Para tanto serão investigadas as causas teóricas bem como os resultados práticos da lei de Thirlwall para o caso brasileiro. É preciso ter em mente que embora o modelo formal seja parcimonioso são necessárias uma série de considerações econométricas a fim de se obter um resultado robusto. Uma alternativa de se alcançar tal objetivo é através do método de cointegração, que permite a observação de relações relevantes de longo prazo entre as variáveis de interesse mesmo havendo desvios no curto prazo. Serão consideradas também as prováveis quebras estruturais, visto que estas podem invalidar os resultados de longo prazo.

2 O MODELO DE THIRLWALL

A discussão sobre os desequilíbrios e as vantagens do comércio internacional começa ainda no mercantilismo, principalmente através de figuras como Thomas Mun e Edwards Misselden, que argumentavam que a Inglaterra enriqueceu através do comércio, pois este permitiu o acúmulo de metais preciosos que por sua vez diminuía as taxas de juros o que propiciava maior crescimento. Hume, por outro lado, ao antever a teoria quantitativa da moeda (TQM), argumentou que o acúmulo de metais simplesmente refletiria no nível de preços, visto que a taxa de juros é um fenômeno real e não monetário. Smith criticou os mercantilistas por confundirem dinheiro e bem estar e por sua posição contrária ao comércio exterior, ou ao menos não tão favorável. O protecionismo, algo que Mun era contrário, já era discutido em 1600 através de Serra (TRIFFIN, 1964; COOPER, 1982; MCCLOSKEY; ZECHER, 1976 apud THIRLWALL, 2011) ¹.

2.1 REVISÃO TEÓRICA

No entanto, se não há pleno emprego dos fatores o impacto da oferta de moeda será primordialmente no produto e não nos preços fazendo com que a taxa de juros seja parcialmente um efeito monetário que afeta o emprego e produto real. Os mercantilistas achavam, assim como Keynes (1936), que a taxa de juros é determinada por condições monetárias.

A teoria neoclássica só avalia o lado real da troca de recursos ignorando os efeitos no balanço de pagamentos (BP) resultantes da especialização do comércio e o resultado destes efeitos na economia real. O BP se equilibraria porque os superávits aumentariam o estoque de ouro, o que aumentaria os preços e afetaria a competitividade do país, visto que o aumento no nível de preços altera os preços relativos. Os países deficitários apresentariam o efeito oposto. Porém, como já estudado pelos historiados monetários (THIRLWALL, 2011) os ajustes no século XIX não foram via preços, visto que os índices de preços dos países se movimentaram de maneira semelhante. Na prática, o que ajustou os desequilíbrios foram diferenciais de

¹ REFERÊNCIA DOS AUTORES.

renda e juros. Os juros aumentaram nos países com déficit, restringindo a demanda, e diminuiram nos países com superávit, como diziam os mercantilistas.

Pela ótica neoclássica, os diferenciais de crescimento econômico são determinados pela produtividade dos fatores evoluírem de maneira distinta e, na sua versão endógena, devido à função de produção². A única restrição ao crescimento seria a restrição à poupança. Portanto, a renda varia entre os países devido a sua dotação dinâmica de recursos bem como de acordo com a sua função de produção. Nenhuma das óticas considera, porém, as condições de demanda. Depreende-se disto que a produção se efetivará indiferente das condições de demanda, que pode ou não ocorrer. O crescimento do comércio exterior é determinado pela lei das vantagens comparativas ou alguma variação desta. Os desequilíbrios do BP seriam auto-ajustáveis e os países sempre estariam em uma situação ótima, com o bem estar agregado sendo maximizado. De acordo com Thirlwall (2011), a explicação neoclássica não é satisfatória porque falha ao explicar porque a dinâmica da oferta dos fatores e a produtividade são diferentes liberalizante do comércio exterior também é a ótica norteadora da OMC, que objetiva terminar com as barreiras ao comércio exterior sem considerar seus impactos para o equilíbrio externo dos entre os países. Então, através do modelo keynesiano onde a oferta se ajusta a demanda, estas discrepâncias deveriam estar contidas no crescimento da demanda agregada. Este crescimento, no entanto, é limitado pela condição de longo prazo de a conta corrente estar equilibrada.

Para os clássicos, duas variáveis exógenas determinam o crescimento, já pela ótica keynesiana o produto é a variável exógena. Para Keynes, o aumento do produto resulta em aumento do emprego e só há restrição de oferta se o produto exige uma quantidade de fatores acima da disponível. Para ele o déficit da BP é reduzido pela renda, já para os clássicos é através dos preços relativos (condição Marshall-Lerner). No entanto, no longo prazo a PPP se aplica e as elasticidades de preço são muito baixas (quando significativas) o que invalida a segunda solução³.

A crítica de Krugman (1988) ao modelo de Thirlwall (1979) surge como uma dúvida do autor: teria a taxa de câmbio de longo prazo uma tendência ou a PPP se mantém? A lógica do autor é que países com alto crescimento econômico deveriam precisar de uma desvalorização contínua a fim de terem os seus produtos aceitados pelos outros países. No

² Maiores detalhes em Jones (2000)

³ Os preços relativos são constantes para a economia brasileira segundo Vieira, Canuto e Holland (2004); Vieira e Holland (2008); Lima e Carvalho (2008); Silveira (2015).

entanto, o autor conclui que não há tendência de longo prazo e que a PPP relativa se mantém. Há um ajuste das elasticidades renda das importações e exportações de tal forma que o ajuste dos preços relativos se torna irrelevante. Krugman (1988) conclui que de alguma maneira a razão entre as elasticidades renda das exportações e importações determina o crescimento de longo prazo através da regra que chamou de 45 graus. Segundo esta regra, países com a relação de elasticidades favoráveis cresceriam acima da taxa média do resto do mundo, ao passo que aqueles que teriam elasticidades não favoráveis estariam dentro de alguma lógica perversa. O autor questiona na sequência a causalidade: as elasticidades determinam o crescimento ou o crescimento as elasticidades?

Krugman (1988) acredita que os diferenciais de elasticidade de renda são endógenos e causados por efeitos renda com consequências para a oferta. Se as elasticidades determinassem a taxa de crescimento países que se encontram em posição desvantajosa encontrariam a restrição sempre que tentassem a expansão, resultado em políticas de *stop-and-go*, o que parece ser o caso para muitos países em desenvolvimento. A outra explicação seria que os diferenciais de crescimento afetam o comércio de tal maneira que cria diferenças de elasticidade de renda. Krugman (1988) descarta, *a priori*, a hipótese de que as elasticidades-renda determinem o crescimento, o que faria que um fator de demanda fosse a causa do crescimento de longo prazo. Segundo o autor: “I am simply going to dismiss a priori the argument that income elasticities determine economic growth, rather than the other way around. It just seems fundamentally implausible that over stretch of decades balance of payments problems could be preventing long term growth, especially for relatively closed economies like the US in the 1950s and 1960s”⁴. (KRUGMAN, 1988, p.13).

A ideia de o crescimento estadunidense ter sido causado primordialmente por condições internas no período citado por Krugman é totalmente razoável. No entanto, é também muito provável que neste período o país não tenha contado com restrição externa, assim como boa parte das economias desenvolvidas. Por isso, a primeira explicação de causalidade talvez não faça sentido para o caso particular dos Estados Unidos. Porém, nada nos leva a excluir esta explicação, visto que o arranjo que naquele período foi favorável àquele país pode ter sido simplesmente uma coincidência temporal ou o caso particular. O próprio autor “a priori” invalida a hipótese de que as taxas de crescimento são determinadas

⁴ “Simplesmente irei desconsiderar a priori o argumento de que as elasticidades de renda determinem o crescimento ao invés do contrário. Parece fundamentalmente improvável que ao longo de décadas problemas de balanço de pagamentos poderiam estar impedindo o crescimento de longo prazo, especialmente para economias relativamente fechadas como a dos EUA nos anos de 1950 e 1960” (Tradução nossa)

pelas condições de demanda e inverte a causalidade para que o crescimento determine as condições de oferta. E a razão para esta conclusão parece ser simplesmente o excesso de simplismo do modelo tradicional de Thirlwall (1979). Ele afirma que o crescimento é determinado pela produtividade total dos fatores, embora reconheça que: “it is hard to see what channel links balance of payments due to unfavorable income elasticities to total factor productivity growth”. (KRUGMAN, 1988, p. 14)⁵

O que Krugman chama de regra de 45 graus é, pois, um fato estilizado de que países com elasticidade favoráveis crescem mais e, além disso, que não há tendência para a taxa de câmbio de longo prazo e as elasticidades preço são pequenas. No entanto, após reconhecer este resultado empírico o autor parece insistir que os desequilíbrios sejam ajustados através das exportações pela mudança dos preços relativos, embora isto seja um exercício fantasioso dado que mesmo quando a condição Marshall-Lerner se aplica as elasticidades a ela relacionadas são muito pequenas, tornando qualquer ajuste através de preços inviável. Por fim, o autor simplesmente nega a hipótese de Thirlwall de que o crescimento é determinado primordialmente pelas condições de demanda pelo fato de não acreditar que ao longo de séculos de estudo de crescimento econômico nunca se tenha concluído algo tão simples.

2.2 A ÁLGEBRA DO MODELO DE THIRWALL (1979)

Assumindo que a função demanda de importações e exportações é uma Cobb-Douglass (linear e homogênea de grau zero):

$$X = \left(\frac{P}{P^*}\right)^\alpha Z^\gamma; M = \left(\frac{P}{P^*}\right)^\beta Y^\delta \quad (1)$$

Onde: X, M, Z e Y são as exportações, as importações, a renda externa e a renda doméstica em termos reais, P e P* são os preços domésticos e os preços externos, medidos em uma unidade comum, $\alpha < 0$ e $\beta > 0$ são as elasticidades preço e γ e δ são as elasticidades renda, positivas, das exportações e das importações, respectivamente. Aplicando log e diferenciando (os termos em minúsculo significam taxa de crescimento) ambas as equações:

$$x = \alpha(p/p^*) + \gamma z \quad (2)$$

⁵ “É difícil de reconhecer quais canais relacionam balanços de pagamentos prejudicados pelas elasticidades a produtividade total dos fatores” (Tradução nossa)

$$m = \beta(p/p^*) + \delta y \quad (3)$$

O modelo é considerado de longo prazo porque no curto prazo é possível um país crescer com endividamento, o que é inviável no longo prazo. Portanto, dado que não há um consenso a respeito de qual o limite de endividamento que um país pode contrair e só há a certeza de que um país não pode ter déficits externos por um período muito extenso a condição de equilíbrio de longo prazo do balanço de pagamentos é:

$$PX = P^*M \left(\frac{P}{P^*} \right) \quad (4)$$

Assumindo que os preços relativos são constantes tomando o logaritmo, diferenciando com relação ao tempo:

$$m = x \quad (5)$$

Substituindo (2) e (3) em (5) e deixando em função de y se obtém o crescimento compatível com o equilíbrio do balanço de pagamentos (y_T):

$$y_T = \frac{y_x}{\delta} \quad (6)$$

Que também pode ser reescrito como:

$$y_T = \frac{x}{\delta} \quad (7)$$

As equações (6) e (7) são a tautologia conhecida como lei de Thirlwall. Esta lei implica que a razão entre as elasticidades-renda das exportações e das importações determina o limite de crescimento do produto compatível com o equilíbrio externo. Será utilizada a equação (7) para estimar y_T pela simplicidade e pela dificuldade de estimar a renda estrangeira.

