

A Economia Brasileira sob Restrição do Balanço de Pagamentos: Uma Análise Empírica da Lei de Thirlwall no *Boom* das *Commodities*

Maria Carolina Basso*

Resumo: O artigo consiste da aplicação de modelos de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos, na vertente de Thirlwall (1979), à economia brasileira no período recente da alta internacional de preços dos principais itens de exportações do país, usando dados mensais de 2002 a 2013. A Lei de Thirlwall e três de suas extensões são brevemente discutidas, seguido de uma revisão da literatura aplicada ao Brasil. É realizado um exercício empírico a partir das elasticidades estimadas pela técnica de cointegração de Johansen e por um vetor de correção de erro. São testados os modelos de Thirlwall (1979), Thirlwall e Hussain (1982), Moreno-Brid (2003) e Carvalho (2007) nas versões “forte” e “fraca” da Lei de Thirlwall, bem como as mesmas com e sem os termos de troca. O resultado empírico obtido permite concluir que a Lei de Thirlwall é válida na economia brasileira mesmo no curto período de tempo analisado do *boom* das *commodities*.

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

Abstract: Following Thirlwall (1979), the present article consists of testing the balance-of-payments constraint growth models on Brazilian economy, using monthly data, during the latest commodities boom, which mainly compose Brazilian exports. Thirlwall’s law and three of its extensions are briefly exposed, followed by a review of its empiric literature on Brazilian economy. It is performed an empiric analysis using Johansen cointegration techniques and a vector error correction model. The models tested are Thirlwall (1979), Thirlwall and Hussain (1982), Moreno-Brid (2003) and Carvalho (2007), both on its “weak” and “strong” forms so as with and without the constancy of terms-of-trade. The empiric results allow concluding Thirlwall’s law is hold to Brazilian economy even on the short commodities boom period analysed.

Key-words: Economic growth; Thirlwall’s Law; Brazilian economy.

Classificação JEL: O11, F10, C22

Classificação ANPEC: Área 6 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições

* Doutoranda em Economia pela Universidade de Brasília (UnB). E-mail: mariacarolb@gmail.com
O presente trabalho foi realizado com apoio do CNPq, Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - Brasil

1. Introdução

Na primeira década dos anos 2000, o dinamismo do comércio internacional valorizou bens nos quais o Brasil já figurava como exportador mundial e assim a demanda externa por determinados exportados brasileiros ampliou sua projeção. Nesse contexto, que se estende por mais de uma década, é oportuno revisitar modelos de crescimento *export-led* a fim de se elucidar o cenário econômico. Nessa gama, se inserem os modelos de crescimento sob restrição do balanço de pagamentos, originados de Thirlwall (1979).

Tratando-se de um modelo filiado à escola keynesiana e inspirado nos modelos de Harrod, de Kaldor e com viés estruturalista, a proposta do modelo de Thirlwall é que as condições externas às quais uma economia está sujeita ditam o seu limite do crescimento, em função da limitação de divisas disponíveis. As pautas de importação e de exportação, por sua vez reflexo da estrutura produtiva doméstica, são os condicionantes do uso e da geração das divisas, respectivamente. Considera que a atividade exportadora é fundamental nesse cenário porque é a geradora autônoma das receitas para custear esse crescimento. A manutenção do equilíbrio externo é imposta via ajustes de renda, que são traduzidos em medidas contencionistas da demanda interna a fim de se reduzir a demanda por importados e, desta forma, reduzir a necessidade de divisas para saldar o balanço de pagamentos. Daí se origina a restrição externa ao crescimento.

O artigo tem por objetivo avaliar como a manutenção do equilíbrio do balanço de pagamentos explica o desempenho do PIB brasileiro desde a alta das *commodities*, o que implica em analisar a relevância dos termos de intercâmbio, do componente de determinados itens do balanço de pagamentos, e, fundamentalmente, das elasticidades da demanda. A contribuição reside na aplicação do modelo de crescimento sob restrição externa de Thirlwall para a economia brasileira com uma base de dados mensais e num intervalo de tempo, de janeiro de 2002 a outubro de 2013, em que houve apreciação sustentada dos preços de exportação.

Inicia-se o presente trabalho pela explanação da Lei de Thirlwall através da abertura do modelo proposto por Thirlwall (1979), seguido da menção a outros três modelos nessa vertente de crescimento, os quais tem na sequência sua veracidade testada no contexto estudado. Na seção 3 encontra-se uma breve revisão da literatura brasileira da aplicação da Lei de Thirlwall. Na seção 4, a metodologia e a técnica de estimação precedem a apresentação dos resultados encontrados. O artigo finda-se com as considerações da seção 5.

2. A Lei de Thirlwall e suas extensões

Para Thirlwall, o dinamismo do crescimento de um país está condicionado ao crescimento do resto do mundo na proporção do quão demandados, sob a perspectiva da renda, são os bens ou serviços domésticos, pelo resto do mundo, em relação ao quanto os bens ou serviços estrangeiros são consumidos internamente. O modelo fornece a taxa máxima de crescimento que mantenha o equilíbrio do balanço de pagamentos, no longo prazo, porque parte da premissa de que um país não pode crescer sem haver recursos para se financiar indefinidamente.

São notavelmente gérmens do modelo de Thirlwall: a teoria de Kaldor (1970) da determinação do crescimento do produto pelo crescimento das exportações onde este é determinado pelo crescimento do produto das economias estrangeiras, passando pela Lei de Verdoorn, e ressaltando a influência do padrão de especialização produtiva sobre a dinâmica do crescimento; o multiplicador de comércio internacional de Harrod (ou o supermultiplicador de Hicks), em que o crescimento do produto depende da razão entre exportações e da propensão marginal a importar; a Condição de Marshall-Lerner, de cuja magnitude das

elasticidades-preço depende a efetividade do ajuste da demanda via taxa de câmbio; a contribuição da análise dos dois hiatos (*dual-gap*) de Chenery e Bruno (1962) em que pode ser tanto a poupança doméstica insuficiente quanto o déficit comercial que obstam o crescimento; e a teoria de Prebisch (1950) de centro-periferia que evidencia a perversidade das elasticidades, em que a exportação de produtos com baixa elasticidade-renda da demanda e a importação de produtos com essa elasticidade alta, mais do que perpetua, alarga a distância entre o crescimento e a renda dos países não-desenvolvidos e desenvolvidos.

Thirlwall (1979) parte da premissa que o equilíbrio do balanço de pagamentos é dado por uma relação de igualdade entre receita de exportação e despesa de importação¹:

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

Reescrevendo a equação pelas suas respectivas taxas de crescimento desses, tem-se:

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

Sejam as demandas pela produção doméstica e pela externa, respectivamente, funções do preço do bem nacional, do preço do seu substituto importado e da renda², como a seguir:

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

$$M_t = b \left(\frac{P_{f_t} E_t}{P_{d_t}} \right)^\psi Y_t^\pi \quad (4)$$

Pode-se reescrever as mesmas como taxas de crescimento:

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

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

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

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

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

Sob a condição de os preços relativos serem constantes, ou seja, se for assumido que, no longo prazo, a paridade do poder de compra é válida, então ($p_{d_t} = p_{f_t} + e_t$). Ou, ainda, se a condição de Marshall-Lerner for exatamente verificada ($|\eta+\psi|=1$), a equação (7) pode ser reduzida a:

$$y_{B_t} = \frac{\varepsilon z_t}{\pi} \quad (8)^3$$

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

$$y_{B_t} = \frac{x_t}{\pi} \quad (9)$$

¹ Onde t refere-se ao período avaliado, P_{d_t} é o preço das exportações (em moeda doméstica), X_t é o volume exportado, P_{f_t} é o preço das importações (em moeda estrangeira), M_t é o volume de importações e E_t é a taxa de câmbio (preço doméstico da moeda estrangeira)

² Onde η e ψ são as elasticidades-preço da demanda por exportados e por importados, respectivamente ($\eta < 0$ e $\psi < 0$); Y_t e Z_t são as rendas doméstica e externa, respectivamente; ε e π são as elasticidades-renda da demanda por exportados e por importados, respectivamente ($\varepsilon > 0$ e $\pi > 0$) e a e b são constantes.

