**Crescimento e Restrição Externa em Tempos de Especialização Regressiva: uma análise para o Brasil no período 1995-2013**

Marcos Tadeu Caputi Lélis[[1]](#footnote-1), Eduarda Martins Correa da Silveira[[2]](#footnote-2), André Moreira Cunha[[3]](#footnote-3)

**43° Encontro Nacional de Economia. Área 6 - Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições**

**Resumo**: O objetivo principal deste trabalho é verificar se o balanço de pagamentos é uma limitação para o crescimento econômico brasileiro, no período que compreende os anos de 1995 até 2013, considerando o arcabouço teórico de Thirlwall (1979). Para o alcance desse objetivo, foram estimadas as funções demanda por importações e exportações através de dois modelos econométricos: vetorial de correção de erros (VAR/VEC) e modelo estrutural em formato de estado de espaço para o período 1995-2013. Os resultados empíricos deste trabalho confirmam que o balanço de pagamentos é uma restrição ao crescimento econômico brasileiro, dado tanto pela razão entre as elasticidades-renda das exportações e importações, como também pela baixa sensibilidade das exportações ao câmbio real. Logo, o ajuste da balança comercial via alterações suaves da taxa de câmbio tem pouca eficácia para o caso brasileiro. Além disso, as exportações são mais sensíveis aos preços das commodities do que à taxa de câmbio real.

**Palavras-chave**: exportações e importações; restrição ao crescimento; Thirlwall; Brasil.

**Abstract**: The present study aims at analyzing balance-of-payments-constrained growth in Brazil considering the Thirwall's Law (1979). In order to achieve this goal, we estimate export and import demand functions using two econometric models: vector error correction (VAR/VEC) and structural state space model for the period of 1995-2013. Our results suggest that the balance of payments is a constraint to the Brazilian economic growth, given: (i) the ratio between exports and imports income elasticities; (ii) the exports low sensitivity to the real exchange; (iii) the evidence that exports are more sensitive to the commodities price than to the real exchange rate.

**Keywords**: exports and imports; balance-of-payments-constrained growth; Thirlwall; Brazil.

**JEL**: O11; F43; F14

**Introdução**

A preocupação sobre até que ponto constrangimentos externos expressos no balanço de pagamentos (BP) podem limitar o crescimento das economias em geral, e das economias periféricas, em particular, é um tema central para várias tradições teóricas. Assim, por exemplo, modelos estruturalistas e keynesianos se afastam da visão convencional de que o desempenho de longo prazo das economias depende, essencialmente, de fatores localizados no lado da oferta. Adicionalmente, não trabalham com microfundamentos derivados da assunção de que os agentes econômicos tomam suas decisões em condições concorrenciais e com prevalência de expectativas racionais (nos sentidos fraco ou forte). A ênfase na demanda, na importância de fatores institucionais, na inter-relação entre os lados monetário-creditício e real, e a negação de que os fenômenos macroeconômicos são meros resultados agregados de decisões tomadas na esfera microeconômica, são aspectos compartilhados por tais tradições.

Em tal perspectiva, os modelos inspirados no trabalho de Thirlwall (1979) com seus desdobramentos posteriores (Thirlwall e Hussain, 1982; Moreno-Brid,1998/1999 e 2003; Barbosa-Filho, 2001; Araújo e Lima, 2007; Carvalho e Lima, 2009; Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho, 2013) representam referência importante para a discussão do crescimento em economias abertas. A Lei de Thirlwall (LT), em sua forma original, sugere que uma dada economia não poderá crescer acima do ritmo do crescimento mundial se a elasticidade-renda das suas exportações for inferior à elasticidade-renda das suas importações. Como reconhecido pelo seu próprio proponente (Thirlwall, 2011 e 2013), tal ideia é tributária dos *insights* seminais de Harrod (1933), Prebisch (1949, 1951), Chenery e Bruno (1962) e Chenery e Macewan (1966). Em comum, estes trabalhos remetem a uma questão essencial: aquilo que se produz e exporta, assim como o perfil dos gastos com o resto do mundo, representam questões cruciais para se pensar a dinâmica de expansão de longo prazo de um país.

Parte-se aqui da perspectiva de que o processo em curso de especialização regressiva da economia brasileira (Palma, 2012; Nassif, Feijó e Araújo, 2013; Unido, 2013; Unctad, 2014; Cimoli e Porcile, 2014; Bichara *et al*., 2015) tende a piorar o quadro de restrição externa, nos termos originalmente colocados por Thirlwall (1979). Ou seja, com a perda de vitalidade da indústria de transformação e a crescente dependência das exportações de recursos naturais, assume-se, por hipótese derivada da literatura supramencionada, que as importações (de manufaturas com maior tecnológica) se tornem cada vez mais sensíveis às variações da renda doméstica, ao passo que as exportações (de recursos naturais, *in natura* ou com processamento industrial em suas etapas iniciais) são menos sensíveis às variações da renda mundial. Vale dizer, espera-se que as características intrínsecas aos produtos (sofisticação tecnológica, por exemplo) podem afetar suas elasticidades-renda e preço[[4]](#footnote-4).