Esta lei pode ser tanto benéfica quanto desastrosa para um país. Um país com exportações altamente elásticas, por exemplo, terá o seu crescimento amplificado quando o resto do mundo crescer e reprimido quando o oposto ocorrer. Pela ótica neoclássica o crescimento é determinado pelos fatores de oferta, ao passo que a lei de Thirlwall analisa as equações de demanda. No entanto, Thirlwall e McCombie (1994) ressaltam que o modelo não ignora fatores associados à oferta agregada, não obstante seja assentado no pressuposto de restrição da demanda agregada. Isto porque se por um lado as elasticidades-renda determinam

a restrição externa por outro estas elasticidades são reflexo de uma variedade de fatores que determinam a posição competitiva da economia.

2.3 EXTENSÕES DO MODELO ORIGINAL DE THIRLWALL

A principal extensão, em termos econométricos, desde a publicação do primeiro trabalho de Thirlwall (que calculou o coeficiente através do coeficiente de correlação de Spearman) foi o uso da metodologia de cointegração. A metodologia foi proposta inicialmente por Alonso e Garcímartin (1999) que também propõe uma alternativa para a correção das funções de comércio exterior, que podem estar mal definidas em países onde houve mudanças estruturais. Assim os autores estimaram o modelo utilizando os termos de troca para dez países da OCDE entre 1965-1994. A conclusão é que os termos de troca só foram importantes no caso espanhol, justamente o caso em que foi incluída uma variável tecnologia na função demanda por exportações por ter sido o único caso onde houve mudança estrutural. Portanto, conclui-se que a lei se aplica à maioria dos países, exceção dos EUA e da França onde as elasticidades-renda não foram significativas, e que os preços não são importantes.

Os autores utilizaram de referência o trabalho de McCombie (1997) que sintetiza a evolução empírica da lei de Thirlwall. Para estimar o coeficiente o autor recomenda que se calcule o coeficiente indireto, deixando a elasticidade das importações como função na equação (7), e o coeficiente direto, através da função demanda por importações:

$$\ln M = a + b \ln Y + \varepsilon \quad (8)$$

Onde: $\ln M$ é o logaritmo natural das importações, a é o intercepto, $\ln Y$ é o logaritmo natural da renda interna e ε é o termo de erro. Como as variáveis estão no seu logaritmo natural o coeficiente b pode ser diretamente interpretado como a elasticidade-renda das importações. No entanto este teste não é feito através de uma tautologia, como sugerido por Williamson (1984). Assim, a , o coeficiente indireto seria mais valioso. Apesar da interpretação correta, assume-se aqui que é válida a comparação dos dois coeficientes e, acima disso, é relevante verificar se o modelo se ajusta bem à realidade regredindo y_T contra o Y observado e avaliar o valor do coeficiente angular, que deve estar próximo de um.

A lei é aplicada para Estados Unidos, Inglaterra e Japão e é confirmada no longo prazo, salvo o caso japonês, cuja economia parece ter crescido sucessivamente abaixo da taxa

de crescimento de equilíbrio. No entanto, esta é somente mais uma reafirmação da lei, não o contrário. Como o próprio McCombie demonstrou em 1994 é impossível todos os países terem restrição externa ao mesmo momento, afinal o superávit de um país é o déficit de outro. Assim, o caso japonês faz sentido considerando-se o acúmulo de superávits que teve o país.

Por fim, o autor utilizou como teste de quebra estrutural o teste de Chow, que tem a desvantagem de requerer conhecimento *a priori* da quebra estrutural, além de só permitir uma. Assim, a estimação da série temporal dos termos de troca da Inglaterra e do Japão foi prejudicada, visto que ambas tem uma série de quebras estruturais. Os testes foram feitos para uma série de subperíodos abrangendo de 1953-1994.

O modelo estendido por Moreno-Brid (2004) complementa o modelo desenvolvido por Thirlwall-Hussein (1982) (modelo de Thirlwall com fluxo de capitais) para que este possa garantir o crescimento de longo prazo com o aumento do passivo externo evitando que o passivo tome uma rota explosiva (como na América Latina). Uma alternativa para fazer isso seria colocar na equação ao invés da conta capital dividi-la nos seus subitens e examinar o impacto macroeconômico das variações de seus fluxos. No entanto, o modelo deixaria de ser parcimonioso. Outra opção seria mudar a equação de tal maneira que ela mantenha uma razão constante entre o déficit de conta corrente e a renda interna, ambos em termos nominais. A alternativa seria interessante uma vez que os dois principais itens que afetam o risco país é o seu índice de déficit em conta corrente como proporção do PIB e dívida/PIB.

A compreensão de que as elasticidades são exógenas fez Araújo e Lima (2007) estenderem o modelo para compreenderem sua dinâmica setorial. Para tanto, uma taxa de crescimento de equilíbrio análoga à de Thirlwall é derivada a partir de um arcabouço Pasinettiano multisetorial (PASINETTI, 1981 e 1993). Calcula-se a elasticidade renda por setores do comércio exterior para determinar o crescimento de equilíbrio, pela ótica da BP. O modelo adotado é o SED (structural economic dynamics) desenvolvido por Pasinetti. A implicação é que mudanças na estrutura de produção levarão a mudanças nas taxas de crescimento e gerarão diferenciais de crescimento entre os países. É um modelo fechado onde as elasticidades são exógenas. Assim, os diferenciais de crescimento seriam gerados pelas elasticidades, ao invés dos diferenciais de crescimento afetarem o comércio que, por sua vez, afeta as elasticidades, como vê Krugman (1988). As elasticidades seriam determinadas internamente e causariam mudanças no comércio que, por sua vez, imporiam, ou não, um limite ao crescimento do produto.

A ideia por trás do modelo de Pasinetti (1981, 1993) é que, dado o livre comércio, o país que for menos produtivo produzirá o item de menor produtividade. Desse modo, os produtos de menor produtividade serão mais baratos nos países de baixa produtividade, e o inverso é válido. Diferentes setores teriam diferentes produtividades e a estrutura produtiva do país determinaria a razão entre exportações e elasticidade de importações de Thirlwall. Mudanças estruturais, portanto, afetariam o produto potencial. Eles concluem que não só a estrutura das elasticidades é importante para determinar a taxa de crescimento como também é importante a participação de cada setor na composição das importações e exportações e seria possível, pois, alterar o produto de equilíbrio sem alterar as elasticidades com uma mudança estrutural que mude o perfil do comércio exterior.

Morais e Portugal (2004), embora não citem o modelo de Thirlwall, propõe estimar a função demanda de importações – que, segundo McCombie, pode ser utilizada para estimar o modelo – através do modelo de Markov Switching VAR. Há uma análise conjuntural com dados trimestrais, e outra estrutural, com dados anuais. Este modelo permite, além de trabalhar em um ambiente não linear, a possibilidade de trocas de regimes quando há quebras estruturais. No Brasil as importações parecem ter um período de intensa alta, notavelmente na liberalização financeira e nos planos heterodoxos, junto com a queda acentuada e suas modificações podem ser tanto graduais, como vê McCombie, quanto abruptas (GOLDSTEIN, 1985). Quebras estruturais podem afetar o coeficiente, o intercepto e a variância ao longo do tempo e, assim, a hipótese de estacionariedade e normalidade são violadas.

O resultado é que a elasticidade renda foi maior no modelo não linear do que no linear, ao passo que a elasticidade preço se manteve. O modelo não linear se ajustou melhor, o que faz sentido principalmente porque ele permite dois regimes. Assim houve uma equação para períodos de expansão das importações e outra para as retrações o que nos faz concluir que de fato há dois regimes de demanda de importações para o caso brasileiro o que é um indício que de a economia se comporta de maneira distinta com o exterior durante as diferentes fases dos ciclos econômicos e evidencia o crescimento de *stop-and-go*.

2.4 ALGUNS RESULTADOS EMPÍRICOS

Vieira, Canuto e Holland (2004) aplicam a lei de Thirlwall para a América Latina (AL) e concluem que todos os países possuem restrição externa. O efeito preço não afeta o

equilíbrio porque a condição Marshall-Lerner só se aplica parcialmente ou há uma resistência salarial real. Optam pela técnica de cointegração de 1950 a 2000 com dados do FMI. A taxa de crescimento das importações é maior que das exportações em todos os países (Brasil, Uruguai, Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia e México) menos na Venezuela e Equador. Além disso, com a exceção mexicana, a variabilidade das importações é muito maior que das exportações. Com exceção do crescimento real do PIB boliviano todas as outras variáveis são integradas de ordem 1. A Bolívia teve correlação serial para o crescimento real do PIB e heterocedasticidade para as exportações, enquanto o Equador apresentou estes problemas para as exportações e o México para as importações. No Uruguai há correlação serial para o PIB real e importações. O resultado final, comparando com o crescimento efetivo, dá um erro entre 1 e 1,5% o que está bom, visto que não foi considerado o fluxo de capitais.

Para estudar como decisões políticas passadas afetam o coeficiente Cimoli, Porcile e Rovira (2010) testam 8 países latino americanos, 15 desenvolvidos e 6 asiáticos entre 1960 e 2004 e observam por quais mudanças estruturais essas economias passaram. Os latinos apresentaram uma tendência de aumento de elasticidades de importações que não é acompanhada por um crescimento semelhante das exportações, por isso o crescimento econômico compatível com o equilíbrio em conta corrente diminuiu. Por outro lado, a elasticidade das importações asiáticas cresceu tanto ou menos que o crescimento das exportações daquela região. Observou-se que com a liberalização e a valorização das moedas, em particular a partir de 1970 e 1990, houve um aumento das elasticidades das importações que se mantiveram no período subsequente. A ideia do artigo é que mudanças estruturais podem aumentar o crescimento potencial e, logo, reduzir o hiato de renda nas economias em desenvolvimento.

A elasticidade das importações da AL teve dois picos nos anos 1970 e 1990, sendo que diminuiu nos anos 1980, embora esta queda não tenha sido suficiente para voltar ao nível inicial. Os picos coincidem com a abertura econômica e a valorização cambial dos países. Os países asiáticos, que tinham elasticidade das importações bem inferiores que da AL no início do período, apresentaram um grande aumento chegando aos mesmos índices da AL no final dos anos 1990, no entanto desde então na Ásia este índice diminuiu já, na América Latina, aumenta. Este aumento foi superado pelos asiáticos com um grande aumento nas exportações. Os países avançados mantiveram o índice mais ou menos constante com uma queda desde os anos 1990. A elasticidade das exportações foi inferior à dos grupos de controle, embora tenha sido não significativa a 5%. Provavelmente isto se deva a quebra estrutural já que dividindo

em subperíodos foi possível encontrar coeficientes significativos e ainda abaixo dos outros países. O maior aumento na elasticidade das exportações foi visto nos países asiáticos. A diferença do processo de abertura da AL e da Ásia é que lá ela foi simétrica, isto é, apresentou resultados semelhantes tanto para as importações quanto para as exportações, enquanto que, aqui, o aumento maior foi das importações. Portanto, os resultados confirmam o crescimento com restrição externa para a AL.