³ A equação (9) pode ser reescrita como $\frac{y}{z} = \frac{\varepsilon}{\pi}$, formato este conhecido como Regra de 45°, segundo Krugman (1989). Contudo, este inverte a relação causal, recaindo no crescimento relativo a determinação da razão das elasticidades-renda comerciais.

O significado da equação (8), chamada de forma “forte” (PERRATON, 20003) da Lei de Thirlwall, é, portanto, que o produto da taxa de crescimento da economia externa e da razão das elasticidades-renda da demanda pelas exportações do país em questão e das importações determinam a taxa de crescimento máxima que permita o equilíbrio do balanço de pagamentos de uma economia no longo prazo; a equação (9) traz a forma “fraca” da Lei de Thirlwall, segundo a qual a razão entre a taxa de crescimento das exportações e a elasticidade-renda da demanda por importados é que dita a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos.

A grande valia atribuída às elasticidades-renda decorre do significado intrínseco do conceito de elasticidade-renda: ela capta a competição não-preço. Essas elasticidades refletiriam relações de oferta, ou seja, aspectos qualitativos da estrutura produtiva.

Acima de tudo, a Lei de Thirlwall é uma teoria de longo prazo. Enuncia que os preços relativos, bem como outros componentes do balanço de pagamentos, são menos relevantes na promoção do crescimento quando se consideram períodos amplos; contudo, no curto prazo, tais componentes podem ser importantes. Por isso mesmo, cabe averiguar a predição do modelo no caso de a paridade do poder de compra ainda não ter sido verificada, assim como incluir outras contas externas na predição da taxa de crescimento.

A extensão feita por Thirlwall e Hussain (1982) supera a limitação estritamente comercial do modelo inicial, ao incorporar os fluxos de capitais, a fim de se aproximar da realidade de muitos países em desenvolvimento nos quais, mesmo havendo déficit comercial, pode haver equilíbrio do balanço de pagamentos se houver ingresso de capitais estrangeiros. O modelo inicial (1) é modificado a partir da suposição do desequilíbrio da conta corrente: assume-se que o lado das exportações conta com o fluxo de capitais⁴ para reequilibrar o balanço de pagamentos.

$$P_{d_t}X_t + F_t = P_{f_t}M_tE_t \quad (10)$$

Colocando (10) em taxas de variação e substituindo as equações (5) e (6), chega-se à taxa de crescimento equilibrado de longo prazo⁵:

$$y_{FB_t} = \frac{(\varphi\eta+\psi)(p_{d_t}-p_{f_t}-e_t)+(p_{d_t}-p_{f_t}-e_t)+\varphi\epsilon z_t+(1-\varphi)(f_t-p_{d_t})}{\pi} \quad (11)$$

Como que o montante da dívida externa e o pagamento dos juros podem representar um volume significativo nas transações correntes de alguns países, Moreno-Brid (2003) contribui com uma extensão que abarca um endividamento dito sustentável, expresso pela constância da conta corrente, ou, ainda, o oposto do conta capital e por isso representa o endividamento, ante o PIB. A constância do déficit em conta corrente em relação ao PIB é uma forma de modelar a percepção que o mercado tem em relação à saúde financeira do país, o que, por sua vez, impacta sobre os fluxos de capitais. Seja o equilíbrio do balanço de pagamentos dado conforme a equação abaixo⁶:

$$X_tP_{d_t} - R_tP_{d_t} + F_tP_{d_t} = M_tP_{f_t}E_t \quad (12)$$

Moreno-Brid assume a constância da relação conta corrente em relação à renda, isto é, como F é ingresso líquido de capital e, portanto, o que financia o déficit da conta corrente, trata-se da seguinte relação, $\frac{F}{Y} = k$, com k sendo uma constante, donde, sob taxas de variação temos: $f = y$. Assim, chega-se à taxa de crescimento sob restrição externa conforme a equação abaixo⁷:

⁴ Onde o fluxo de capitais é representado por F .

⁵ Sejam a participação das exportações e a participação dos fluxos de capitais como proporção da receita externa total, respectivamente, $\left(\frac{X_t}{X_t+F_t} = \varphi\right)$ e $\left(\frac{F_t}{X_t+F_t} = \varphi - 1\right)$.

⁶ Onde R_t é o pagamento dos juros.

⁷ Seja θ_1 a razão entre as receitas de exportação e as despesas de importação $\left(\theta_1 = \frac{P_{d_t}X_t}{P_{f_t}E_tM_t}\right)$ e θ_2 a razão entre o pagamento de juros e as despesas de importação $\left(\theta_2 = \frac{P_{d_t}R_t}{P_{f_t}E_tM_t}\right)$.

$$y_{Brent} = \frac{\theta_1 x - \theta_2 r + (\theta_1 \eta + \psi)(p_{d_t} - e_t - p_{f_t})}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (13)$$

Outra extensão do modelo original de Thirlwall foi feita por Carvalho (2007). A fim de identificar o efeito específico de cada componente do balanço de pagamentos, Carvalho propõe um modelo que incorpora variáveis já incluídas em outros modelos anteriores, porém combina-os de uma forma original. Carvalho parte da seguinte relação de equilíbrio externo⁸:

$$P_{d_t} X_t + P_{d_t} F_t + P_{d_t} S_t = P_{f_t} M_t E_t \quad (14)$$

Colocando em taxas de crescimentos as variáveis explicitadas, tem-se⁹:

$$y_{carv} = \frac{\theta_1 x + (1 - \theta_1 - \theta_3) f + \theta_3 s + (1 + \theta_1 \eta + \psi)(p_{d_t} - e - p_{f_t})}{\pi} \quad (15)$$

Assim, Carvalho chega a uma taxa de crescimento de equilíbrio com o balanço de pagamentos que inclui a conta capital, o pagamento de serviços do capital, e sem exigir limites à poupança externa como em Moreno-Brid (2003).

3. Aplicações da Lei de Thirlwall ao Brasil

Uma seleção de parte da literatura thirlwalliana de testes empíricos aplicados à economia brasileira é tratada resumidamente a seguir, a fim de se apresentar como os modelos de crescimento sob restrição externa têm se comportado no contexto do Brasil.

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

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

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

Ferreira e Canuto (2003) testam modelos de Thirlwall, em especial o modelo que desenvolvem o qual, questionando o consenso de que os influxos de capitais representam um alargamento das restrições, alardeiam sobre o passivo externo que intertemporalmente surge de tais ingressos. Com dados abarcando o período de 1949 a 1999, usando média móvel de 30 anos, mostram que, enquanto a Lei original previu para o período 6,2% de crescimento, este modelo criado calculou 5,2%, uma previsão mais próxima dos reais 5,4%. A maior precisão do modelo novo seria, assim, explicada pelo pagamento de serviços e rendas. Acreditam que a falha dos modelos que incluem os influxos de capitais ocorreu porque desconsideraram o regresso dos mesmos. Constatam que ocorre causação bilateral o produto e exportações.