Para avaliar se o comportamento daquelas elasticidades aponta para uma maior restrição externa ao crescimento da economia brasileira, o presente artigo busca contribuir pela utilização de duas abordagens econométricas complementares: os modelos estruturais de espaço de estados, também conhecidos como modelos de componentes não-observáveis; e o modelo vetorial de correção de erros (VEC), que é uma variação do modelo vetorial autoregressivo (VAR). A combinação de ambos para avaliar a restrição externa ao crescimento do Brasil constitui-se, potencialmente, em contribuição original. Os principais resultados obtidos dão sustentação à hipótese central de trabalho, de que há tendência de piora na restrição externa ao crescimento brasileiro no período recente, especialmente depois de 2001. Mais especificamente, constatou-se que: (i) as exportações brasileiras estão menos sensíveis às variações na renda mundial e mais sensíveis às flutuações nos preço; (ii) ao se contrastar dois períodos, o longo (1995-2013) e o curto (2001-2013), a elasticidade-preço da demanda por exportações apresentou sinal contrário do esperado, com um efeito do câmbio que pode ser considerado espúrio; (iii) possivelmente este último resultado se deriva do fato de que as variações nos preços das *commodities* mostraram-se mais relevantes do que as alterações na taxa de câmbio real, na medida em que a pauta de exportações foi se especializando em recursos naturais; e (iv) a elasticidade-renda das importações foi maior no período curto do que no longo. Assim, com base na LT, a restrição externa entre 1995 e 2013 se explicitaria pela limitação de crescimento a cerca de 80% da expansão observada na renda mundial; entre 2001-2013, nossas estimativas sugerem uma piora, com o crescimento compatível com o equilíbrio do BP em cerca de 1/3 da variação no produto global.

Além desta Introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma: a seção 2 traz breve revisão da literatura teórica e empírica sobre a questão da restrição externa ao crescimento; a seção 3 apresenta a nossa análise empírica, a começar pela discussão dos dados, seu tratamento e as metodologias empregadas; seguido da apresentação dos resultados; a seção 4 resume e conclui o trabalho.

**2. Restrição Externa e Crescimento: breve revisão da literatura**

**2.1 O modelo original de Thirlwall, extensões e críticas**

Thirlwall (1979) parte de uma crítica aos modelos neoclássicos de crescimento que, em sua percepção, explicaria as diferentes taxas de crescimento dos países por fatores que estão do lado da oferta, como capital, trabalho e produtividade, esta última obtida por resíduo. Alternativamente, sugere a adoção da abordagem keynesiana e constrói seu modelo como uma versão dinâmica do multiplicador de comércio de Harrod (1933). A proposta central de Thirlwall (1979) é que um país não pode crescer mais rápido do que a restrição imposta pelo seu BP, a não ser que possa se financiar indefinidamente, o que é pouco provável, principalmente para as economias em desenvolvimento. Sua hipótese central é de que se o BP está em equilíbrio, a taxa de crescimento de longo prazo será determinada pela razão entre a sua taxa de crescimento das exportações e elasticidade-renda da demanda por importações. Formalmente, teríamos:

(1)

Em que *Pdt* é o preço das exportações em moeda nacional no tempo *t*, *Xt* é o total da quantidade exportada no tempo *t*, denominado somente “exportações”, *Pft*é o preço das importações em moeda estrangeira no tempo *t*, *Mt* é a quantidade importada no tempo *t*, denominada apenas de “importações” e *Et* é a taxa de câmbio (relação entre a moeda doméstica e a moeda estrangeira) no tempo *t*. Primeiramente, foi considerada somente a balança comercial. Para verificar a condição de equilíbrio da balança comercial ao longo do tempo, Thirlwall (1979), apresenta a equação 2, na qual as letras minúsculas representam taxas de variação (também nas demais equações):

(2)

A função demanda por importações é expressa por:

(3)

Em que ψ é a elasticidade-preço da demanda por importações (ψ < 0), Ф é a elasticidade-preço cruzada da demanda por importações (Ф > 0), Y é a renda doméstica, π é a elasticidade-renda da demanda das importações (π > 0). Logo:

(4)

A demanda por exportações é dada por:

(5)

No qual η é a elasticidade-preço da demanda por exportações (η < 0), δ é a elasticidade-preço cruzada da demanda por exportações (δ > 0), *Zt*é a renda mundial no tempo *t*, ε é a elasticidade-renda da demanda por exportações (ε > 0). P*dt*, comojá destacado, é o preço das exportações em moeda nacional no tempo *t* e P*ft*é o preço dos bens que competem com as exportações no tempo *t*.

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

(6)

Substituindo as equações 4 e 6 na equação 2, é possível obter a taxa de crescimento da renda doméstica compatível com o equilíbrio do BP:

(7)

Das relações entre os parâmetros é possível destacar que:

1. Um aumento nos preços domésticos (*pdt*) reduz a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do BP *(yBt*), isto é, se |η + Ф > 1|;
2. Um aumento nos preços internacionais (*pft*) melhora o crescimento (*yBt*) compatível com o equilíbrio do BP, isto é, se |η + ψ > 1|;
3. A desvalorização da moeda doméstica (*et* > 0) melhora a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do BP. Nesse caso, |η + ψ > 1|. Tal condição não pode ocorrer permanentemente, pois isso exigiria que a depreciação da moeda doméstica ocorresse em sucessivos períodos;
4. O aumento da renda mundial ( melhora a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do BP; e
5. A elevação da elasticidade-renda da demanda por importações (π) reduz a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio do BP.