Compara-se a taxa de crescimento de equilíbrio com a convergência, ou não, com o resto do mundo (se $Y/Y^* > 1$ há convergência). A América Latina nunca teve um crescimento convergente e sustentável (no sentido da BP), analisando os subperíodos, ficando em um movimento pendular entre divergência sustentável e convergência insustentável. Na sequência são analisados: indicadores de intensidade tecnológica das exportações e estrutura produtiva, de competitividade internacional e de dinamismo das exportações. Em suma, AL não se especializou e continuou com a mesma importância no comércio mundial, ao passo que a Ásia se especializou e aumentou a sua importância. No mundo as exportações de alta tecnologia aumentaram duas vezes entre 1985 e 2004, ao passo que as de bens primários foram reduzidas. Analisando a participação do setor de alta tecnologia com relação ao total manufaturado entre países (Relative participation index, ECLAC, 2007 citado por CIMOLI; PORCILE; ROVIRA, 2010) se observa que a AL não avançou ao passo que a Ásia foi para frente. Comparando os países que melhoraram seu posicionamento neste índice durante o período também constatou-se que foram os que mais cresceram. O caso do Brasil e do México não foi tão drástico quanto do resto da AL por ambos terem uma indústria de maior importância. Os autores finalizam afirmando que é possível afirmar que convergência no produto está relacionada a convergência na estrutura produtiva.

Ao estimar o modelo com quebras estruturais, Bagnai (2010) sugere que o resultado preditivo do modelo que as considera é superior ao que conta tão somente com o método de cointegração. O autor estima a lei para um grupo de 22 países da OCDE com dados anuais de 1960 a 2006 com o método de cointegração. Para identificar as quebras estruturais é aplicado o teste de Gregory-Hansen, no entanto este teste só tem a capacidade de observar uma quebra. O autor argumenta que, para os casos onde aparentemente só houve uma quebra este procedimento é superior, pois os outros testes utilizam estimadores de máxima verossimilhança que utilizam a hipótese que a distribuição de informação é constante e conhecida ao longo do tempo, o que não é verdade visto que pode haver quebra estrutural.

Tirando Suíça e França (parecem ter tendência estacionária) a série de importações reais parece ser $I(1)$, ao mesmo tempo 14 destas séries parece ter um drift. Semelhante ao PIB real que foi $I(1)$ em 18 dos 22 países, exceção de Dinamarca, França EUA e Suíça que parecem ter uma tendência determinística. Os preços relativos não são $I(1)$ na Áustria, Bélgica, Canadá, Islândia, Suíça e Turquia. Nos outros países a PPP não se aplica. Só houve cointegração das importações na Áustria, Portugal, Espanha, Turquia e EUA. Permitindo quebras estruturais em oito casos houve mudança em todos os parâmetros (Austrália, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, Grécia, Islândia, Holanda, Nova Zelândia, Suíça e EUA). Nos casos do México, Japão, Islândia e Itália não se achou uma relação estável de LP porque só se aplicou uma quebra estrutural (provavelmente houve duas, nos 1970 e 1990). Comparando os resultados dos testes com e sem quebra estrutural se observa que o segundo é superior. No fim os únicos países que parecem ter crescido consistentemente acima do limite de crescimento imposto pela lei de Thirlwall são Austrália, Finlândia, Grécia e EUA. Coincidência ou não no estudo de Lane e Milesi-Ferretti (1999) todos eles são classificados como persistentes devedores externos.

Muito provavelmente para a série a ser analisada há mais de uma quebra estrutural, visto a instabilidade da economia brasileira no período; sendo assim, uma alternativa tem de ser encontrada. Yi (2005) faz o teste utilizando o teste de CUSUM para séries cointegradas e obtém um resultado positivo. Ao invés de se basear nos trabalhos de Thirlwall, como os outros trabalhos, a referência principal são os estudos de Houthakker-Magee (1969) que também observam a impossibilidade de um país crescer indefinidamente com déficits com o exterior. Também cita Krugman (1988) e a sua “regra dos 45 graus” que diz que a relação de elasticidades determina a taxa de crescimento de longo prazo, embora veja as elasticidades como endógenas. Matematicamente o modelo de Krugman (1998) é idêntico ao de Thirlwall (1979), no entanto o que os difere é como ambos veem a determinação das elasticidades. O modelo de Yi adotado é igual ao do Krugman contando com desequilíbrios intertemporais na conta corrente e preços relativos, algo semelhante ao trabalho de Moreno-Brid (1994). São testados 35 países, tanto em desenvolvimento quanto desenvolvidos, com dados anuais de 1960 a 1998 através de MQO e cointegração. Os resultados confirmam a regra dos “45 graus” e que os preços relativos não importam.

Utilizando os testes CUSUM e CUSUMSQ Halicioglu (2012) também possui resultados positivos para séries cointegradas. Testando dados de 1980-2008 através de cointegração pelo procedimento ARDL sem termos de troca e sem considerar a conta capital

para o caso turco. A economia turca se caracterizou pelo processo de substituição de importações até os anos 80, quando teve uma inflexão para políticas de incentivo à exportação. Sendo todas as variáveis cointegradas os testes de quebra estrutural CUSUM e CUSUMSQ foram aplicados e a lei de Thirlwall confirmada.

Em uma aplicação ao caso brasileiro Silveira (2015) propõe a estimação do modelo de estado espaço que, segundo ela, é superior ao possibilitar trabalhar com variáveis em nível e de reconhecer quebras estruturais ao longo do tempo. É estimada a lei de Thirlwall através do cálculo das funções demanda por exportações e importações para o período de I-1995 a IV-2013, com os dados dessazonalizados.

A variável preço de *commodities* foi adicionada a função demanda de exportações, no entanto não apresentou significância. A elasticidade preço tanto das exportações quanto das importações foi de 0,27, o que torna somente imaginativo o exercício de correção de desequilíbrios externos através de preços relativos. Entretanto, o modelo encontrou mais de dez quebras estruturais na função importações em menos de 20 anos (até uma greve de dois meses da polícia federal causou quebra estrutural). Será que este modelo não é demasiadamente sensível? Reestimando as duas equações e pegando só o século XXI a condição Marshall-Lerner não se aplica e a elasticidade preço é irrelevante para as importações. Comparando os dois modelos em dois períodos distintos se conclui que a situação piorou.

Reestimando o modelo através do tradicional VAR/VEC e utilizando técnicas de cointegração o resultado final é válido e os preços das *commodities* passam a ser relevantes na determinação da função demanda por exportações. Cointegrando foi encontrado que todas as variáveis são I(1). As exportações foram, no sentido de Granger, causadas por *commodities*. O câmbio, no sentido de Granger, causou exportações e importações, embora só a 10% de significância. O resultado do teste impulso-resposta mostra que as alterações provocadas nas exportações através da renda mundial são mais expressivas e estáveis do que as causadas por variações no preço das *commodities*. Na relação de longo prazo o câmbio não foi significativo. A importância das *commodities* foi de 0,56, e da renda mundial 2,58. Para as importações de longo prazo o câmbio foi significativo, embora de baixa magnitude (0,62) enquanto a renda foi de 2,93.

Também estudando o caso brasileiro Vieira e Holland (2008) testam a restrição externa para o período de 1900-2005 através de técnicas de cointegração. No que diz respeito

aos termos de troca observam que na subamostra 1900-1970 na função exportação eles são significativos. Eles concluem que, embora em geral os termos de troca não sejam significativos, a exclusão deles do modelo de importações altera as elasticidades-renda estimadas. Lopez e Cruz (1999), por outro lado, rejeitam a hipótese de taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo para as economias latino-americanas. Segundo os autores a inclusão dos termos de troca tornou a taxa de crescimento observada e estimada mais próximas, já Carvalho, Lima e Santos (2008) concluíram que ela não muda e Carvalho e Lima (2008) viram que sua contribuição é muito pequena. Foi estimada a função demanda de importações e a partir dela as suas elasticidades e comparados estes resultados com a elasticidade renda das importações hipotética que é o resultado da tautologia de Thirlwall. Adicionando a conta capital no modelo também houve um melhoramento marginal nos resultados. No período de 1971-2005 a regra simples de Thirlwall se ajustou melhor aos resultados da economia brasileira.

Considerando o modelo com mercado de capitais Britto (2008) estima o coeficiente para o período de 1951-2006 e observa a capacidade preditiva do modelo com e sem a conta capital e financeira. Conforme sugerido por McCombie (1994), Britto estima tanto o modelo direto quanto o indireto. Sua conclusão é que componente financeiro é estacionário e que o câmbio real e o componente financeiro não seguem uma distribuição normal, porém o autor espera que estes problemas tenham se tornado assintoticamente irrelevantes pelo tamanho da amostra.

Para o componente financeiro ser relevante no longo prazo é necessário 20% de significância e este afetaria negativamente o produto. Os termos de intercâmbio foram insignificantes. Portanto, as variáveis que se cointegram com significância são a renda e as exportações. Na análise dos coeficientes de ajustamento o único diferente de zero é a renda real, ou seja, a única variável que se movimentaria no curto prazo para retornar ao equilíbrio de longo prazo. As exportações, a taxa de câmbio e o componente financeiro podem ser considerados fracamente exógenas, no momento em que nenhuma delas é responsável pelo retorno à situação de equilíbrio externo. No longo prazo, logo, a renda interna é endógena ao equilíbrio externo, uma evidência empírica que apoia a lei de Thirlwall. Por Granger é concluído que as exportações são fortemente exógenas (diferentemente de Krugman) bem como o componente financeiro o que corrobora com a hipótese de que o influxo de capitais aos países emergentes depende mais das condições de liquidez internacional do que dos

indicadores destes países. A taxa de câmbio também é exógena não sendo Granger causada pela renda interna, pelas exportações ou pelo componente financeiro.

Na sequência é testado se há alguma relação entre renda interna e investimentos, por cointegração. Existe uma relação positiva e significativa entre renda e investimento conforme sugerido por McCombie e Thirlwall (1994). Portanto, a renda se ajusta ao equilíbrio externo e o investimento responde a renda. Assim o investimento é Granger causado pela renda enquanto a renda não é Granger causada pelo investimento, mas sim de acordo com os resultados anteriores pelo setor externo. Além disso, o poder explicativo da especificação que incorpora o fluxo de capitais e endividamento externo não difere muito do correspondente da lei de Thirlwall original. O resultado final tem alta significância e apoia a lei de Thirlwall original.

Investigando se há uma desindustrialização precoce através da ótica externa Cunha, Lelis e Fligenspan (2013) estimam um modelo VEC utilizando dados referentes ao comércio de manufaturas para observar se o país está seguindo o padrão histórico de durante períodos de expansão da renda a produção de manufaturas se centrar no mercado doméstico. Assim, durante estes períodos, e a análise é para os anos 2000, a produção manufatureira se focaria no mercado doméstico e déficits em produtos manufaturados seriam normais. Os testes foram feitos com dados mensais e se optou por fazer os cálculos utilizando a indústria de transformação com e sem a indústria de alimentos e bebidas.