⁸ Onde S_t representa a conta de rendas do balanço de pagamentos.

⁹ Seja $(\theta_3 = P_{d_t} S_t / P_{f_t} E_t M_t)$.

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

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

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

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

Carvalho e Lima (2009), para o período compreendido entre 1930 e 2004, chegam a estimativas de crescimento próximas à efetivamente observada: com as devidas restrições, o modelo de Moreno-Brid (2003) previu 4,5%, contra 5% do verificado; decompondo a contribuição das variáveis, tem-se que a balança comercial (medida pela razão das elasticidades-renda) foi o item preponderante: 4,3%, termos de troca 1,4% conta financeira e serviços da dívida ambos -1,2% e os serviços do capital não tiveram repercussão.

4. Testando a Lei de Thirlwall no *boom das commodities*

Em virtude da alta aderência da Lei de Thirlwall e suas extensões para explicar a taxa de crescimento da economia brasileira, conforme sugere a literatura, cabe averiguar, através do exercício empírico dos quatro modelos apresentados, se o crescimento da economia brasileira, nos últimos anos (2002-2013) em que houve melhora nos termos de troca do seu comércio, foi restrito pelo balanço de pagamentos, bem como investigar quais componentes considerados do balanço de pagamentos condicionaram o desempenho observado.

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

Como a Lei de Thirlwall pressupõe a irrelevância dos termos de troca a longo prazo, ao ser testada a forma com os termos de troca preservados no modelo, ressalta-se que se

trata de um exercício de modificação aos pressupostos originais, com a finalidade de se avaliar o impacto que os termos de troca apresentaram sobre o crescimento¹⁰.

4.1 Metodologia

A aderência do modelo de Thirlwall será testada conforme com a proposta de McCombie (1989). Busca-se nessa metodologia que não haja diferença estatística entre a elasticidade-renda de importação estimada, chamada de elasticidade observada com a mesma obtida teoricamente, chamada hipotética.

A elasticidade-renda hipotética representa, num sentido mais abstrato, a situação de equilíbrio para a qual a razão entre taxas de crescimento da renda interna e das exportações, no caso do modelo original, mantém o balanço de pagamentos com saldo nulo. Para os modelos considerados além do original, a analogia é válida: a elasticidade-renda de equilíbrio, como também pode ser chamada, preserva as contas externas balanceadas, e ela é dada como o fator incidente à taxa de crescimento do produto doméstico capaz de igualá-lo às demais movimentações, segundo as variáveis pertinentes a cada modelo, do balanço de pagamentos. Assim, explica a pertinência de se testar os limites aceitos estatisticamente dentro dos quais se pode afirmar a igualdade entre as elasticidades-renda de importação estimada e hipotética.

Carecendo-se, portanto, da estimação da elasticidade-renda das importações (π^*), a mesma é calculada através da aplicação de logaritmo à equação da demanda de importação (6), cujo intuito é obter diretamente a estimação das elasticidades:

$$\log(M) = \psi \log\left(\frac{P_{fE}}{P_d}\right) + \pi^* \log(Y) \quad (16)$$

Em seguida, a elasticidade estimada é comparada com a elasticidade-renda hipotética (π'), em cada um dos quatro modelos segundo a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos apresentada em cada um dos quatro modelos expostos aqui, equações (7), (11), (13) e (15), em versões com e sem os termos de troca e nas formas “forte” e “fraca”. Por exemplo, no caso do modelo original (1979), a forma “fraca” sem os termos de troca e forma “forte” com os termos de troca, respectivamente, da elasticidade-renda hipotética, a seguir:

$$\pi'_{Bt} = \frac{x_t}{y_t} \quad \text{e} \quad \pi'_{Bt} TT = \frac{1}{y} (\varepsilon z_t) + \frac{(1+\eta+\psi)}{y} (p_{dt} - p_{ft} - e_t) \quad (7')$$

A elasticidade-renda de exportação é calculada de modo análogo à de importação, segundo a função de demanda de exportação com logaritmos em nível das variáveis:

$$\log(X) = \eta \log\left(\frac{P_d}{P_{fE}}\right) + \varepsilon^* \log(Z) \quad (17)$$

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

4.2 Técnica de Estimação¹¹

O primeiro passo é executar testes que detectem raízes unitárias, isto é, a aleatoriedade das séries. O teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) parte da hipótese nula da existência de raiz unitária, porém incorre em limitações como baixo poder do teste e de assumir não autocorrelação e heterocedasticidade. O teste KPSS, quando adicionalmente

¹⁰ A exemplo de testes empíricos nessa vertente de não-constância dos termos de troca para os países em desenvolvimento, ver Lopez *et al.* (2000), Hussain (1999) e Alonso *et al.* (1998). Estes últimos criticam explicitamente esse aspecto, afirmando que não é necessário se ignorar os preços relativos para que a teoria dos modelos de crescimento sob restrição externa seja válida.

¹¹ As técnicas descritas têm por base Enders (2004) e Bueno (2012).

utilizado, resolve tal problema de baixa potência. Ao inverter a hipótese nula, ele testa a estacionariedade, ao contrário do ADF. Em quaisquer deles, deve ser selecionado um número suficiente de defasagens (*lags*) entre as variáveis testadas, cuja função é de eliminar possíveis correlações seriais nos resíduos.

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

Contando com as variáveis sendo integradas de mesma ordem, ou seja, existindo cointegração, tem-se um indicativo de que existe relação de longo prazo entre as variáveis. A cointegração das variáveis implica na existência de um vetor ou de um termo de erro que quantifica a relação de longo prazo entre as variáveis. Desvios em relação ao seu equilíbrio, no curto prazo, são corrigidos por um termo de correção de erros, que elucida a velocidade de ajustamento das variáveis, ou seja, seu coeficiente é a taxa do retorno ao equilíbrio do modelo. Sendo o termo de correção de erros significativo e apresentando o sinal esperado, então existe relação de longo prazo entre as variáveis.

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

A construção do VAR começa pelo teste de máxima verossimilhança de Johansen. Este traz duas estatísticas: a do traço e a do máximo autovalor. A conclusão é que se o valor obtido pelo teste exceder o valor crítico, então existem mais do que aquele número hipotético testado de vetores de cointegração, de forma que quando a hipótese nula não for rejeitada, então existe o dado número (que pode ser nenhum) de vetores de cointegração.

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

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

Orientando-se a partir do teste do critério de seleção da ordem de defasagem do VAR, chega-se ao número de defasagens que deverá ter o VEC, qual seja uma unidade a menos que a ordem do VAR. Pelo método de máxima verossimilhança de Johansen verificam-se quais termos, como intercepto e tendência, deverão constar do modelo de correção de erros.

Através do teste de especificação do VAR irrestrito, pode-se determinar se os modelos devem ter intercepto e/ou tendência no vetor de cointegração e/ou VAR. O modelo adotado gera, então, um sistema de equações que representam a relação de longo prazo e de curto prazo. Sendo os coeficientes estimados válidos, então tem-se a relação temporal sugerida. É imprescindível analisarem-se os resíduos para validar o modelo.

4.3 Fontes e Dados

O objetivo deste artigo é avaliar a restrição externa ao crescimento da economia brasileira no *boom* das *commodities*, de forma que o período analisado está compreendido entre janeiro de 2002 a outubro de 2013¹². Os dados são mensais e foram obtidos no IPEADATA¹³.