Ainda com relação às equações e de modo a simplificar o cálculo, Thirlwall (1979) assume que ψ = Ф e que η = δ. Ou seja, que as elasticidades-preço sejam iguais às elasticidades-preço cruzadas, porém há que se atentar que a elasticidade de preço cruzada da demanda se caracteriza por ter sinal positivo, enquanto que a elasticidade- preço da demanda possui sinal negativo. Além disso, se a condição de Marshall-Lerner é encontrada ou se os preços são estáveis no longo prazo[[5]](#footnote-5), a equação 7, pode ser ainda mais reduzida:

(8)

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

Tal versão original tem sido objeto de aprimoramentos e de críticas (McCombie e Thirlwall, 2004; Thirlwall, 2011 e 2013). Dentre a rica literatura que busca avançar sobre Thirlwall (1979), cabe destacar a inclusão da dimensão financeira das contas externas[[6]](#footnote-6), o tratamento do problema do endividamento[[7]](#footnote-7), do pagamento de juros e das distintas formas de financiamento do BP (Moreno-Brid, 1998/1999, 2003; Barbosa-Filho, 2001; Carvalho e Lima, 2009; Meyrelles, Jayme Jr. e Libanio, 2013), a perspectiva multissetorial[[8]](#footnote-8) (modelo LTMS), a incorporação da taxa de câmbio real e das elasticidades endógenas (Ferrari, Freitas e Barbosa-Filho, 2013), a incorporação de problemas estruturais como a persistência das assimetrias tecnológicas e a heterogeneidade produtiva (Cimoli e Porcile, 2014), dentre outros temas. Dentre as críticas, McCombie (1981) observa que a relação exposta por Thirlwall (1979) parece uma identidade, beirando um raciocínio circular. O autor expõe que a hipótese de Thirlwall não leva em consideração os preços[[9]](#footnote-9). McGregor e Swales (1985, 1986) questionam que: (i) as funções de importação e exportação não incluem a competição não-de-preço; e (ii) que a validade da equação 8 implica assumir que na equação 7. Ao aceitar a lei do preço único, supõe-se que o mundo inteiro está produzindo o mesmo tipo de bem[[10]](#footnote-10).

Crafts (1988) estimou a elasticidade-renda da demanda por exportações da Grã-Bretanha e conclui que a taxa de crescimento do produto da Grã-Bretanha não era restringida pelo seu BP, mas por limitações do lado da oferta. Já Krugman (1989) analisou o motivo pelo qual as taxas de câmbio real teriam permanecido relativamente estáveis entre os países. Para tanto, sugere haver uma relação, por ele denominada de “Regra de 45º”, segundo a qual o efeito líquido das diferenças entre as elasticidades e as taxas de crescimento da renda determina a tendência da taxa de câmbio real em se manter constante. Sem reconhecer que a Regra dos 45º é idêntica à forma forte da LT, tal qual a equação 8, porém utilizando em vez de , Krugman (1989) rejeita a ideia de que o BP impossibilita que os países alcancem taxas de crescimento mais elevadas. Para esse autor, as diferentes taxas de crescimento são determinadas, primeiramente, pelas diferentes taxas de crescimento da produtividade total dos fatores.

Palley (2002) procura conciliar aspectos que, para ele, teriam sido negligenciados por Thirlwall, mais especificamente, a importância de considerar a capacidade produtiva das economias. Segundo ele, uma elevação no excesso de capacidade de produção reduz a elasticidade-renda da demanda por importações, relaxando a restrição externa e levando a um crescimento mais rápido da demanda agregada compatível com o equilíbrio do BP. O autor ainda destaca que esse processo se perpetua até que os aspectos relacionados à oferta e demanda se reconciliem. Elementos do lado da oferta (taxa de crescimento das horas trabalhadas, da participação da força de trabalho e da população) que se ajustam para que a taxa de crescimento compatível com a restrição imposta pelo BP seja alcançada. Na mesma linha, Setterfield (2006) promove alterações no modelo de Palley (2002), e chega a uma relação em que a estrutura do lado da oferta é ajustada para harmonizar a taxa de crescimento da renda real compatível com o crescimento da demanda. Nesse caso, o crescimento é totalmente determinado pela demanda. Cimoli e Porcile (2014) avançam na incorporação dos *insights* da tradição estruturalista latino-americana em seu modelo. Assim, a interação entre fatores estruturais, como assimetrias tecnológicas e heterogeneidade estrutural da base produtiva, interagem com os componentes da demanda para se determinar as restrições externas ao crescimento.

**2.2 Algumas evidências empíricas**

Dentre os trabalhos que estimam a LT, com distintas especificações funcionais e técnicas econométricas, para os casos do Brasil e de outras economias, observa-se a convergência de resultados que validam a hipótese de que o setor externo é um limitador do crescimento. Em muitos casos[[11]](#footnote-11), as funções foram estimadas por meio de técnicas de cointegração, denotando a presença de relação de longo prazo entre as séries envolvidas. Para alguns estudos, como aqueles de Thirlwall e Hussain (1982), Moreno-Brid e Perez (1999), López e Cruz (2000), Bértola, Higachi e Porcile (2002), Carvalho, Lima e Santos (2008) e Carvalho e Lima (2009), o parâmetro estimado para a elasticidade-preço na função demanda por importações foi considerado, estatisticamente, não significativo. A exclusão da elasticidade-preço na função demanda por importações pode comprometer o resultado do parâmetro estimado para a elasticidade-renda, como ponderado por Vieira e Holland (2008). A condição de Marshall-Lerner, explicitamente, não foi considerada válida em três trabalhos: López e Cruz (2000), Bértola, Higachi e Porcile (2002) e Carvalho (2007) para o caso brasileiro. Em nossa revisão, não encontramos o uso simultâneo dos dois conjuntos de modelos aqui empregados (ver seção 3), o que torna a nossa pesquisa uma contribuição adicional no plano da busca de evidências empíricas sobre limites externos ao crescimento do Brasil.