Os testes estruturais concluem que até aproximadamente 2006 a restrição externa não era presente no comércio de manufaturados, no entanto desde então a situação vem se deteriorando. Observa-se que o coeficiente de exportações sobre o valor produzido da manufatura vem se reduzindo e que o movimento contrário se dá no coeficiente de importações. O que vê, pois, é um aumento das importações e reduções das exportações quando há um aumento da atividade interna, diga-se, consumo. Constata-se, também, que a elasticidade-produção da indústria de transformação em relação às importações caiu dos anos 1990 para os anos 2000 de 3 para 1,7 (isto é, 1% de aumento da produção industrial nos anos 1990 resultava em um aumento de 3% das importações de produtos manufaturados), o que embora seja uma melhora deva ser interpretado com cuidado, visto que houve uma forte liberalização comercial concomitante com estabilização econômica nos anos 1990, segundo os autores. A análise foi feita por recursos gráficos e testes de causalidade de Granger. Por Granger se observou que alterações no câmbio causam alterações na produção física da

indústria de transformação e no nível de atividade econômica. Por sua vez, o nível de atividade econômica e o total da produção física da indústria de transformação determinam as importações.

Na sequência um modelo VEC é estimado e são analisados os resultados da função impulso resposta. Conclui-se que a produção interna reage mais a demanda interna do que externa, confirmando a hipótese inicial. A diferença encontrada na função impulso resposta foi de magnitude três vezes maior para o primeiro caso. Além disso, a elasticidade das importações de manufaturados é superior das exportações de manufaturados, o que indica restrição externa. Caso se considere desindustrialização como coeficiente de penetração de nossas manufaturas o país está, portanto, se desindustrializando. Caso se pondere por outros indicadores a única certeza que o artigo deixa é de que houve uma deterioração na balança comercial em conjunto com a existência de uma restrição externa na produção de manufaturados.

Observando os desdobramentos do coeficiente de Thirlwall para o caso brasileiro Nassif, Feijó e Araújo (2013) analisam o crescimento brasileiro através da ótica de Kaldor que dá destaque ao setor industrial ao considerá-lo o mais importante da economia por ser o setor que conta com retornos crescentes (embora os autores façam à ressalva aos serviços de telecomunicações e microeletrônica). A ideia central é que a principal fonte de crescimento é a produtividade e esta emana fundamentalmente da indústria. Segundo os autores a única restrição efetiva é a externa já que o crescimento de longo prazo não se dá pela oferta (à exceção da restrição de fatores que seria uma possibilidade teórica, visto que com o avanço tecnológico não há problemas de falta de trabalhadores e sim um excesso). O texto assim, pois, tem forte influência de Kaldor, com um modelo de crescimento Keynesiano e uma ótica do emprego marxista. Um objetivo secundário do trabalho seria o auxílio às políticas públicas dado que os autores afirmam que países exportadores de *commodities* gerariam mais empregos neste setor e, portanto, teriam um crescimento de longo prazo menor. Afirma, também, que quanto mais tempo um país demora em definir seu modelo de crescimento mais ele tende a se especializar em somente um produto e assim não há criação de um setor secundário diversificado (condição suficiente para o crescimento e *catching up* de Kaldor).

Em seguida há uma análise econométrica do país em dois períodos: 1970-1998 e 1999-2010 concluindo-se que quando havia o programa de substituição de importações o país estava realizando um processo de *catching up* ao passo que no período subsequente não.

Advoga-se uma mudança estrutural para o crescimento e analisa-se está havendo uma desindustrialização (antes do momento correto segundo os autores). Desse modo se verifica que houve uma diminuição na importância das exportações no balanço de pagamentos concomitante a uma diminuição do valor agregado. No entanto, estaria ao mesmo tempo havendo um aumento do emprego no setor manufatureiro mais especializado e uma redução no setor manufatureiro intensivo em trabalho. Assim, embora esteja ocorrendo uma desindustrialização por alguns critérios, por outros ainda é reversível. O gap de produtividade com os Estados Unidos (proxy de resto do mundo) aumentou na indústria de transformação ao passo que diminuiu na de recursos naturais. Segundo os autores o aumento do gap nas manufaturas seria devido às implementações tecnológicas a medida que a diminuição deste nas *commodities* seria devido ao câmbio. Acredito que faltou o autor analisar, também, que principalmente desde a virada do século houve um aumento significativo na demanda externa por matérias primas, o que também pode ter tido um papel fundamental no aumento da importância deste setor no caso brasileiro.

Com relação aos coeficientes de Thirlwall os autores concluem que a situação piorou, com a elasticidade das exportações mudando pouco nos subperíodos e das importações ter aumentado muito. Isto significa que atualmente a restrição externa é mais presente. No entanto, na ótica kaldoriana a situação ainda não está perdida visto que a produtividade da nossa indústria não piorou em todos os critérios sendo, pois, uma situação reversível. Para se reverter isso, na ótica dos autores, dever-se-ia utilizar uma política industrial e monetária, entre outras, ativas.

A tabela 1 abaixo resume as evidências de presente revisão de literatura.

Tabela 1: Elasticidade-renda para o Brasil – uma síntese da literatura consultada

Autor	Periodicidade	Método	Período	Importações	Exportações
Vieira, Canuto e Holland (2004)	Anual	cointegração	1951-2000	2,16	
Silveira (2015)	Trimestral	Estado Espaço	1995-2013	4,56	1,46*
Silveira (2015)	Trimestral	cointegração	1995-2013	2,93	2,58
Vieira e Holland (2008)	Anual	cointegração	1900-2005	1,33	
Carvalho, Lima e Santos (2008)	Anual	cointegração	1948-2004	1,71	
Carvalho, Lima e Santos (2008)	Anual	cointegração (com CCF)	1948-2004	1,8	
Nassif, Feijó e Araújo (2013)	Trimestral	MQO	1980-2010	1,99	1,06
Jayme Jr. (2003)	Anual	Cointegração	1955-1998	2,38	1
Britto (2008)	Anual	Cointegração	1951-2006	1,15	
Britto(2008)	Anual	cointegração (com CCF)	1951-2006	1,73	

*= não significativo

Fonte: elaboração própria (2015).

A partir da revisão da literatura teórica e empírica os capítulos que seguem avançam em nossa contribuição empírica.

3 METODOLOGIA

Este capítulo é dedicado à especificação do modelo econométrico bem como a delimitação dos dados. A intenção é estimar a elasticidade-renda das importações através do cálculo indireto do coeficiente de Thirlwall e calculá-las diretamente através da função importações, segundo a equação (8), ambos por cointegração, e comparar os dois resultados. Será calculado o a taxa de crescimento considerando a restrição externa e a elasticidade-renda indireta das importações, para checar a aderência do modelo. Será utilizada a série de crescimento real do PIB, das importações e das exportações para o exercício.

Considerar-se-á este modelo pela sua facilidade de estimação. Caso haja interesse em estimar as funções demanda por importações e demanda por exportações há o empecilho de como determinar a renda externa, que é superado por alguns trabalhos através do uso de um determinado país como *proxy* ou construindo um índice ponderado de renda externa através da importância relativa de cada país na pauta exportadora. No entanto, trabalhos que utilizam somente um país como *proxy* de renda externa muitas vezes encontram resultados não significantes e trabalhos que optam pela ponderação acabam tendo que utilizar uma cesta de mais de dez países para a amostra ser representativa. Além disso, como já foi dito anteriormente, não se utilizará os termos de troca nos cálculos, pois os trabalhos que os calculam raramente encontram significância, e quando a encontram seu resultado é ínfimo. Assim, como na teoria, a PPP se mantém no longo prazo o que permite se desconsiderar os termos de troca.

Optar-se-á por dados anuais por duas razões: primeiro, o coeficiente de Thirlwall objetiva calcular o crescimento de longo prazo, portanto um espaço de tempo grande se faz necessário, além disso, dados trimestrais sofreriam impactos de curto prazo o que não interessa para o modelo; segundo, conforme Otero e Smith (2000), o aumento no tamanho da amostra através do uso de dados de maior frequência é mais aparente do que real, visto que o que interessa para o processo de cointegração é o intervalo de tempo, e não o número de observações. O espaço amostral será entre 1964-2014 com dados anuais e em dólares constantes. As séries de importações e exportações foram retiradas do IPEDATA e a série do PIB do SGS (BC). O objetivo é estimar o coeficiente de longo prazo bem como dividir a série em duas amostras (1964-1994 e 1994-2014) para observar a trajetória da elasticidade-renda.

Assim, a metodologia adotada será a de cointegração, o que é uma hipótese *a priori*. Acredita-se que o modelo cointegra pelas razões teóricas e empíricas explicadas anteriormente. Há cointegração quando duas variáveis não-estacionárias, em séries econômicas em geral $I(1)$, tem uma tendência estocástica comum, o que faz com que os resultados da regressão não sejam espúrios. Variáveis não estacionárias são aquelas em que média, variância ou covariância são variantes no tempo o que compromete toda a capacidade preditiva do modelo tornando-o espúrio, uma vez que as hipóteses do modelo clássico assumem estabilidade ao longo do tempo nestas variáveis. Em particular, nos modelos não-estacionários os choques de curto prazo passam a ter um efeito permanente, tornando os resultados não confiáveis. Uma alternativa seria a diferenciação da série não-estacionária, porém isto incorre em perda de informações de longo prazo.

Uma alternativa é encontrar cointegração para as séries o que torna o resultado não espúrio. Para observar se as variáveis tem uma tendência estocástica comum conforme sugeriram Engle e Granger (1987) é necessário ter um espaço amostral grande o que, por sua vez, pode levar a quebras estruturais que podem, ou não, afetar a relação de equilíbrio entre as séries. Ademais, vale destacar que conforme Nelson e Plosser (1982) a maioria das séries econômicas temporais são $I(1)$. Além de apresentarem conforme o teorema de Engle e Granger uma relação de longo prazo duas variáveis, y_t e x_t , possuem uma relação dinâmica através de um vetor correção de erros (VEC). Portanto, relações cointegradas de longo prazo implicam relações em primeira diferença no curto prazo. Assim, será estimado o modelo vetorial autoregressivo (VAR), que considera valores defasados da variável dependente, para a estimação de longo prazo. Já o modelo VEC tem a vantagem de considerar todas as variáveis como endógenas podendo, portanto, se observar o ajustamento de curto prazo entre as variáveis. Um modelo VAR/VEC pode ser generalizado conforme a seguinte estrutura:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \Delta y_{t-i} \beta_i + \alpha \theta y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Onde y_t é o vetor da variável dependente, β_0 o vetor dos termos do intercepto, β_i é o vetor dos parâmetros da variáveis, α é o peso das correções de erros, θy_t é o vetor de cointegração, onde θ é o vetor transposto dos parâmetros da equação de longo prazo e u_t é o vetor de erros gaussianos.

Assim, para se estimar o modelo econométrico o passo inicial é a verificação da estacionariedade das séries. Para isto se usou o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). No

entanto, conforme demonstrado por Perron (1989), a presença de quebras estruturais na série de tempo pode causar uma superestimação no teste ADF, assim foi usado em conjunto o teste Phillips-Perron (PP) para determinar se as variáveis são estacionárias ou não. Será selecionada a ordem ótima de lags através do número máximo de testes indicativos, sem distinção entre eles. Assim, será utilizado o teste de Johansen para cointegração, apropriado para séries I(1). Será feito o teste de raiz unitária para todas as séries, seguido da determinação da ordem de lags do modelo VAR, após se determinar o número de vetores cointegrantes.