A literatura empírica de modelos de Thirlwall costuma valer-se da concepção de preços relativos distintas, e, mesmo quando da coincidência conceitual, os índices a serem usados não são consensuais. Enquanto que para comércio internacional concentrado intra-industrialmente é mais utilizado o índice de termos de troca, para o caso de países com pauta de exportações e importações muito distintas é usada a taxa de câmbio real, segundo McCombie (1997). A expressão dos preços relativos deve captar a relação entre o preço dos importados e o preço do substituto nacional e vice-versa para o preço dos exportados (HUSSAIN, 1999), ou pode prescindir da substitutibilidade entre domésticos e importados (HIEKE, 1997; LEÓN-LEDESMA, 1999), bem como há explicações de que o intuito da inclusão dos preços relativos é captar a diferença entre os níveis preços externos e preços domésticos (DUTT, 2002; ATESOGLU, 1993). Este último um conceito mais abrangente e que, assim, poderia refletir melhor a atividade interna mais amplamente, valendo-se do mesmo no presente trabalho como expressão da taxa de câmbio real.

A escolha de quais índices usar como representantes do nível de preços na taxa de câmbio real seguiu as recomendações da literatura dos estudos de câmbio, que afirma ser apropriado relacionar preços domésticos aos de bens comerciáveis. O propósito de tais variáveis é captar a competitividade dos *tradables* ante os preços domésticos, cuja relevância perpassa ao equilíbrio do balanço de pagamentos: expressa os ajustamentos de médio e longo prazo, conforme variações na razão dos preços (LOCATELLI *et al.*, 1991, pp. 546-547). Sendo assim, a taxa de câmbio real foi calculada pela razão entre o índice de preços externos para *tradables*, qual seja o IPA (norte-americano usado como *proxy*), e do índice de preços domésticos, de maneira a abarcar oscilações de *non-tradables* internamente, tal qual o IPCA.

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

¹² Foram analisados *a priori* os índices de preços mensais, a partir de 1994, para se encontrar o período de preços mínimos para os *tradables*¹². Encontrou-se que para o índice de preços de bens (inclusos combustíveis), a maior baixa se deu em fevereiro de 1999; idem para as *commodities* metálicas; para as *commodities* agrícolas o vale se dá em janeiro de 2002 (exceto pelos meses de abril e março durante a crise internacional); o índice de preços de alimentos teve seu menor valor em julho de 1999 e no índice de *commodities* geral (exclusos combustíveis) o *slump* se deu em outubro de 2001. Então, preferiu-se iniciar a pesquisa em janeiro de 2002, excluindo-se assim quaisquer *slumps* de preços do comércio mundial. O último dado disponível quando da execução da pesquisa datou de outubro de 2013.

¹³ As fontes primárias dos dados segundo o IPEADATA foram as seguintes: as importações, exportações, as contas de serviços (despesas e receitas), rendas, financeira, os juros, a taxa de câmbio nominal e o PIB são do Banco Central do Brasil; o IPCA – BR vem do IBGE; o FMI é a fonte do IPA – EUA e das importações mundiais. Todos os dados de volume e índices de preços estão a preços constantes de julho de 2005. O deflator utilizado foi o índice oficial de inflação, IPCA. As conversões usaram a taxa de câmbio média comercial de venda. A taxa de câmbio adotada é R\$/US\$.

4.4 Estimação das elasticidades¹⁴

Para se chegar às estimativas das elasticidades, o primeiro passo foi dessazonalizar todas as séries envolvidas: exportações, importações, taxa de câmbio real, PIB e importações mundiais. O método utilizado foi o Census X12 aditivo.

Em seguida, foram executados três testes complementares entre si de raiz unitária, cujas variáveis exportação, importações mundiais, câmbio real, importação e renda doméstica estavam em log em nível¹⁵. Segundo os testes ADF e KPSS e também pelo teste de Perron (1997), é possível concluir que as séries não são estacionárias em log-nível. À primeira diferença, entretanto, as séries passam a apresentar comportamento similar, de modo a cointegrarem em primeira ordem.

Seguiu-se à cointegração pelo método de Johansen a fim de se estimar o modelo de correção de erro¹⁶.

4.4.1 Demanda por Exportações

Optou-se pelo critério de Hannan-Quinn para a estimação da demanda por exportações, consistindo-se, portanto, de um VEC com uma defasagem¹⁷.

A especificação do modelo, apesar de se acreditar ser pertinente a inclusão do intercepto, o teste aprovou apenas, como resultado mais próximo a isso, o modelo sem intercepto e sem tendência dentro ou fora do VAR.

Ambos os testes do traço e do máximo autovalor refutaram a hipótese nula de haver nenhuma equação de cointegração e não se encontraram estatísticas para negar a hipótese de haver no máximo uma. Logo, os testes do traço e do máximo autovalor indicam a existência de um único modelo de cointegração para as exportações.

A estimação do VEC para as exportações obteve os seguintes coeficientes:

$$\log X = 0,4314 \log XRER + 0,7275 \log Z$$

¹⁴ Todos os cálculos foram executados segundo o *software* Eviews versão 7.2. As tabelas e gráficos que compõem as estimativas encontram-se no apêndice.

¹⁵ Foi sugerido o máximo de 24 defasagens nos cálculos dos testes de raiz unitária, baseado em Blecker (1992) que aponta a duração de até 2 anos para a dissipação dos efeitos de alterações de preços sobre as importações.

¹⁶ Foi sugerido para o teste do critério de seleção da ordem de defasagem do VAR o número máximo de defasagens em função da mesma que fora apontada nos testes de raiz unitária para as variáveis envolvidas, sendo 20 exportações e 21 para importações. É desejável seguir o princípio da parcimônia, porém a premissa de se estimar uma regressão não espúria se sobrepõe àquele; destarte, foi adotado o critério que apresentasse o menor número de defasagens e que, simultaneamente, após realizar os testes, apresentasse normalidade residual, conforme os preceitos da econometria. Estipulou-se ser necessário obter a estimação das elasticidades-preço, ainda que invalidadas pelo teste de significância, pois a mesma será utilizada nos testes de validação da Lei de Thirlwall, por isso, foram desconsiderados quaisquer modelos com 2 equações de cointegração, que não traziam diretamente a mesma. É imprescindível que o coeficiente da equação de cointegração estimado seja válido estatisticamente, senão se tem um indício de que não existe relação de longo prazo entre as variáveis, violando a Lei de Thirlwall.

¹⁷ Considerando apenas os modelos que tenham uma única equação de cointegração, foram testados VECs para todas as ordens indicadas pelo teste do critério de seleção da ordem de defasagem do VAR, sem sucesso para o pleno êxito de todos os quesitos. O VEC com 0, bem como o VEC com 1, defasagem apresentaram autocorrelação residual*; o de 12 defasagens não apresentou nenhum modelo de cointegração segundo o teste do traço e do máximo autovalor de Johansen; o de 18 defasagens, ainda que com resíduos normais, apresentou elasticidades inverossímeis para o modelo com intercepto e sem tendência e ($\eta=1,96$, $\varepsilon=4,14$), para o modelo com tendência no VAR apresentou sinais contrários ao esperado para ambas elasticidades; o VEC com 19 defasagens obteve um termo de correção de erros insignificante estatisticamente no modelo mais simples, e no modelo apenas com intercepto teve elasticidades inverossímeis ($\eta=8,3$, $\varepsilon=16,6$), e no modelo com intercepto e tendência os sinais foram contrários aos esperados para ambas elasticidades.

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

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

Pode-se observar que o termo de correção de erro tem significância e o sinal esperado, negativo; assim, a velocidade de ajustamento entre as exportações e suas determinantes, a taxa de câmbio e as importações mundiais, é de 0,4231.