Em trabalhos nos quais as funções estimadas foram subdivididas em períodos menores, com a intenção de comparar as elasticidades obtidas em algum período com aquele de maior abertura comercial e, portanto, mais recente, observou-se um aprofundamento da restrição externa[[12]](#footnote-12). Para todos os casos, a abertura comercial piorou o resultado para a elasticidade-renda da demanda por importações. Os estudos setoriais, por meio daquela que ficou conhecida como LTMS, parecem contemplar a importância da estrutura produtiva, tal como proposto por Carvalho, Gouvea e Lima (2011) e Soares e Teixeira (2012).

Outros trabalhos procuraram estimar as funções demanda por importações e exportações brasileiras sem considerar a hipótese de Thirlwall. Seus resultados são importantes para cotejar parâmetros estimados, variáveis incluídas e métodos utilizados. Dentre os estudos que trataram de períodos próximos ao nosso, Resende (2001) testa a hipótese de que as importações brasileiras dependem da disponibilidade de divisas. Para tanto, a função importação foi estimada também por categoria de uso, com dados trimestrais para o período 1978 a 1998. A variável disponibilidade de divisas foi incluída no modelo para representar a capacidade de importar da economia e foi dada pela razão entre o somatório da receita com exportações, fluxo de capitais (juros, lucros e dividendos, investimento direto líquido, empréstimos e financiamentos de médio e longo prazos e amortizações), os erros e omissões e índice de preços das importações totais.

Resende (2001) também incluiu as variáveis taxa de câmbio nominal, capacidade instalada, PIB brasileiro, o *quantum* de importação, além da inclusão de *dummies*. O método utilizado foi o de cointegração, por meio de correção de erros de Engle-Granger e o procedimento de Johansen. Os resultados encontrados, resumidamente, foram: (i) a capacidade instalada não foi considerada estatisticamente diferente de zero; (ii) até o quarto trimestre de 1989, o coeficiente estimado para a elasticidade-renda da demanda por importações foi baixo (0,54); (iii) porém, a partir do primeiro trimestre de 1990, essa elasticidade passa para 3,85; assim, o processo de abertura comercial nos anos de 1990 tornou a procura por importações mais sensível a alterações na renda doméstica; (iv) até o terceiro trimestre de 1994, a elasticidade-preço da demanda por importações não foi estatisticamente diferente de zero; após esse período, ela passa a ter o valor de -1,39[[13]](#footnote-13); e (v) a variável capacidade para importar apresentou comportamento instável, dada a ruptura no terceiro trimestre de 1994; até esse período, o parâmetro foi 0,63; após o Plano Real, essa elasticidade foi para -0,03.

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

Considerando praticamente esse mesmo período (1978 até 1999), Silva, Portugal e Cechin (2001) estimaram funções não lineares de importação para o Brasil, por meio da metodologia de redes neurais artificiais. As estimações foram feitas para as importações totais e também para as importações de bens intermediários. Na análise dos resultados, foi realizada uma subdivisão em três períodos: o primeiro trimestre de 1978 ao terceiro trimestre de 1989, do quarto trimestre de 1989 ao segundo trimestre de 1994 e terceiro trimestre de 1994 ao quarto trimestre de 1999. A escolha desses períodos foi realizada por análise gráfica, que, segundo os autores, indicava mudanças estruturais mais significativas. As elasticidades-renda médias encontradas para a função demanda por importações totais foram de -0,006097 (1978.1 até 1989.3); 0,179801 (1989.4 até 1994.2) e de 1,227445 (1994.3 até 1999.4). Para a elasticidade-preço, os coeficientes estimados foram de -0,225738; -0,90537; -1,175467, respectivamente e para a capacidade produtiva as elasticidades médias encontradas foram de 0,050331; 0,04423 e 0,290725, seguindo a ordem cronológica.

Para o primeiro período, o impacto das três séries de entrada (PIB, utilização da capacidade produtiva e taxa de câmbio real) sobre a série de saída importação total apresentadas no primeiro período foi bem reduzido. No entanto, para a taxa de câmbio real e a utilização da capacidade produtiva foram os maiores valores, explicando melhor a série. Para o segundo período (primeiro trimestre de 1990 até o segundo trimestre de 1994), há uma elevação nas elasticidades médias para as séries de entrada do PIB e taxa de câmbio sobre a série de saída importação total. A explicação dessa mudança qualitativa, como destacada por Silva, Portugal e Cechin (2001), foi motivada pela abertura econômica iniciada em 1989, que deu maior liberdade ao processo de importações no Brasil. Além disso, para o primeiro período, as barreiras às importações fizeram com que elevações na renda interna fossem direcionadas para produtos nacionais em vez de estrangeiros. Para o último subperíodo, duas variáveis de entrada mostraram um impacto maior. Principalmente para o PIB e para a taxa de câmbio, os autores encontraram uma elasticidade maior, o que indica uma elevação na sensibilidade dessas variáveis às importações. Em sentido contrário, a utilização da capacidade produtiva foi considerada irrelevante. Silva, Portugal e Cechin (2001) explicaram que isso ocorreu principalmente em função da alteração na política de importação nos anos de 1980 e 1990.