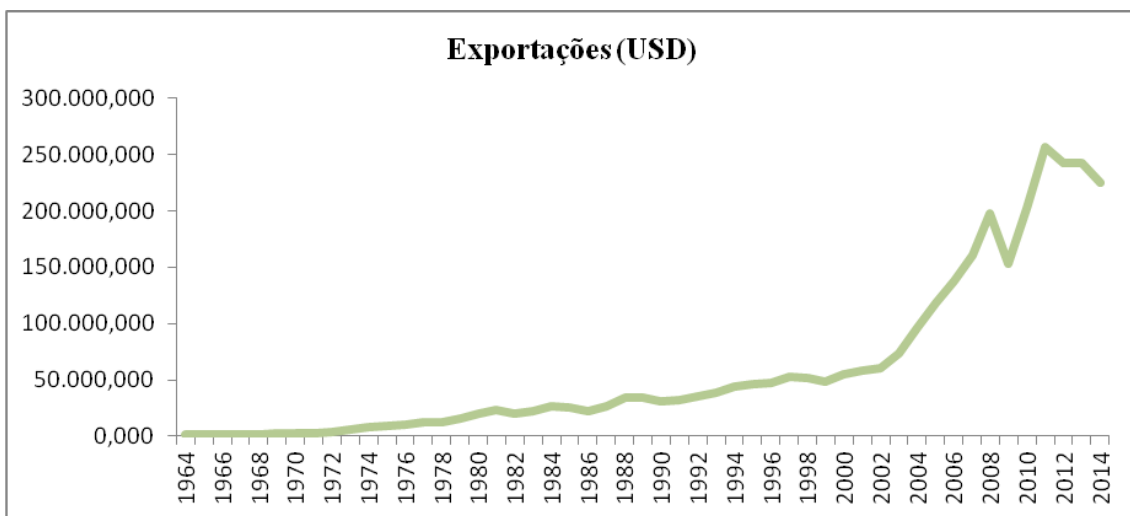
Assim se chega ao dilema de como se estimar as quebras estruturais. Poder-se-ia utilizar o famoso teste de Chow, no entanto este teste somente checka a quebra estrutural para uma data pré-determinada. Outra opção seria o uso do modelo de estado espaço utilizado por Silveira (2015). Porém, os resultados encontrados não são animadores, visto que a série de importações teve 10 quebras estruturais para um período de 20 anos, um número demasiadamente grande. Alternativamente, talvez uma das melhores possibilidades, seria o método de Hansen, proposto por Bagnai (2010). Este teste tem como virtude encontrar uma quebra estrutural na série não especificada, o que o torna superior ao teste de Chow. Porém, há a possibilidade da série para o Brasil ter mais de uma quebra estrutural (Bagnai observou que os seus resultados não foram significativos para alguns países, pois estes provavelmente têm duas quebras estruturais para o período de interesse, uma nos anos 1970 e outra nos anos 1990).

Assim, surge como alternativa o uso dos testes CUSUM (soma cumulativa dos resíduos recursivos) e CUSUMSQ (soma cumulativa dos resíduos recursivos ao quadrado), propostos por Brown *et al.* (1975), mas criticados por Bagnai por suporem estacionariedade das séries. Entretanto, trabalhos como os de Bairam e Ng (2001) e Halicioglu (2012) encontraram resultados positivos utilizando estes testes para séries cointegradas. Isto porque séries cointegradas se comportam habitualmente como séries estacionárias e é justamente isto que as tornam interessantes. Na realidade, conforme Xiao e Phillips (2002) e Hao e Inder (1996) já mostraram, através de testes de Monte Carlo, os testes de CUSUM e CUSUMSQ podem ser aplicados para séries cointegradas sem prejuízo no resultado, mesmo quando o espaço amostral não seja grande (ambos estudos consideram o menor espaço amostral com $n=100$, no entanto os resultados já são satisfatórios para esta amostra). No entanto, como o espaço amostral é reduzido talvez considerar as quebras torne as amostras muito pequenas.

4 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A série de exportações apresenta uma taxa de crescimento aproximadamente constante até os anos 2000 quando esta sofre um ponto de inflexão devido ao aquecimento do mercado mundial de *commodities* puxado pela China. A crise financeira afetou as exportações brasileiras no ano de 2009, no entanto já em 2010 esta série tem crescimento significativo. A taxa média de crescimento das exportações no período foi de 10,64%⁶.

Figura 1- Evolução das exportações brasileiras, 1964-2014 (US\$ constantes)

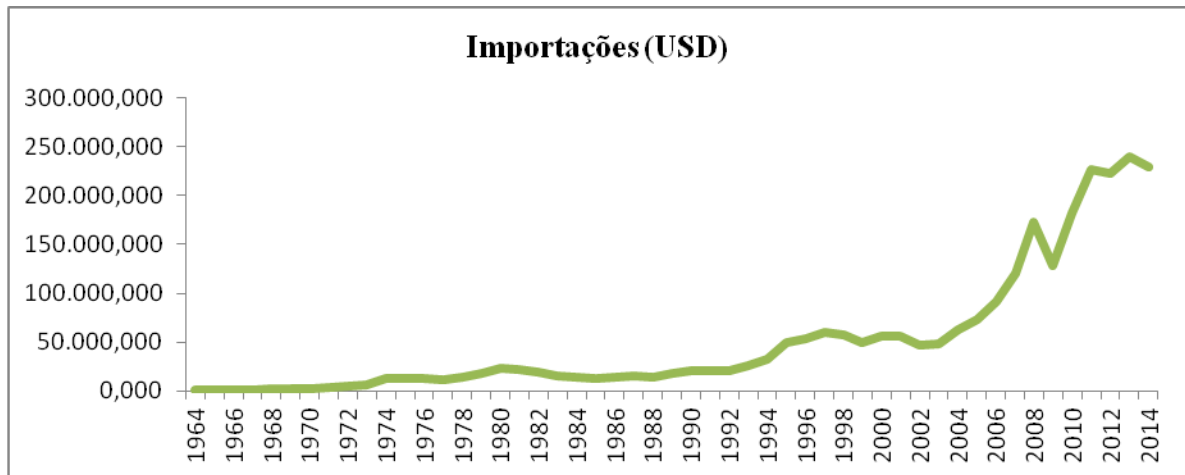


Fonte: elaboração própria com base em dados de IPEA (2015).

Já a série de importações conta com mais quebras, em especial nos períodos onde houve abertura comercial. Observa-se que nos anos 90 e 2000 houve crescimento significativo da série e que nela os outliers são menos importantes que as mudanças estruturais. O crescimento médio da taxa de crescimento das importações no período foi de 11,3%.

⁶ As médias apresentadas nesse trabalho são geométricas.

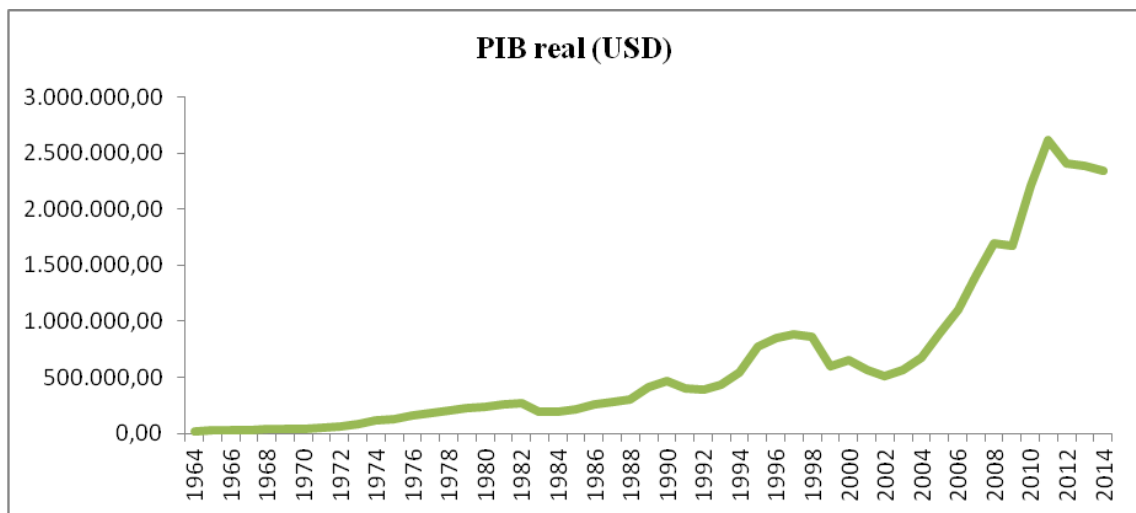
Figura 2- Evolução das importações brasileiras, 1964-2014 (US\$ constantes)



Fonte: elaboração própria com base em dados de IPEA (2015).

Já o gráfico do PIB brasileiro visivelmente é muito mais instável (em especial entre 1980 e 2000). O crescimento médio do PIB no período foi de 9,82%.

Figura 3- Evolução do Produto Interno Bruto do Brasil, 1964-2014 (US\$ constantes)



Fonte: elaboração própria com base em dados do BC(2015).

5 TESTES ECONOMÉTRICOS E RESULTADOS

Antes do início dos testes foram feitos os testes ADF e PP (estacionariedade considerando quebras-estruturais) para as variáveis log Y, log IMP, log X.

Tabela 2- Resultado testes de raiz unitária

	ADF	ADF(D) ⁷	PP	PP(D)
Y	1,56(2,92)	4,61(2,92)	1,41(2,92)	4,63(2,92)
X	1,71	5,51	1,71	5,6
M	1,38	5,64	1,32	5,66

*() são os valores críticos do teste

Fonte: Elaboração própria

Portanto, todas as variáveis que serão testadas são I(1) mesmo se considerando quebras estruturais. O próximo passo foi estimar um modelo VAR, começando-se pela equação (7). Foi checado se há quebras estruturais no período e o teste CUSUM indicou em 1974, já o CUSUMQ não indicou nada. Assim, se estimou o VAR para checar a presença de cointegração. No entanto, não havia normalidade dos resíduos⁸, condição necessária para cointegração. Observando-se os resíduos se constatou que principalmente dois *outliers* estavam comprometendo a normalidade dos resíduos, então se utilizou variáveis *dummy* para a renda em 1983 e para as exportações em 2009.

Agora o modelo ficou bem especificado, sem autocorrelação serial (a partir do segundo lag, a 5%), heterocedasticidade e com resíduos gaussianos⁹.

⁷ (D) significa a primeira diferença

⁸ O resultado conjunto do teste Jarque-Bera foi de 9,9, não rejeitando a possibilidade de resíduos não Gaussianos.

⁹ Os resultados dos testes de heterocedasticidade e autocorrelação estão no apêndice.