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

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

Por fim, mas não menos importante, a análise dos resíduos da regressão permitiu validar com ressalvas as estimativas obtidas.

4.4.2. Demanda por Importações

A estimação da demanda de importações adotou o número de defasagens pela estatística do teste LR, gerando um VAR de ordem 11^{18 19}.

O teste de cointegração de Johansen, para um VEC com 10 defasagens, exhibe cointegração apenas para dois modelos, sendo mais adequado aquele que contém intercepto apenas no vetor de cointegração, pela característica da série.

Os valores do teste do traço e do máximo autovalor de Johansen refutam a hipótese de haver nenhum vetor de cointegração mas não refutam a existência de apenas um, tampouco de apenas dois. Assim, interpreta-se que haja um vetor de cointegração para o modelo e as defasagens adotados.

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

As elasticidades-preço e renda, respectivamente, encontram-se na equação da demanda por importações abaixo:

$$\log M = 0,19 \log RER + 1,27016 \log Y - 5,492$$

Dada a incompatibilidade teórica e estatística, é previsto que a elasticidade-preço das importações não seja um coeficiente válido, como de fato não foi rejeitada a hipótese de sua nulidade. O pequeno impacto que o câmbio tem (0,19) foi dado como estatisticamente insignificante para o estabelecimento do equilíbrio de longo prazo. A elasticidade-renda da

¹⁸ Sugeriu-se o máximo de 21 defasagens em função da maior defasagem apontada nos testes de raiz unitária para as variáveis em questão.

¹⁹ Os critérios que apontaram ordens inferiores de defasagens foram testados. Para o VEC de ordem zero, sugerido pelos critérios SC e HQ, obteve-se estimativas acompanhadas de não normalidade nos resíduos. Os critérios de AIC e FPE, que sugerem 3 defasagens, não apresenta nenhum vetor de cointegração válido, segundo o teste de cointegração de Johansen do traço e do máximo autovalor, para nenhum dos cinco modelos.

demanda por importações de 1,2701 foi considerada relevante no processo de ajustamento, de forma a ser o único elemento que responde no longo prazo para ajustar a demanda por importações. A constante do modelo não passou no teste de significância.

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

Considerando-se apenas os coeficientes dados como significantes, o modelo de correção de erros é expresso da seguinte forma:

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

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

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

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

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

4.5 Validação pelas elasticidades-renda real e teórica

Prosseguindo-se ao teste de igualdade estatística entre as elasticidades-renda de importação observada e hipotética com e sem os termos de troca (TT), os resultados encontram-se na tabela 1 abaixo²⁰.

Tabela 1 - Estimativas Hipotéticas da Elasticidade-Renda de Importações

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

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

Foram refutadas as elasticidades-renda hipotéticas que ficaram fora do intervalo de confiança da elasticidade real [0,6815;1,8588]. Circunscrevendo-se à concepção original da Lei de Thirlwall, que desconsidera os termos de troca, foram invalidados dois modelos, 1979

²⁰ Os modelos a serem testados tratam de taxas de crescimento, sendo as mesmas obtidas pela taxa média de crescimento mensal da série de 141 meses observados. As ponderações, quando presentes nos modelos, referem-se à média do período.

e 1982, apenas na forma “forte”, sendo que na mesma forma o modelo de 2003 seria invalidado se a significância fosse 10%, para a elasticidade-renda de importações estimada de 1,27015. O modelo de Moreno-Brid (2003) e de Carvalho (2007) foram aceitos em ambas as formas.

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

Apesar da validação dos quatro modelos apresentados, não se pode apontar, entretanto, um formato de modelo thirlwalliano, dentre os testados aqui, que seja, para o período estudado da economia brasileira, invicto quanto à inclusão ou não dos termos de troca tanto quanto às versões “forte” e “fraca”.

Como a inclusão dos termos de troca elevou a elasticidade-renda de importação, pode-se afirmar que os termos de troca atuaram relaxando as restrições ao crescimento. Da mesma forma, as exportações também contribuíram para uma taxa maior, observada na forma “fraca”. Não obstante, se ambos forem combinados, os termos de troca e as exportações, o resultado é superestimado. Quando se considera a forma “forte”, vê-se que, ao se incluir os termos de troca, a Lei de Thirlwall é validada, porém quando os preços relativos não atuam como coadjuvantes, a Lei é refutada, indicando que a elasticidade-renda de exportações restringiu o crescimento. Ou seja, enquanto as exportações brasileiras tiveram um crescimento acima do crescimento do comércio internacional, os produtos que foram exportados, por suas características qualitativas, capturadas pela elasticidade-renda da demanda, tem baixa relação com o crescimento externo. Os preços relativos, pelo contrário, atuam num sentido favorável ao crescimento brasileiro, compensando essa baixa repercussão que os exportados têm em relação à renda externa.

Traduzindo as elasticidades estimadas em taxas de crescimento teóricas, os modelos prescreveram as seguintes taxas, super ou subestimando o crescimento efetivo mensal de 0,383%.

Tabela 2 – Taxas de Crescimento Previstas (% a.m.)

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

*Rejeitadas

A tabela 3 que se segue explicita o peso que cada componente teve na formação da taxa hipotética de crescimento. Confirmando o constatado anteriormente, as exportações propriamente ditas representaram maior crescimento do que o produto da renda externa e elasticidade-renda de exportações. As exportações também se destacam na composição da taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos por serem a maior responsável pelo resultado obtido, em consonância com a teoria de Thirlwall, que assenta nas exportações a principal variável a relaxar as restrições externas ao crescimento.

Os fluxos de capitais, que por serem crescentes a 0,1082% na média do período deveriam aumentar a taxa máxima de crescimento do produto, tiveram uma participação negativa no modelo de Thirlwall e Hussain (1982) porque o termo dos fluxos de capitais é composto pela diferença entre o crescimento dos próprios e dos preços domésticos; uma vez que o destes últimos foi superior àqueles, o efeito negativo foi preponderante. Nota-se que o

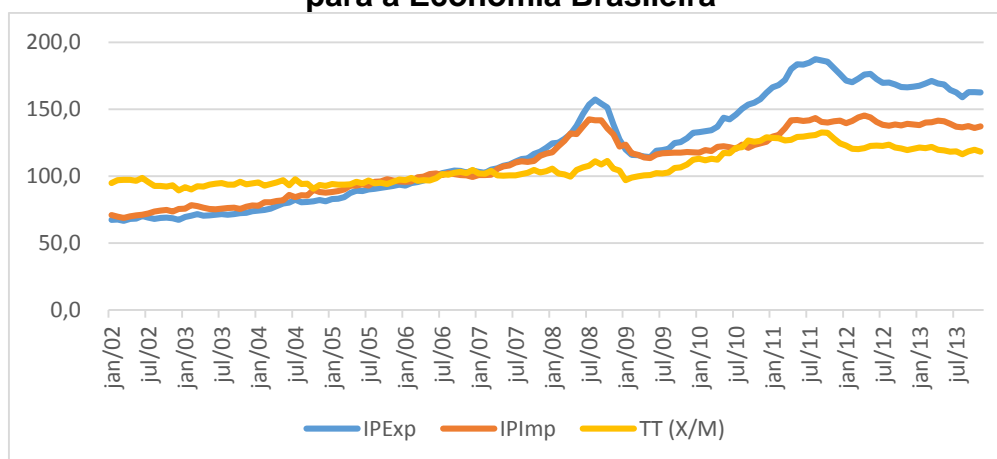
modelo de Carvalho (2007) tem, nesse mesmo termo, um efeito positivo, porque os fluxos de capitais usam outra ponderação, ainda que partindo de conceitos próximos; mas, essencialmente, o resultado final diferiu porque, neste modelo, o termo referente à taxa de crescimento dos fluxos de capitais não tem participação de outras variáveis.