O trabalho de Morais e Portugal (2004), utilizando dados anuais do ano de 1947 até 2002 e dados trimestrais que se iniciam no primeiro trimestre de 1978 até o segundo trimestre de 2002, aplicaram o modelo de Markov-Switching (MS-VEC) para analisar a equação de demanda por importações no Brasil e um modelo VAR/VEC. Na estimação da função de longo prazo, os coeficientes foram de -0,648 e de 0,675 para a elasticidade-preço e renda das importações, respectivamente. No curto prazo, a constante e a elasticidade para a utilização da capacidade instalada foram consideradas não significativas. Nesse caso, o parâmetro para a elasticidade renda foi de 1,706 e para a elasticidade preço foi de -0,426. Em outro exercício, dessa vez com um modelo MS-VEC, que utiliza uma formulação não linear, foi obtido um coeficiente de 4,704 para a renda e -0,522 para a elasticidade-preço. Ao utilizar os mesmos dados, porém no período trimestral, os coeficientes estimados pelo modelo linear foram de 0,821 para a elasticidade-renda, 2,622 para o parâmetro referente à utilização da capacidade produtiva e -0,91 para a elasticidade-preço da demanda por importações.

Santos *et al.* (2011) também calcularam as elasticidades renda e preço para as exportações e importações brasileiras. Para a estimação, os autores utilizaram dados em painel estático e dinâmico, incluindo variáveis de todos os estados brasileiros, com exceção de Tocantins. Para as exportações, o período utilizado foi do ano de 1992 até o ano de 2007. Já para as importações, o período final foi 2006. Foram utilizadas as séries de exportações e importações reais. Os resultados gerados para um painel estático das exportações foram 1,258 como coeficiente para a elasticidade-renda e 0,24 para a elasticidade-preço. Nesse último caso, o parâmetro estimado somente pode ser considerado significativo a 10% de nível de significância. Para a constante, o valor ficou em -2,365. Quando os autores analisaram apenas o período 1992-2004, para a renda foi obtido um coeficiente igual a 0,657 e para o câmbio de 0,705. A constante nesse caso foi de -1,549. Santos *et al.* (2011) também calcularam as elasticidades preço e renda das exportações para os estados do Brasil, considerando o estimador através de painéis dinâmicos. Para esse exercício estatístico, que também considerou as exportações defasadas em um período, cujo coeficiente estimado foi de 0,689, para a elasticidade-renda o coeficiente foi de 0,334 e para a elasticidade-preço de 0,371.

Para a função demanda por importação, as elasticidades para preço e renda, considerando o modelo estático, através de estimador de efeitos fixos, foram estimadas em -0,437 e 1,279, respectivamente. O valor estimado para a constante foi de 1,476. Já os resultados para os parâmetros, obtidos através do modelo de dados em painel dinâmico, de acordo com Santos *et al.* (2011) foram: 0,566 para as importações defasadas em um período, 0,469 para a renda e -0.396 para a elasticidade-preço.

**3. A experiência do Brasil entre 1995 e 2013**

Os exercícios que seguem visam: (i) identificar as elasticidades renda e preço para exportações e importações; e (ii) avaliar as interações dinâmicas entre as variáveis que afetam o comércio exterior de mercadorias e determinam (ou não) restrições ao crescimento da economia brasileira. São estimadas as funções demanda por exportação e importação brasileiras, considerando o período que vai do primeiro trimestre de 1995 até o quarto trimestre de 2013. Nossa referência é a versão forte da LT. O passo inicial é verificar as quebras estruturais nas séries de exportações e importações, bem como estimar as respectivas funções de demanda. A metodologia estatística escolhida para essa identificação foi, inicialmente, a decomposição das séries estudadas em seus componentes não observáveis, considerando um formato de estado de espaço (Harvey, Koopman e Shephard, 2004; Commandeur e Koopman, 2007). Nesse caso, não há a imposição das quebras de maneira exógena, como ocorreu em grande parte dos trabalhos que estimaram as referidas funções (seção 2). Quando uma função ou série é posta em formato de estado de espaço, o modelo informa em quais períodos essas quebras ocorreram, de forma endógena, e se elas são estatisticamente significativas para o modelo. A partir daí, é possível verificar sua aderência com o contexto histórico e econômico (ver anexo). Dessa forma, há certa inovação ao estimar essas funções por meio desse tipo de modelo estatístico. Num segundo exercício foi empregado o modelo vetorial de correção de erros (VEC), com o objetivo de observar, principalmente, os resultados da função impulso-resposta (Patterson, 2000; Enders, 2010).