Tabela 3- Testes normalidade dos resíduos para série PIB e exportações (1964-2014)

	Jarque- Bera	GL	Prob.
Y	3,46	2	0,18
X	1,7	2	0,43
Conjunta	5,16	4	0,27

Fonte: Elaboração própria

Assim, através dos critérios AIC, HQ, FPE e LR, foram selecionados três lags para o teste de cointegração de Johansen.

Tabela 4- Teste de Johansen para série PIB e exportações (1964-2014)

No. Vetores cointegrantes	Teste do Traço	Valor Crítico	Teste do auto-valor	Valor crítico(5%)
Nenhum vetor*	15,51	15,51	14,25	14,26
Um Vetor	1,25	3,84	1,15	3,84

*rejeita-se a 5%

Fonte: Elaboração própria

Desse modo, as variáveis apresentam relação não espúria no longo prazo e sua equação é: $\ln Y = -0,85 \ln X$. O coeficiente indireto da elasticidade-renda das importações é 1,18.

Estima-se agora um VAR para se obter o coeficiente direto de Thirlwall (equação (8)). Novamente o teste CUSUM indicou quebra temporal em 1974 ao passo que o teste CUSUMQ não indicou quebra. No entanto, novamente não se obteve um modelo com erros não normais¹⁰. Assim, foram utilizadas *dummies* em 1974, 1983 e 1999 para a série do produto e 2009 para a série de importações.

¹⁰ O teste conjunto Jarque-Bera foi de 12,27, não aceitando a hipótese de normalidade a 5%.

Tabela 5- Teste normalidade para série importações e PIB (1964-2014)

	Jarque- Bera	GL	Prob.
M	2,71	2	0,26
Y	2,53	2	0,28
Conjunta	5,25	4	0,27

Fonte: Elaboração própria

Tendo erros normais, homocedásticos e não-autocorrelacionados (a partir do segundo lag) foram selecionados 2 lags através dos critérios FPE, AIC, SC e HQ. Na sequência foi feito o teste de Johansen para testar a cointegração entre as variáveis.

Tabela 6- Teste de Johansen para série importações e PIB (1964-2014)

No. Vetores cointegrantes	Teste do Traço	Valor Crítico	Teste do auto- valor	Valor crítico(5%)
Nenhum vetor	12,89	15,49	12,08	14,26
Um Vetor	0,81	3,84	0,81	3,84

Fonte: Elaboração própria

Assim, mesmo desconsiderando a hipótese de não cointegração somente a 10%, as variáveis cointegram. O vetor de cointegração é: $\ln IMP = 1,16 \ln Y$, indicando elasticidade-renda das importações de 1,16. Comparando-se este valor com o coeficiente indireto (1,18) conclui-se que o valor encontra-se dentro dos valores encontrados no passado por outros autores.

Agora se repetirá o teste para duas subamostras, 1964-1994 e 1994-2014 para se observar o comportamento recente do comércio exterior brasileiro. Começando pelo teste da

elasticidade indireta de Thirlwall. Novamente devido a não normalidade dos erros foi necessária uma variável *dummy*, neste caso para a série da renda em 1983.

Tabela 7- Teste normalidade dos resíduos para série PIB exportações (1964-1994)

	Jarque-Bera	GL	Prob.
Y	0,49	2	0,78
X	1,13	2	0,57
Conjunta	1,62	4	0,8

Fonte: Elaboração própria

Tendo erros normais, homocedásticos e não autocorrelacionados (a partir do terceiro lag) foi determinado o número ótimo de lags (7) pelos critérios LR, FPE, AIC, SC e HQ.

Tabela 8- Teste de Johansen para série PIB exportações (1964-1994)

No. Vetores cointegrantes	Teste do Traço	Valor Crítico	Teste do auto-valor	Valor crítico (5%)
Nenhum vetor*	27,24	15,49	25,75	14,26
Um Vetor	1,48	3,84	1,48	3,84

*Rejeita-se a 5%

Fonte: Elaboração própria

O vetor de cointegração resultante é: $\ln Y = -1,08 \ln X$, o que significa uma elasticidade indireta das importações de 0,93. Repetindo o teste utilizando-se a equação direta (7) não foi encontrada, novamente, normalidade nos erros sendo necessário o uso de variáveis *dummy* para renda em 1983 e para as importações em 1974. Com erros normais, homocedásticos e não autocorrelacionados foi feito novamente o teste de Johansen com 7 lags (critérios LR, FPE):

Tabela 9- Teste normalidade dos resíduos série importações e PIB (1964-1994)

	Jarque- Bera	GL	Prob.
M	1,58	2	0,45
Y	1,1	2	0,58
Conjunta	2,68	4	0,61

Fonte: Elaboração própria

Tabela 10- Teste Johansen para série importações e PIB (1964-1994)

No. Vetores cointegrantes	Teste do Traço	Valor Crítico	Teste do auto- valor	Valor crítico(5%)
Nenhum vetor*	36,37	15,49	33,33	14,26
Um Vetor	3,05	3,84	3,05	3,84

*Rejeita-se a 5%

Fonte: Elaboração própria

O vetor de cointegração resultante é: $\ln \text{IMP} = 0,91 \ln Y$, indicando uma elasticidade-renda direta de 0,91, 0,2 de diferença com o teste indireto. Para o segundo período tanto o cálculo da elasticidade-indireta quanto da direta não necessitou de variáveis *dummy* visto que a regressão obteve todos os bons resultados sem elas. Para a elasticidade-indireta:

Tabela 11- Teste normalidade dos resíduos série PIB e exportações (1994-2014)

	Jarque- Bera	GL	Prob.
Y	0,75	2	0,69
X	2,9	2	0,23
Conjunta	3,66	4	0,45

Fonte: Elaboração própria

Pelos testes FPE, AIC e HQ foram selecionados 3 lags para o teste de cointegração de Johansen.

Tabela 12- Teste Johansen série PIB e exportações (1994-2014)

No. cointegrantes	Vetores	Teste do Traço	Valor Crítico	Teste do auto-valor	Valor crítico(5%)
Nenhum vetor*		15,7	15,49	15,69	14,26
Um Vetor		0,01	3,84	0,01	3,84

*Rejeita-se a 5%

Fonte: Elaboração própria

O vetor de cointegração resultante é: $\ln Y = -0,77 \ln X$, indicando elasticidade-renda indireta de 1,30. Infelizmente para o segundo período não foi possível encontrar vetor cointegrante para as séries de importação e renda, não obstante se tenha obtido resultados positivos com relação aos resíduos. Embora os erros tenham sido normais há alguns valores extremos em 1999, 2008 e 2009 na série de importações e em 1999 no PIB real. Visto que está se trabalhando com uma subamostra não é prudente utilizar variáveis *dummy* em demasia.

Tabela 13- Resultados

Período	$\Delta Y(\%)$	$\Delta X(\%)$	$\Delta M(\%)$	δ^D	δ^I	$Y^T(\%)$
1964-2014	9,82	10,65	11,3	1,16	1,18	9,1
1964-1994	11,34	12,06	12,6	0,91	0,93	13,11
1994-2014	7,59	8,56	10,16	-	1,3	6,58

Fonte: Elaboração própria

Assim se observa que a diferença entre o crescimento restrito pelo balanço de pagamentos e o efetivo é menor que 1%, o que é um ajuste razoável visto que existe o fluxo de capitais que não foi considerado na modelagem. Em particular chama atenção a queda do crescimento potencialmente não nocivo para o balanço de pagamentos, caindo de 13,11% no primeiro período para 6,58%, o que indica uma mudança estrutural no padrão de comércio exterior brasileiro. Além disso, soma-se o fato de o crescimento no período recente estar acima do crescimento condizente com o equilíbrio externo, o que é natural considerando ter sido um período de alta entrada de capitais estrangeiros (que postergam o ajuste externo) e, nos últimos anos, resultados não positivos na balança comercial. Assumindo que o modelo foi bem especificado, pois, se conclui que nos próximos anos o crescimento deve ser inferior ao crescimento médio dos últimos 20 anos e que a restrição externa não foi superada. É pertinente lembrar que os únicos países encontrados por Bagnai (2010) que tiveram crescimento consistentemente acima do crescimento de equilíbrio externo foram justamente aquelas classificados como persistentes devedores externos por Lane e Milesi-Ferretti (1999). Além disso, é pertinente o questionamento de até que ponto a restrição externa é impeditiva do crescimento afinal através dos resultados pós-plano real se supõe que se a economia brasileira crescer nos próximos 20 anos a uma taxa de 4,5% não haverá problemas externos.

No entanto, a evidência é de que o crescimento não nocivo ao equilíbrio externo diminuiu nas subamostras o que corrobora com os resultados encontrados Fligenspan et al. (2015) que constatam que, através do método de market share constante, a partir de 2000, houve uma perda de espaço das exportações brasileiras intensivas em mão-de-obra, em particular para Ásia, ao passo que o Brasil se tornou mais competitivo em itens como joalheria e couro. Isso não é surpresa, em particular considerando que as vantagens

comparativas asiáticas são principalmente relacionadas ao baixo custo de mão-de-obra, portanto não surpreende, por exemplo, que o Brasil foi suplantado pela Ásia no comércio de calçados. O que se encontra, na mesma linha que Nassif, Feijó e Araújo (2013), é que o Brasil perdeu espaço principalmente onde não tem vantagem comparativa, isto é, mão-de-obra. O FMI (2015) fez um teste de complexidade econômica para a América Latina sugerido por Hidalgo e Hausmann (2009) e constatou que havia um incremento da complexidade do comércio exterior desde, aproximadamente, 1970, no entanto desde a década de 90 este índice vem se deteriorando. Segundo Daude, Nagengast e Perea (2014) uma economia se torna mais complexa quando ocorrem mudanças estruturais que a afastam da agricultura principalmente em direção a bens que incorporem capital físico e/ou humano. Isto afeta o PIB potencial, pois há significativa correlação entre complexidade do comércio exterior e crescimento do PIB per capita. A razão seria o fato da pauta exportadora ser menos sensível a variações nos termos de troca, o que afeta tanto o comércio exterior quanto a situação fiscal na AL.

Um dos indicativos do futuro crescimento fraco pode estar na atual conjuntura econômica brasileira, em particular a baixa do preço das *commodities* que se relaciona perversamente com a condição fiscal do país, suas contas externas e investimento privado¹¹. Um fator fundamental para o impacto do preço de *commodities* nas finanças públicas é a credibilidade do governo central, algo que o governo brasileiro tem perdido nos últimos meses. Utilizando um modelo para testar a sensibilidade das contas públicas aos choques externos com variáveis como taxa de câmbio real e hiato do produto FMI (2015) constata que esta relação é perversa principalmente para países que aumentam os gastos públicos fixos durante os períodos de *boom* de *commodities*, como Bolívia e Equador. Nos últimos anos embora o Brasil tenha feito algo semelhante, principalmente ao aumentar o número de funcionários públicos e o gasto social, isso ainda não parece ser algo determinante para o nosso financiamento. O que é constatado, principalmente, é que os países com a competência necessária para executar uma política anti-cíclica crível, como o Chile, acabam se beneficiando de tal efeito e não tem problemas para acessar o mercado de crédito quando precisam. Provavelmente um dos dispositivos que garante a disciplina chilena é uma lei que faz com que o aumento do gasto público seja limitado quando a arrecadação aumenta devido ao aumento de preços das *commodities*.