Tabela 3 - Participação por Variável na Taxa de Crescimento (% a.m.)

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

As contribuições que os termos de troca tiveram, mostrados na tabela 3 apontam para uma participação expressiva destes expandindo os limites ao crescimento. Deve-se, entretanto, ter cautela ao analisar a contribuição dos termos de troca ao relaxamento dos limites externos. A taxa de câmbio nominal variou ($e = -0,0283\%$) dentro do modelo tirando competitividade, enquanto houve uma melhora sustentada nos termos de troca, em favor dos exportados brasileiros especialmente a partir de 2009, conforme o gráfico 1 a seguir.

Gráfico 1 – Índices de Preços de Importação e Exportação e Termos de Troca para a Economia Brasileira



Fonte: A autora a partir de dados da FUNCEX.

5. Considerações Finais

A validade da Lei de Thirlwall verificada por este trabalho adentra o conjunto de similares constatações de época pretéritas ao mostrar mais um período da economia brasileira em que o crescimento pode ser considerado como restrito pelo balanço de pagamentos. Como resultado geral, pode-se afirmar que a Lei de Thirlwall foi validada, porque a versão “fraca” sem termos de troca é o modelo tradicional e neste formato nenhum modelo foi rejeitado. Não cabem, entretanto, asserções definitivas que acatem “forte” ou “fraca” válidas, tampouco valida-se incondicionalmente a versão tradicional ou a modificação que inclui os termos de troca; o mesmo se pode afirmar sobre os modelos: nenhum deles se mostrou invicto sob qualquer cenário.

Os resultados dialogaram com pesquisas semelhantes, como a não verificação da condição de Marshall-Lerner e a não significância da elasticidade-preço das importações. Dadas as características estruturais da economia brasileira, era esperado, como de fato foi

encontrado, que a elasticidade-renda de importações fosse superior a um, tanto quanto a elasticidade-renda de exportações ser inferior a isso, mostrando a tendência de crescimento divergente aos países centrais, como postula as proposições da Lei de Thirlwall a um país em desenvolvimento.

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

Portanto, conclui-se que a economia brasileira teve seu crescimento restrito pelo balanço de pagamentos no *boom* das *commodities*, de 2002 a 2013.

BIBLIOGRAFIA

- ALONSO, J. A.; GARCIMARTIN, C. (1998-1999) A new approach to the balance of payments constraint: some empirical evidence. *Journal of Post Keynesian Economics*. 21, Vol. 2, Winter, pp. 259 – 282..
- ATESOGLU, H. S. (1993) Balance of paymentes constrained growth. *Journal of Post Keynesian Economics*. Summer, Vol. 15, no. 04 pp. 507-514.
- BERTOLA, L., HIGACHI, H.; PORCILE, G. (2002) Balance of payments constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's Law 1890-1973. *Journal of Post Keynesian Economics*. no. 01, Autumn. Vol. 25, 2002. pp. 123-140.
- BLECKER, R. (1992) A. Structural roots of the U.S. trade problems: income elasticities, secular trends, and hysteresis. *Journal of Post Keynesian Economics*. no. 03, Vol. 14, Spring. pp. 321-346.
- BRITTO, G.; MCCOMBIE, J. S. L. (2009) Thirlwall's Law and the Long-Term Equilibrium Growth Rate: an Application for Brazil (1951-2006). *Journal of Post Keynesian Economics*. 1, Vol. 32.
- BUENO, R. L. S. (2012) *Econometria de séries temporais*. 2a ed.. São Paulo: Cengage Learning, 2011. p. 341.
- CARVALHO, V. R. S. (2007) A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira. *Revista do BNDES*. Vol. 14, no. 28, pp. 395-424.
- ___ (2005) A restrição externa e a perda de dinamismo na economia brasileira: investigando as relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico. *Dissertação de Mestrado*. FEA - USP, São Paulo.
- ___ LIMA, G. T. (2009) Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira. *Economia e Sociedade*. Abr. Vol. 18, n. 1 (35), pp. 31-60.
- CHENERY, H.; BRUNO, M. (1962) Development alternatives in an open economy: the case of Israel. *Economic Journal*. 57.
- DUTT, A. K. (2002) Thirlwall's Law and uneven development. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring, Vol. 24, no. 03, pp. 367-389.
- ENDERS, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, p. 460.
- FERREIRA, A. L., CANUTO, O. (2003) Thirlwall's Law and Foreign Capital in Brazil. *Momento Económico*. Jan-Fev, 125, pp. 18-29.
- HIEKE, H. (1997) Balance of payments constrained growth: a reconsideration of the evidence of evidence for the U.S. economy. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring, Vol. 19, no. 03, pp. 313-325.
- HOLLAND, M., VIEIRA, F.; CANUTO, O. (2004) Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America. *Investigación Económica*. Jan-Mar. Vol. LXIII, 247, pp. 45-74.

- HUSSAIN, M. N. (1999) The balance-of-payments constraint and growth rate difference. *African Development Review*. Junho, pp. 103-137.
- JAYME JR., F. G. (2003) Balance-of-Payments-Constrained Economic Growth in Brazil. *Brazilian Journal of Political Economy*. Jan-Mar. Vol. 23, no. 1 (89), pp. 62-84.
- KALDOR, N. (1970) The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*. November.
- KRUGMAN, P. (1989) Differences in income elasticities and trends in real exchange rates. *European Economic Review*. Vol. 33, May, pp. 1031-1054.
- LEÓN-LEDESMA, M. A. (1999) An application of Thirlwall's law to the Spanish economy. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring, Vol. 21, 3, pp. 431-439.
- LOCATELLI, R.; SILVA, J. (1991) Câmbio real e competitividade das exportações brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*. out/dez, Vol. 45, n. 04, pp. 544-564.
- LOPEZ, J.; CRUZ, A. (2000) Thirlwall's law and beyond: the latin american experience. *Journal of Post Keynesian Economics*. Summer. Vol. 22, n. 3.
- MCCOMBIE, J. S. L. (1997) On the Empirics of Balance of Payments-Constrained Growth. *Journal of Post Keynesian Economics*. Spring. Vol. 19, n. 3.
- ___ (1989) Thirlwall's law and beyond: the latin american experience. *Journal of Post Keynesian Economics*. Vol. 21, no. 05, pp. 611-629.
- MORENO-BRID, J. C. (2003) Capital flows, interest payments and the balance of payments constrained growth model: a theoretical and empirical analysis. *Metroeconomica*. May. Vol. 54, no. 2-3, pp. 346-365.
- PERRATON, J. (2003) Balance of payments constrained growth and developing countries: An examination of Thirlwall's hypothesis. *International Review of Applied Economics*. Vol. 17, 1, pp. 1-22.
- PERRON, P. (1997) Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*. October. Vol. 80, 2, pp. 355-385.
- PREBISCH, R. (1950) *The Economic Development of Latin America and its Principal problems*. United Nations.
- RAZMI, A. (2005) Balance of payments constrained growth model: the case of India. *Journal of Post Keynesian Economics*. Summer, Vol. 27, no. 04, pp. 655-687.
- THIRLWALL, A. P. (2011) Balance of Payments Constrained Growth Models: History and Overview. *School of Economics Discussion Papers*. University of Kent: s.n., May.
- ___ (1979) The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*. March.
- ___; HUSSAIN, M. N. (1982) The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. *Oxford Economic Papers*. November.
- VIEIRA, F. A. C.; HOLLAND, M. (2008) Crescimento econômico secular no Brasil, modelo de Thirlwall e termos de troca. *Economia e Sociedade*. no. 02, Vol. 17, 33, pp. 17-46.