Ao se analisar a literatura empírica, de recorte convencional ou na tradição dos estudos keynesianos, percebe-se que não há consenso com relação às quais séries utilizar na estimação das funções importação e exportação e nem se elas devem ou não sofrer algum tipo de transformação. Todavia, há certa concordância de que as respectivas funções de demanda devem incluir a renda externa e interna e a taxa de câmbio real, cada qual caracterizariam as elasticidades renda e preço, respectivamente. Dessa forma, ao seguir o modelo original de Thirlwall (1979), optou-se pela utilização das seguintes séries[[14]](#footnote-14),[[15]](#footnote-15): (i) exportações de bens do Brasil *free on board* (): valor do conjunto de mercadorias vendidas pelas empresas brasileiras para outros países, excluindo os custos com frete e seguro, em milhões de dólares estadunidenses; (ii) importações de bens para o Brasil *free on board* (): valor do conjunto de mercadorias compradas pelas empresas brasileiras de outros países, excluindo os custos com frete e seguro, em milhões de dólares estadunidenses; (iii) taxa de câmbio real (). Essa série foi construída utilizando o IPCA, que é um índice de preços ao consumidor do Brasil, o CPI, que é índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, e a taxa de câmbio comercial para venda média (R$/US$). O sinal esperado para essa elasticidade é negativo, no caso da função demanda por importações, e positivo para função demanda por exportações; (iv) PIB do Brasil (). É a soma de todos os bens e serviços finais produzidos na economia brasileira. Foi utilizada a série encadeada do índice de volume trimestral do PIB a preços de mercado. O sinal esperado é positivo para a função demanda por importações; (v) Renda Mundial (). Soma de todos os bens e serviços finais produzidos no mundo. Para a renda mundial real foi utilizada uma *proxy* do somatório do PIB de 46 países, a preços constantes de 2005, em dólares. Esses países, em conjunto, representam, em média, mais de 90% do PIB mundial. Além disso, foi calculada a correlação entre o PIB desses países e o mundial e verificou-se uma correlação superior a 0,99. O sinal esperado é positivo para a função demanda por exportações; e (vi) Índice de preços das *commodities* (): Variação nos preços de todas as *commodities*.

Todas as variáveis sofreram uma transformação logarítmica e passaram por ajuste sazonal pelo método X12 multiplicativo. Além disso, cabe ressaltar o motivo da escolha do período analisado, 1995 primeiro trimestre até 2013 quarto trimestre, o qual compreende momentos históricos relevantes, justificando, talvez, o crescimento irregular da economia brasileira: pós-Plano Real, crise no BP com alteração no regime cambial, em 1999, elevação no preço internacional das *commodities*, principalmente a partir de 2002, além de períodos de volatilidade da liquidez internacional. Convém, também, analisar o período de elevadas taxas de crescimento do PIB brasileiro a partir do ano de 2004, interrompido no ano de 2009 e retomado no primeiro trimestre do ano de 2010, cuja taxa de crescimento foi de 7,5% a.a. Porém, desde então, a economia brasileira tem apresentado taxas de crescimento mais modestas, parecendo voltar ao regime de taxa de crescimento próximo ao dos anos de 1990.

A aplicação do modelo de estado de espaços para estimar as funções de demanda por exportações e importações envolveu os seguintes procedimentos: inicialmente foram estimados modelos univariados para identificar a ocorrência de irregularidades nas séries, tanto para o período longo (1995-2013), quanto para o período curto (2001-2013)[[16]](#footnote-16); na sequência, e considerando-se os mesmos recortes temporais, foram estimados modelos com variáveis de controle, o que permitiu observar a permanência ou não das irregularidades previamente detectadas, bem como estimar as respectivas elasticidades renda e preço derivadas das funções de demanda por exportações e importações. O Anexo[[17]](#footnote-17) apresenta alguns dos resultados destes exercícios[[18]](#footnote-18), ao passo que a tabela 1 mostra as elasticidades estimadas pela metodologia de estado de espaço.

**Tabela 1 – Resumo dos Resultados da Análise das Elasticidades**



Fonte: Elaboração própria com base no software STAMP 8.2. Entre parênteses está o p-valor.

Ao analisar os parâmetros para as elasticidades preço e renda estimados, nota-se um aprofundamento da restrição externa quando se observa a relação das elasticidades-renda. Quando se compara o período total, 1995(1)-2013(4), para a função exportação, e o período 2001(1)-2013(4), houve uma redução considerável na elasticidade-renda, passando de 3,22 para 1,46. Já a elasticidade renda das importações é maior no período curto. Os resultados sugerem que as exportações brasileiras estão ficando menos sensíveis a variações na renda mundial e, embora tenham ficado mais sensíveis a alterações no preço, essa relação é inversa daquela que seria a esperada para esse parâmetro, em que uma desvalorização cambial deveria elevar as exportações brasileiras. Tal efeito do câmbio pode ser espúrio, na medida em que as variações nos preços das *commodities* podem ser mais relevantes do que as alterações na taxa de câmbio real para explicar as modificações nas exportações brasileiras (gráfico 1). Essa hipótese é testada na sequência, por meio do modelo VAR/VEC.

Gráfico 1 – Exportações, Preços das *commodities* e Taxa de câmbio real no Brasil, 1995-2013 (escala log)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil (2014) e International Monetary Fund (2014).

Para a função demanda por importações no Brasil, o parâmetro estimado para elasticidade-renda passou de 4,02 para 4,56, mostrando que, ao considerar um período menor e mais recente, houve um aumento da sensibilidade com relação à renda interna. Para esse período, 2001-2013, a elasticidade-preço não pode ser considerada diferente de zero, considerando 5% de nível de significância. Assim, as funções estimadas de demanda por exportações e importações no Brasil se mostram mais elásticas com relação à renda, mas inelásticas com relação ao preço. As intervenções verificadas na função importação estão relacionadas à política de comércio internacional brasileira e às crises externas (ver Anexo). Na função exportação, destaca-se a alteração do seu perfil, principalmente após 2001, com a elevação dos preços das *commodities*, iniciada no ano de 2002, e o ingresso da China na Organização Mundial do Comércio (OMC) no final de 2001. Esses fatores alteraram os parâmetros da respectiva função.