¹¹ Devido à economia mais diversa e ao câmbio flexível aparentemente os choques não são tão negativos para o caso brasileiro quanto para o caso latino americano.

Já choques de preços de *commodities* afetam o equilíbrio externo de todos os países, sendo o Brasil um dos menos afetados. Como já constatado em outros trabalhos se observa que o ajuste se dá através das importações, evidenciando a restrição externa, embora pudesse ser alcançado com o aumento das exportações de *não commodities*. Por fim, o investimento privado latino se relaciona diretamente ao preço das *commodities*, sendo também influenciado pelas expectativas de crescimento de produto e acesso ao capital externo.

6 OBSERVAÇÕES FINAIS

Analisando as variáveis se conclui que determinadas políticas, pois, são determinantes para diminuir o efeito perverso da variabilidade dos preços de *commodities*, em particular diversidade econômica e câmbio flexível. Além disso, fica a constatação que um comércio mais diversificado implica em maior PIB potencial e surge o questionamento de como diversificar o comércio e superar a restrição externa.

Também, pode-se descartar a hipótese de Krugman de que as elasticidade-renda são endógenas, afinal se fossem as políticas de abertura do comércio exterior dos anos 90 não teriam tido impacto na relação das elasticidades por que elas seriam fruto de modificações do comércio externo e não da atitude dos *policy makers*. A hipótese de restrição externa se confirma pelo comportamento da função demanda por importações, que segundo Moraes e Portugal (2004) tem dois regimes. Isto porque durante o período de expansão há uma demanda de produtos estrangeiros e no período posterior ao ajuste externo, que se dá através da renda como preveem os keynesianos, há outra função de demanda, indicando dois regimes.

A partir dos resultados encontrados torna-se pertinente o questionamento de como diversificar uma economia a fim de ser menos vulnerável externamente. Políticas protecionistas, depreende-se do passado, acabam por gerar uma indústria pouco competitiva e que dedica a maior parte de seus esforços em tentativas de *rent-seeking* e captura política, algo que a indústria automobilística brasileira é campeã¹². Soma-se a isto, também, a falta de transparência, exemplificada pelo sigilo de contas do BNDES.

Assim, alinhado com os argumentos e evidências de Daude, Nagengast e Perea (2014) as condições de oferta seriam fundamentais para a ocorrência de maior diversidade econômica, sendo elas: educação terciária, disponibilidade energética, abertura a capitais externos¹³, infraestrutura logística e informacional e abertura comercial. Além disso, condições de estabilidade macroeconômica são necessárias para a manutenção da complexidade industrial, como exemplificam México e Brasil. Nossa indústria atualmente

¹² A indústria é campeã nacional em taxa de proteção efetiva sendo a taxa média de importação para automóveis de 127,2% e caminhões e ônibus de 132,7%, ao passo que a taxa média de importação é 26,3%. (CASTILHO et al. 2015)

¹³ O fluxo de capitais está negativamente relacionado com as capacitações, seguindo o previsto por Kaminski e Reinhart (1999), indicando que crises financeiras causam fuga de capitais e que esta agrava, no período subsequente, os efeitos da crise. No entanto, o IED se relaciona diretamente, e fortemente, ao aumento das capacitações.

perde em duas frentes: por um lado, há uma mão-de-obra custosa e de baixa produtividade e por outro pelo déficit de infraestrutura, incluindo os altos custos energéticos. Provavelmente o Brasil não será informatizado através de quotas de tecnologia, mas através de investimentos massivos em pesquisa e educação, tão pouco nos industrializaremos através do incentivo à indústria intensiva em mão-de-obra, visto que esta era a nossa vantagem comparativa no século passado. Muito provavelmente nosso crescimento está relacionado à políticas horizontais, críveis e que visem ao longo prazo.

REFERÊNCIAS

- AGUNG, I G.N.. **Time Series Data Analysis using Eviews**. Singapore: Wiley, 2009.
- ALONSO, J.A.; GARCIMARTIN C. A new approach to balance of payments constraint: some empirical evidence. **Journal of Post Keynesian Economics**, [S.l.], Winter 1998.
- ARAÚJO, R.A.; LIMA, G.T. A Structural Economic Dynamics Approach to Balance-of-Payments-Constrained Growth. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 31, p. 755-774, 2007. Disponível em: <<http://cje.oxfordjournals.org/content/31/5/755>> . Acesso em: 22 abr. 2015.
- BAGNAI, A. Structural changes, cointegration and the empirics of Thirlwall's law. **Applied Economics**, [S.l.], v. 42, n. 10, p. 1315-1329, Nov. 2008. Disponível em: <<http://w3.uniroma1.it/econometria/research/Thirlwall.pdf>>. Acesso em: 06 mai. 2015
- BALBÉ, F.F. **Aplicação do modelo de Thirlwall para a Argentina e Brasil de 1992-2006**. 2008. Dissertação (Mestrado em Integração Econômica) - Programa de Pós-Graduação em Integração Latino Americana, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2008.
- CASTILHO, M.R. et al. **A estrutura recente de proteção nominal e efetiva no Brasil**. São Paulo: Federação das Indústrias do Estado de São Paulo, 2015.
- BAIRAM, E., NG, L. Thirlwall's law and the stability of export and import income functions, **International Review of Applied Economics**, [S.l.], v. 15, 287-303, 2001.
- BENAVIDES, D. R.; VENEGAS-MARTÍNEZ F. La restricción externa AL crecimiento em México: 1988-2009. **Contaduría y Administración**, [S.l.], v. 57 , p. 215-239, 2012. Disponível em: <<http://www.revistas.unam.mx/index.php/rca/article/view/29049/27004>>. Acesso em : 22 abr. 2015
- BRITTO, G. **Thirlwall's Law and the Long-Term Equilibrium Growth Rate: na Application for Brazil (1951-2006)**. Cambridge: University of Cambridge, June 2008. Disponível em: < <http://goo.gl/2O6VIW>>. Acesso em: 06 jun. 2015
- BROWN, R.L.; DURBIN, J. ; EVANS, J.M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. **Journal of the Royal Statistical Society**, [S.l.], series B, v. 37, p. 149-192, 1975.
- CARVALHO, T.L.;LIMA,V.R. Macrodinâmica do produto sob restrição externa: a experiência brasileira no período 1930-2004. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.12, n.1,p.55-77, jan./mar. 2008. Disponível em:< <http://goo.gl/f9zGES> > .Acesso em 16 mai. 2015
- 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. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A013.pdf>>. Acesso em 16 mai. 2015

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**, Brasília, v. 9, n. 2, p. 285-387, 2008. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/revista/vol9/vol9n2p285_307.pdf>. Acesso em: 16 mai. 2015

CIMOLI, M.; PORCILE, G.; ROVIRA, S. Structural change and the BOP-constraint: why did Latin America fail to converge?. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, v. 34, p. 389-411, 2010. Disponível em: <<http://cje.oxfordjournals.org/content/34/2/389.short>>. Acesso em: 22 mai. 2015

COOPER, R.N. The gold standard: historical facts and future prospects. **Brookings Papers on Economic Activity**, [S.l.], v. 1, 1982. In: THIRLWALL, A.P.. Balance of payments constrained growth models: history and overview. **PSL Quarterly Review**, [S.l.], v. 64, n. 259, p. 307-351, 2011.

CUNHA, A.M.; LELIS, M.T.C.; FLIGENSPAN, F.B. Desindustrialização e comércio exterior: evidências recentes para o Brasil. **Revista de Economia Política**, [S.l.], v. 33, n. 3 (132), p. 463-485, jul./set. 2013. Disponível em: <http://www.rep.org.br/search_authors.asp?COD=890>. Acesso em: 22 abr. 2015

DAUDE, C.; NAGENGAST, A.; PEREA, J.R.. **Productive Capabilities: An Empirical Investigation of Their Determinants**. Paris: OECD, 2014. (OECD Development Centre Working Paper, 321).

KAMINSKI, G.L.; REINHART, C.M. . The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. **American Economic Review**, v. 89, n. 3, p. 473-500, 1999. In: DAUDE, C.; NAGENGAST, A.; PEREA, J.R.. **Productive Capabilities: An Empirical Investigation of Their Determinants**. Paris: OECD, 2014. (OECD Development Centre Working Paper, 321).

ENGLE, R.F., GRANGER, C.W. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, [S.l.], v. 55, p. 251-276, 1987.

FLIGENSPAN, F.B. et al. The Brazilian exports of labor-intensive goods in the 2000s: An analysis using the constant market share method. **Economia**, [S.l.], v.16, p.128-144, 2015.

INTERNATIONAL MONETARY FOUND - IMF. Regional Economic Outlook: Western Hemisphere: Northern Spring, Southern Chills. **World Economic and Financial Surveys**, Washington, 2015.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M.S. Income and Price Effects in Foreign Trade. In: JONES, R.W.; KENEN, P.B. (Ed.), **Handbook of International Economics**, v. II, North-Holland, Amsterdam, 1985. In: MORAIS, I.A. C.; PORTUGAL, M.S. Structural Change in the Brazilian Demand for Imports: a regime switching approach. **Econometric Society**, [S.l.], n. 346, 2004.

KEYNES, J.M. **The General Theory of employment, interest and money**. London: Macmillan, 1936.

HALICIOGLU, F. Balance-of-Payments Constrained Growth: the Case of Turkey. **Munich Personal RePEc Archive**, Istanbul, n. 41791, 2012.

HAO, K., INDER, B. Diagnostic test for structural change in cointegrated regression models. **Economic Letters**, [S.l.], n.50, p. 179-187, 1996.

HOLLAND, M.; VIEIRA, F.V.; CANUTO, O. Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America. **Investigación Económica**, México v.63, n.247, p.45-75, enero/marzo 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/ISZX1q>>. Acesso em: 16 mai. 2015

HOUTHAKKER, H.S.; MAGEE, S. Income and Price Elasticities in World Trade. **Review of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 51, p. 111-125, 1969. In: YI, W. **Growth, Expansion of Markets, and Income Elasticities in World Trade**. Washington IMF; Policy Development and Review Department, 2005. (IMF Working Paper).

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

JONES, C.E. **Introdução à Teoria do Crescimento Econômico** 2ª. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2000.

KRUGMAN, P. **Differences in income elasticities and trends in real Exchange rates**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1988. (Working Paper, 2761). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w2761>>. Acesso em : 22 abr. 2015

LANE, P.R.; MILESI-FERRETTI, G.M. **The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries**. London, 1999 (C.E.P.R. Discussion Papers, 2231). In: BAGNAI, A. Structural changes, cointegration and the empirics of Thirlwall's law. **Applied Economics**, [S.l.], v. 42, n. 10, p. 1315-1329, Nov. 2008. Disponível em: <<http://w3.uniroma1.it/econometria/research/Thirlwall.pdf>>. Acesso em: 06 mai. 2015

LÓPEZ, J.; CRUZ, A. Crecimiento económico y tipo de cambio real: un análisis de cointegración para América Latina. **Momento Económico**, [S.l.], n. 102, p. 23-33, marzo/abr.1999.