APÊNDICE

Perron (1997) de Raiz Unitária com Quebra Estrutural						ADF				KPSS		
Variável	Termo Determinístico	Lags*	Estatística do teste	Valor Crítico**	Quebra Estrutural	Lags*	Estatística do teste	Valor Crítico*	Valor-p	Lags*	Estatística do teste	Valor Crítico*
ln(X)	tendência	0	-4,84	-4,83	2010.09	2	0,99	-1,94	0,9139			
	intercepto	0	-5,43	-5,23	2008.10	0	-3,84	-2,88	0,0033	9	0,79	0,46
	intercepto e tendência	0	-5,70	-5,59	2008.10	0	-4,60	-3,44	0,0015	8	0,10	0,15
ln(Z)	tendência	20	-2,60	-4,83	2011.07	1	0,62	-1,94	0,8484			
	intercepto	20	-2,52	-5,23	2012.02	1	-2,62	-2,88	0,0913	9	0,51	0,46
	intercepto e tendência	20	-4,45	-5,59	2008.12	1	-3,16	-3,44	0,0973	9	0,14	0,15
ln(XRER)	tendência	0	-3,45	-4,83	2010.12	1	0,95	-1,94	0,3047			
	intercepto	0	-3,24	-5,23	2011.08	1	-1,33	-2,88	0,6126	10	1,16	0,46
	intercepto e tendência	0	-3,55	-5,59	2009.03	1	-2,28	-3,44	0,4422	9	0,24	0,15
ln(RER)	tendência	0	-3,34	-4,83	2010.12	1	-0,94	-1,94	0,3067			
	intercepto	0	-3,14	-5,23	2011.08	1	-1,40	-2,88	0,5829	10	1,16	0,46
	intercepto e tendência	0	-3,42	-5,59	2008.10	1	-2,38	-3,44	0,3905	9	0,2388	0,15
ln(M)	tendência	0	-5,57	-4,83	2006.01	3	1,20	-1,94	0,9406			
	intercepto	0	-5,42	-5,23	2004.12	3	-1,26	-2,88	0,6469	9	1,37	0,46
	intercepto e tendência	0	-6,14	-5,59	2008.10	3	-3,6329	-3,44	0,0307	8	0,13	0,15
ln(Y)	tendência	0	-4,52	-4,83	2011.05	2	3,1294	-1,94	0,9996			
	intercepto	0	-4,55	-5,23	2006.04	2	-0,64	-2,88	0,8573	10	1,37	0,46
	intercepto e tendência	0	-4,94	-5,59	2009.10	0	-3,61	-3,44	0,0322	9	0,13	0,15
Dln(X)	tendência	0	-14,63	-4,83	2005.05	1	-11,13	-1,94	0			
	intercepto	0	-14,88	-5,23	2004.06	1	-11,18	-2,88	0	11	0,07	0,46
	intercepto e tendência	0	-14,94	-5,59	2008.05	1	-11,17	-3,44	0	11	0,06	0,15
Dln(Z)	tendência	0	-14,39	-4,83	2003.10	0	-13,63	-1,94	0			
	intercepto	0	-14,18	-5,23	2008.10	0	-13,61	-2,88	0	2	0,11	0,46
	intercepto e tendência	0	-14,79	-5,59	2008.10	0	-13,58	-3,44	0	2	0,11	0,15
Dln(XRER)	tendência	0	-8,94	-4,83	2003.10	0	-8,41	-1,94	0			
	intercepto	0	-8,99	-5,23	2008.10	0	-8,40	-2,88	0	5	0,11	0,46
	intercepto e tendência	0	-9,27	-5,59	2008.10	0	-8,38	-3,44	0	4	0,09	0,15
Dln(RER)	tendência	0	-8,91	-4,83	2003.10	0	-8,47	-1,94	0			
	intercepto	0	-9,11	-5,23	2008.10	0	-8,47	-2,88	0	3	0,11	0,46
	intercepto e tendência	0	-9,39	-5,59	2008.10	0	-8,44	-3,44	0	3	0,08	0,15
Dln(M)	tendência	1	-12,21	-4,83	2003.11	2	-6,63	-1,94	0			
	intercepto	1	-12,87	-5,23	2009.01	2	-6,76	-2,88	0	21	0,11	0,46
	intercepto e tendência	1	-12,85	-5,59	2009.01	2	-6,74	-3,44	0	21	0,08	0,15
Dln(Y)	tendência	0	-14,39	-4,83	2003.10	0	-14,26	-1,94	0			
	intercepto	0	-14,18	-5,23	2008.10	0	-14,77	-2,88	0	7	0,08	0,46
	intercepto e tendência	0	-14,79	-5,59	2008.10	1	-11,33	-3,44	0	7	0,06	0,15

* Lags máximo de 24

** Valor Crítico a 5%

Ho: raiz unitária (e quebra estrutural no ano indicado para Perron)

Teste de Cointegração de Johansen - Especificação do Modelo

Tendência dos Dados	Exportações					Importações				
	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrática
	<i>sem intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>sem intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>	<i>intercepto</i>
	<i>sem tendência</i>	<i>sem tendência</i>	<i>sem tendência</i>	<i>tendência</i>	<i>tendência</i>	<i>sem tendência</i>	<i>m tendência</i>	<i>tendência</i>	<i>tendência</i>	<i>tendência</i>
<i>Traço</i>	1	2	2	1	2	1	1	0	0	0
<i>Máx.Autovalor</i>	1	2	2	1	2	1	1	0	0	0

Teste de Cointegração de Johansen - Número de Equações

Ho: n° de Equações de Cointegração:	Autovalor	Exportações						Autovalor	Importações					
		Teste Traço			Teste Máximo Autovalor				Teste Traço			Teste Máximo Autovalor		
		Estatística do Teste	Valor Crítico**	Valor-p	Estatística do Teste	Valor Crítico**	Valor-p		Estatística do Teste	Valor Crítico**	Valor-p	Estatística do Teste	Valor Crítico**	Valor-p
nenhuma	0,2842	51,6053	24,28	0,0000	46,1475	17,7973	0,0000	0,1691	37,7561	35,1928	0,0259	23,8939	22,2996	0,0297
máximo uma	0,0387	5,4578	12,3209	0,5051	5,4515	11,2248	0,4163	0,0717	13,8622	20,2618	0,2990	9,6037	15,8921	0,3718
máximo duas	4,55E-05	0,0063	4,1299	0,9485	0,0063	4,1299	0,9485	0,0325	4,2585	9,1645	0,3750	4,2585	9,1645	0,3750