A aplicação do modelo VAR/VEC reforça tais resultados. Para tanto, partiu-se da análise da estacionariedade das séries, por meio dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e de Phillips-Peron (PP). Constatou-se[[19]](#footnote-19) que todas as variáveis são I(1), ou seja, possuem raiz unitária quando os testes são realizados na série em nível, porém I(0) quando a variável é posta em primeira diferença. Na sequência, partiu-se para a definição do número de defasagens no modelo VAR/VEC, por meio da verificação dos critérios de seleção, como, por exemplo, o de Akaike ou Schwarz. Como é usual, também foram realizados os testes de heterocedasticidade de White e de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange. Pelo resultado de Schwarz, as estatísticas dos resíduos estimados e os graus de liberdade de cada modelo, definiu-se a especificação com três defasagens.

Estabelecido o número de defasagens, é necessário verificar se as variáveis cointegram. O teste de cointegração utilizado neste trabalho foi de Johansen, considerando os critérios de traço e máximo autovalor. Para cada função estimada, existe uma equação de cointegração, considerando 5% de nível de significância e o modelo com três defasagens para ambas as funções. A cointegração entre as variáveis que possuam raiz unitária permite que seja utilizado o modelo do tipo VAR/VEC. No entanto, antes de especificar as funções nesse formato, será analisada a relação de causalidade de Granger entre as variáveis envolvidas na estimação das funções. Os resultados estão disponíveis nas tabelas 2 e 3.

Tabela 2 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VEC envolvidas na estimação da função demanda por exportações

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Hipótese Nula** | **Estatística-F** | **P-valor** |
| Δ*exp* não causa, no sentido de Granger, Δ*ren\_mun* | 303,8160 | 0,0352 |
| Δ*ren\_mun* não causa, no sentido de Granger, Δ*exp* | 589,3500 | 0,0013 |
| Δ*exp* não causa, no sentido de Granger, Δ*e* | 127,9410 | 0,2889 |
| Δ*e* não causa, no sentido de Granger, Δ*exp* | 250,4890 | 0,0668 |
| Δ*exp* não causa, no sentido de Granger, Δ*comm* | 0,4190 | 0,4190 |
| Δ*comm* não causa, no sentido de Granger, Δ*exp* | 145,7220 | 0,0000 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Ao se observar a relação entre a renda mundial e as exportações, percebe-se que não se pode definir qual a relação de causalidade no sentido de Granger, uma vez que se rejeita a hipótese nula para os dois casos. Na relação entre a taxa de câmbio e as exportações é possível afirmar que, considerando um nível de significância de 10%, as alterações na taxa de câmbio causam, no sentido de Granger, as variações nas exportações, sendo que, o sentido inverso é rejeitado. Com isso, torna-se evidente que a taxa de câmbio causa, no sentido de Granger, as exportações. Por fim, ao se delimitar a relação entre os preços das *commodities* e as exportações, tem-se que a primeira variável causa, no sentido de Granger, as exportações. Assim, é possível aceitar que, de modo geral, a variável “exportações” é a variável endógena no sistema.

Tabela 3 - Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo VEC envolvidas na estimação da função demanda por importações.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Hipótese Nula** | **Estatística-F** | **P-valor** |
| Δ*imp* não causa, no sentido de Granger, Δ*pib\_br* | 616,3900 | 0,0009 |
| Δ*pib\_br* não causa, no sentido de Granger, Δ*imp* | 139,5390 | 0,0000 |
| Δ*imp* não causa, no sentido de Granger, Δ*e* | 201,0830 | 0,1211 |
| Δ*e* não causa, no sentido de Granger, Δ*imp* | 506,0870 | 0,0033 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Quando se especifica os resultados estatísticos dos testes de causalidade de Granger, para a função importações, evidencia-se que a taxa de câmbio causa, no sentido de Granger, as importações. Ao mesmo tempo, não se pode definir uma relação de causalidade estatística entre a renda mundial e as importações. Nesse sentido, ao se analisar as funções exportações e importações, em termos de causalidade estatística, caracteriza-se que a taxa de câmbio é a variável exógena nos sistemas de equações, estimados pelo modelo VAR/VEC. Os testes estatísticos já realizados permitem que a função demanda por exportações seja estimada por meio do modelo VAR/VEC, considerando as seguintes variáveis endógenas: *exp*, *ren\_mun*, *e* e *comm*, definindo três defasagens. De forma semelhante, também considerando três períodos de defasagem, e suportada pelos testes estatísticos, a função demanda por importações está estruturada em VAR/VEC, com as variáveis endógenas: *imp*, *pib\_br* e *e*. Primeiro será exposta a relação de curto prazo, dada pela função impulso-resposta das respectivas funções. Posteriormente, parte-se para a análise de longo prazo, dada pela equação de longo prazo do VAR/VEC, também, das respectivas funções.