MCCLOSKEY, D.; ZECHER, R. How the gold standard worked: 1880-1913. In: FRENKEL, J., JOHNSON, H.G. **The monetary approach to the balance of payments**. London: Allen and Unwin, 1976. In: THIRLWALL, A.P.. Balance of payments constrained growth models: history and overview. **PSL Quarterly Review**, [S.l.], v. 64, n. 259, p. 307-351, 2011.

McCOMBIE, J.; THIRLWALL, A. **Economic growth and the balance of payments constraint**. New York: St.Martin's Press, 1994. Cap. 3.

MCCOMBIE, J.S.L. On the empirics of balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**, [S.l.], v.18, n.3, p. 345-375, 1997.

MORAIS, I.A. C.; PORTUGAL, M.S. Structural Change in the Brazilian Demand for Imports: a regime switching approach. **Econometric Society**, [S.l.], n. 346, 2004. Disponível em: <<http://repec.org/esLATM04/up.14362.1087933727.pdf>>. Acesso em : 22 abr. 2015

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

NASSIF, A.; FEIJÓ, C.; ARAÚJO, E.. **Structural Change and Economic Development: Is Brazil catching up or falling behind.** Genebra, 2013.(United Nations Conference on Trade and Development Discussion Papers, 211). Disponível em : <http://unctad.org/en/PublicationsLibrary/osgdp20131_en.pdf>. Acesso em: 23 mai. 2015

NELSON, C., PLOSSER, C. Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, [S.l.], v. 10, n.2, p. 139-162, 1982.

OTERO, J., SMITH, J. Testing for cointegration: power versus frequency of observation – further Monte Carlo results, **Economics Letters**, [S.l.], v. 67, p. 5-9, 2000.

PASINETTI, L. **Structural change and economic Growth** – a theoretical essay on the dynamics of the wealth of the nations, Cambridge: Cambridge University Press, 1981. In: ARAUJO, R.A.; LIMA, G.T. A Structural Economic Dynamics Approach to Balance-of-Payments-Constrained Growth. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 31, p. 755-774, 2007

PASINETTI, L. **Structural economic dynamics** – a theory of the economic consequences of human learning, Cambridge: Cambridge University Press, 1983.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, [S.l.], v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

RANDOW, B.M.V.; FONTES, R.M.O.; CARMINATI, J.G.O. **Estimativas das elasticidades-preço e renda da demanda por álcool combustível no Brasil.** Trabalho apresentado em Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Campo Grande, 25-28 jul. 2009.

REVUELTA, J.H.; FIDALGO, J.S. **The external constraint to the economic growth:** new evidence with new data. Presented at the European Regional Science Association Conference, 41, [S.l.], 2001. Disponível em: <<http://www-sre.wu-wien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa01/>>. Acesso em: 23 mai. 2015

SILVEIRA, E.M.C. **Crescimento econômico e restrição externa no Brasil:** uma análise a partir da hipótese de Thirlwall. 2015. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2015.

THIRLWALL, A.P.. Balance of payments constrained growth models: history and overview. **PSL Quarterly Review**, [S.l.], v. 64, n. 259, p. 307-351, 2011. Disponível em: <<ftp://ftp.ukc.ac.uk/pub/ejr/RePEc/ukc/ukcedp/1111.pdf>>. Acesso em : 22 abr. 2015

THIRLWALL, A.P.; HUSSAIN, M.N. The balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences between Developing Countries. **Oxford Economic Papers**, [S.l.], v. 34, n. 3, p. 498-510, 1982.

THIRLWALL, A.P. The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, [S.l.], v. 128, v.1, p. 45-53, 1979

TRIFFIN, R. The evaluation of the international monetary system: historical appraisal and future perspectives. **Princeton Studies in International Finance**, [S.l.], n. 18, 1964. In:

THIRLWALL, A.P.. Balance of payments constrained growth models: history and overview. **PSL Quarterly Review**, [S.l.], v. 64, n. 259, p. 307-351, 2011.

VIEIRA,F.A.C.; HOLLAND,M. Crescimento econômico secular no Brasil, modelo de Thirlwall e termos de troca.**Economia e Sociedade**, Campinas,v.17, n.2(33) p. 17-46, ago. 2008.

WILLIAMSON, J. Is there an External Constraint? **National Institute Economic Review**, [S.l.], n.109, p.73-77, 1984. IN McCombie (1997). In: MCCOMBIE, J.S.L. On the empirics of balance-of-payments-constrained growth. **Journal of Post Keynesian Economics**, [S.l.], v.18, n.3, p. 345-375, 1997.

XIAO, Z.; PHILLIPS, P.C.B. A CUSUM test for cointegration using regression residuals. **Journal of Econometrics**, [S.l.], n.108, p. 43-61, 2002.

YI, W. **Growth, Expansion of Markets, and Income Elasticities in World Trade**. WashingtonIMF; Policy Development and Review Department, 2005. (IMF Working Paper).

APÊNDICE A - TABELAS

Tabela 1 - Testes de heterocedasticidade e autocorrelação para série PIB e exportações (1964-2014)

Teste Heterocedasticidade White (sem termos cruzados)			
Chi-sq	df	Prob.	
3.712.555	30	0.1735	
Teste de Autocorrelação -LM			
Lags	LM-Stat	Prob	
1	1.860.107	0.0009	
2	8.263.242	0.0824	
3	2.952.616	0.5658	
4	1.222.228	0.0158	
5	3.149.104	0.5332	
6	7.542.744	0.1098	
7	3.638.838	0.4571	
8	2.659.171	0.6164	

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2 - Testes de heterocedasticidade e autocorrelação para série importações e PIB (1964-2014)

Teste Heterocedasticidade White (sem termos cruzados)			
Chi-sq	df	Prob.	
2.571.203	36	0.8982	
Teste de Autocorrelação -LM			
Lags	LM-Stat	Prob	
1	9.671.307	0.0463	
2	4.652.013	0.3249	
3	2.316.897	0.6777	
4	3.303.940	0.5083	
5	3.172.735	0.5293	
6	2.799.540	0.5919	
7	8.373.549	0.0788	
8	8.549.309	0.0734	

Fonte: Elaboração própria

Tabela 3 - Testes de heterocedasticidade e autocorrelação para série Exportações e PIB (1964-1994)

Teste Heterocedasticidade White (sem termos cruzados)		
Chi-sq	df	Prob.
2.090.276	27	0.7908
Teste de Autocorrelação -LM		
Lags	LM-Stat	Prob
1	1.131.002	0.0233
2	1.417.853	0.0067
3	2.557.644	0.6343
4	3.062.507	0.5474
5	9.109.917	0.0584
6	9.025.345	0.0605
7	2.325.705	0.6761
8	6.279.222	0.1792

Fonte: Elaboração própria

Tabela 4 - Testes de heterocedasticidade e autocorrelação para série importações e PIB (1964-1994)

Teste Heterocedasticidade White (sem termos cruzados)		
Chi-sq	df	Prob.
2.907.722	30	0.5135
Teste de Autocorrelação -LM		
Lags	LM-Stat	Prob
1	3.825.615	0.4301
2	5.339.110	0.2542
3	3.238.069	0.5188
4	4.760.966	0.3127
5	6.524.478	0.1633
6	6.678.882	0.1539
7	1.150.943	0.0214
8	2.217.997	0.6957

Fonte: Elaboração própria

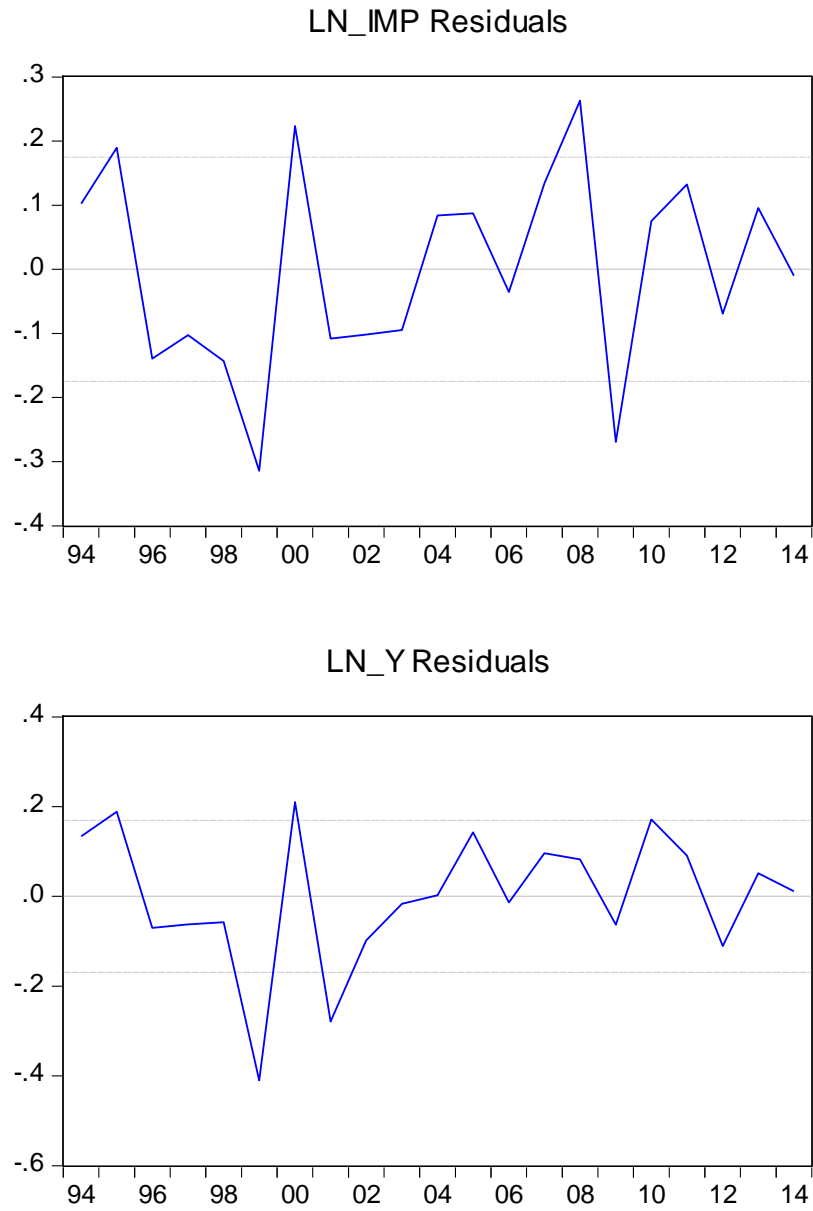
Tabela 5 - Testes de heterocedasticidade e autocorrelação para série PIB e exportações (1994-2014)

Teste Heterocedasticidade White (sem termos cruzados)		
Chi-sq	df	Prob.
2.922.101	24	0.2119
Teste de Autocorrelação -LM		
Lags	LM-Stat	Prob
1	8.504.081	0.0748
2	7.092.787	0.1311
3	0.852612	0.9313
4	2.275.617	0.6852
5	1.041.157	0.9035
6	2.080.533	0.7209
7	1.065.954	0.0307
8	2.387.573	0.6649

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE B – GRÁFICOS

Figura 1 - Gráficos dos resíduos para série importações e PIB (1994-2014)- não foi encontrado vetor cointegrante



Fonte:eViews (7.0)