** Valor Crítico a 5%

Critério de Seleção da Ordem de Defasagem do VAR

Lag	Importações						Exportações					
	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	712,0086	772,2260	1,72E-09	-11,6668	-11,3880*	-11,5536*	310,7969	NA	1,24E-06	-5,0876	-5,0182	-5,0594
2	721,3083	17,5144	1,71E-09	-11,6718	-11,1840	-11,4737	654,1258	663,9583	4,93E-09	-10,6137	-10,3363*	-10,5010
3	736,4349	27,7322	1,55E-09*	-11,7739*	-11,0770	-11,4909	671,2733	32,3110	4,31E-09	-10,7483	-10,2631	-10,5125*
4	744,7425	14,8151	1,57E-09	-11,7624	-10,8564	-11,3945	684,3751	24,0380	4,03E-09	-10,8161	-10,1230	-10,5346
5	753,2635	14,7697	1,58E-09	-11,7544	-10,6394	-11,3016	695,6542	20,1346	3,89E-09	-10,8538	-9,9527	-10,4878
6	761,6176	14,0627	1,61E-09	-11,7436	-10,4196	-11,2059	701,7916	10,6518	4,09E-09	-10,8065	-9,6974	-10,3560
7	763,5470	3,1514	1,82E-09	-11,6258	-10,0927	-11,0032	711,9591	17,1418	4,02E-09	-10,8258	-9,5087	-10,2909
8	771,2667	12,2229	1,87E-09	-11,6044	-9,8623	-10,8969	721,7177	15,9686	3,99E-09	-10,8383	-9,3133	-10,2190
9	775,8389	7,0107	2,02E-09	-11,5307	-9,5794	-10,7382	731,5397	15,5854	3,96E-09	-10,8519	-9,1190	-10,1481
10	784,0279	12,1470	2,07E-09	-11,5171	-9,3568	-10,6398	744,7703	20,3380	3,72E-09	-10,9218	-8,9809	-10,1336
11	797,4836	19,2864*	1,95E-09	-11,5914	-9,2220	-10,6292	754,3032	14,1811	3,72E-09	-10,9306	-8,7818	-10,0579
12	809,2554	16,2844	1,89E-09	-11,6376	-9,0592	-10,5905	756,2799	2,8425	4,23E-09	-10,8145	-8,4578	-9,8574
13	815,9053	8,8664	2,00E-09	-11,5984	-8,8109	-10,4664	767,9933	16,2633	4,10E-09	-10,8594	-8,2947	-9,8178
14	823,0441	9,1615	2,10E-09	-11,5674	-8,5708	-10,3505	786,6044	24,9173	3,56E-09*	-11,0183	-8,2456	-9,8922
15	831,9882	11,0311	2,15E-09	-11,5665	-8,3609	-10,2647	791,6403	6,4926	3,87E-09	-10,9527	-7,9721	-9,7422
16	837,3281	6,3188	2,35E-09	-11,5055	-8,0908	-10,1188	806,3954	18,2913	3,60E-09	-11,0479	-7,8593	-9,7529
17	849,2474	13,5086	2,32E-09	-11,5541	-7,9304	-10,0825	814,2541	9,3525	3,77E-09	-11,0290	-7,6325	-9,6495
18	854,3888	5,5698	2,56E-09	-11,4898	-7,6570	-9,9333	817,6532	3,8767	4,27E-09	-10,9364	-7,3319	-9,4725
19	857,2703	2,9776	2,96E-09	-11,3878	-7,3460	-9,7464	822,8327	5,6504	4,72E-09	-10,8733	-7,0608	-9,3249
20	865,8637	8,4503	3,13E-09	-11,3811	-7,1301	-9,6547	842,4561	20,4342*	4,13E-09	-11,0489	-7,0285	-9,4160
21	872,7981	6,4721	3,43E-09	-11,3466	-6,886649	-9,5354	852,1624	9,6261	4,28E-09	-11,0605*	-6,8322	-9,3432

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

FPE: Erro de Previsão Final

AIC: Critério de Informação Akaike

SC: Critério de Informação Schwarz

HQ: Critério de Informação Hannan-Quinn

Modelo de Correção de Erro - Exportações

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

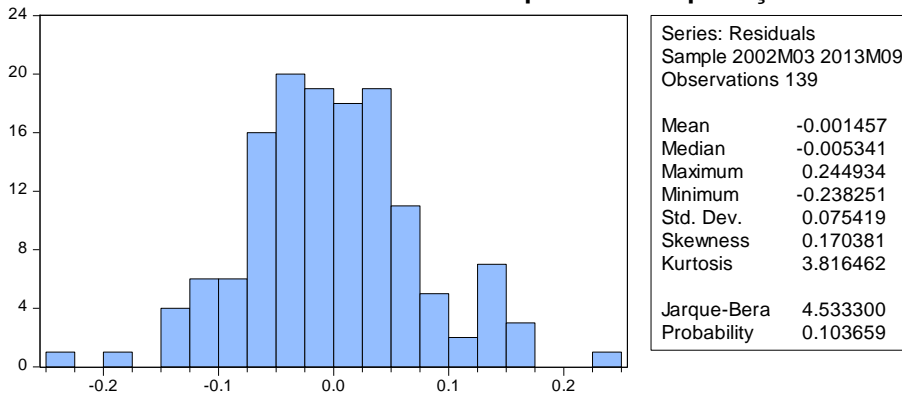
$$\text{Equação: } D(\text{LN}X) = C(1) * (\text{LN}X(-1) - 0,43142 * \text{LN}XRER(-1) - 0,72747 * \text{LN}Z(-1)) + C(2) * D(\text{LN}X(-1)) + C(3) * D(\text{LN}XRER(-1)) + C(4) * D(\text{LN}Z(-1))$$

Observações: 139

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

VEC: Equação de Cointegração - Exportações

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

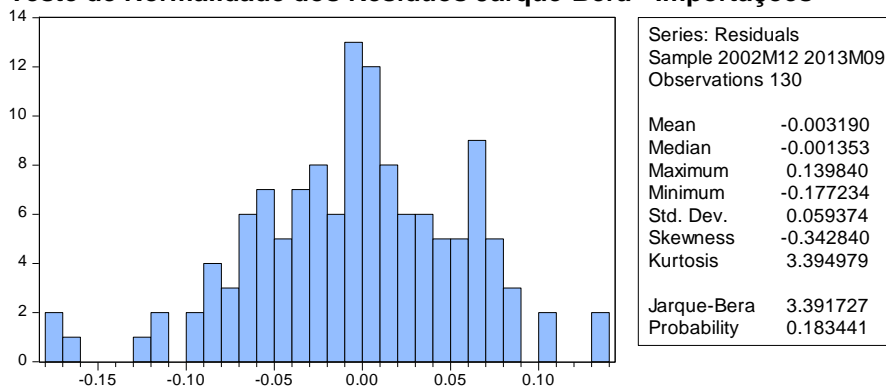
Teste de Normalidade dos Resíduos Jarque-Bera - Exportações**Teste LM de Breusch-Godfrey de Autocorrelação - Exportações**

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

O teste de normalidade dos resíduos Jarque-Bera apresentou um valor-p de 10,36%, ou seja, não se adota, a princípio, a não normalidade. Entretanto, ao se analisar isoladamente o modelo objetivo da cointegração, a hipótese de não autocorrelação é refutada, conforme o teste de Breusch-Godfrey. Uma vez que foram testados VECs alternativos sem que apresentassem um resultado satisfatório em todos os quesitos e que se considera que o uso de primeiras diferenças é um esforço para minimizar problemas de não normalidade de resíduos, bem como o uso de logaritmos naturais, serão assumidos válidos os resultados dos testes dos coeficientes do VEC estimado.

VEC: Equação de Cointegração - Importações

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

Teste de Normalidade dos Resíduos Jarque-Bera - Importações**Teste LM de Breusch-Godfrey de Autocorrelação - Importações**

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

O teste de Jarque-Bera não indicou problemas de normalidade, apresentando um valor-p de 18,34%. O teste do multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey corroborou a inexistência de problemas de autocorrelação ao não refutar a hipótese nula.

Modelo de Correção de Erro - Importações

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

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

Observações: 130

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

*Termos significantes a 5%.

**Termos significantes somente a 10%.