No gráfico 2 são apresentados os resultados da função impulso-resposta, considerando um impulso generalizado para o modelo VAR/VEC das exportações do Brasil. A intenção é analisar o comportamento da variável “Exportações” em relação a choques de um desvio-padrão nos termos erráticos das demais equações endógenas do modelo. Percebe-se que os choques nas variáveis exportações, renda mundial e *commodities* impulsionam o crescimento das exportações brasileiras. A renda mundial e as *commodities* apresentam, inclusive, um padrão cíclico similar. Para todas as variáveis, os choques são mais intensos até o sétimo trimestre e, a partir desse período, passam a se estabilizar. Choques positivos impostos sobre a renda mundial são os que conduzem a maior expansão das exportações brasileiras, desconsiderando um choque na própria variável “Exportações”. Um choque no índice de preços das *commodities* resulta numa forte expansão das exportações até o terceiro trimestre. A partir desse até o sétimo período, há uma retração nas exportações, quando se estabiliza num nível superior ao choque inicial, tal como acontece com a renda mundial. No entanto, chama a atenção o fato de que um choque positivo na renda mundial conduz a um comportamento bem mais estável ao longo do período, não levando a variações tão acentuadas nas exportações, como ocorre após um choque positivo na variável *commodities*.

Gáfico 2 - Efeito impulso-resposta sobre as Exportações a partir do modelo VEC



Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Embora na equação de longo prazo, exposta na tabela 4, o parâmetro estimado para a elasticidade-preço não tenha sido significativo a 5%, optou-se por manter o câmbio real no modelo para verificar seu ajuste de curto prazo. Um choque positivo na taxa de câmbio real, que seria equivalente a uma desvalorização cambial, leva a uma retração significativa das exportações até o terceiro trimestre. Acredita-se que esse resultado é espúrio, dadas as definições teóricas. Após esse período, ocorre uma elevação das exportações e sua estabilização acontece a partir do sétimo trimestre, resultando num nível somente um pouco menor daquele verificado no período inicial do choque.

Na estimação dessa função (tabela 4), incluiu-se a variável preço das *commodities*, com a intenção de verificar a influência desse índice de preços nas exportações brasileiras. O valor do parâmetro estimado foi 0,5626. Ou seja, 1% de elevação no preço das *commodities* eleva em 0,56% as exportações brasileiras. O parâmetro estimado para a elasticidade-preço da demanda por exportações não pode ser considerado estatisticamente significativo, uma vez que a 5% de nível de significância não se rejeita a hipótese de seu valor ser igual a zero. No entanto, optou-se por mantê-lo no modelo e verificar seu comportamento na função impulso-resposta. Esse resultado está de acordo com o resultado fornecido pelo modelo estrutural, haja vista que, no longo prazo, variações na taxa de câmbio parecem não alterar as exportações. Destaca-se que, naquele caso, foi chamada a atenção para a relação espúria entre o câmbio e as exportações.

Tabela 4 - Equação de longo prazo do modelo VEC para as Exportações

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Exportações** |  | **σ** |
| Constante | -9,0756 | 1,1206 |
| *e* | -0,1799 | 0,0975 |
| *ren\_mun* | 2,5812 | 0,4530 |
| *comm* | 0,5626 | 0,1513 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0. se refere ao parâmetro estimado e σ ao desvio-padrão.

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

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

A função impulso-resposta do gráfico 3 mostra o comportamento da variável “Importações” em consequência de choques de um desvio-padrão nos erros das equações endógenas do modelo, considerando doze trimestres e um impulso generalizado. Verifica-se que um choque na variável resulta num nível permanente maior das importações brasileiras. Além disso, a partir do sétimo trimestre, há uma estabilização em nível consideravelmente maior do que aquele observado inicialmente. Conforme o esperado, uma desvalorização do real conduz a uma queda inicial das importações também até o sétimo trimestre. Nesse momento, há uma estabilização das importações a esse choque inicial na variável taxa de câmbio real, num nível menor do que aquele verificado ao início desse choque. Destaca-se também que um choque no PIB do Brasil eleva mais as importações do que um choque na própria variável (), diferente do que ocorre no caso das exportações. Esses resultados confirmam a sensibilidade maior das importações brasileiras à renda doméstica do que as variáveis de preço.

Gráfico 3 - Efeito impulso-resposta sobre as Importações a partir do modelo VEC



Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0.

Na tabela 5 estão disponíveis os parâmetros estimados para a equação de longo prazo das importações no Brasil para o período 1995-2010.

Tabela 5 - Equação de longo prazo do modelo VEC para as Importações

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Importações** |  | **σ** |
| Constante | -6,2255 | 1,0117 |
| *e* | -0,6271 | 0,0908 |
| *pib\_br* | 2,9285 | 0,1592 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software Eviews 7.0. se refere ao parâmetro estimado e σ é o desvio-padrão.

O parâmetro estimado para a elasticidade-preço pode ser considerado significativo e o sinal apresentado está de acordo com o esperado. As importações se mostraram elásticas com relação à renda, dado que o valor do parâmetro para a elasticidade-renda foi de 2,93, indicando que uma elevação de 1% no PIB brasileiro resulta num aumento de 2,93% nas importações brasileiras. Um choque positivo na renda interna resulta em um efeito positivo permanente e mais elevado nas importações do que quando é dado um choque na renda mundial para as exportações.

Esses resultados confirmam aqueles já apresentados pelo modelo de estado de espaço. Pelo fato de serem dois modelos distintos (estado de espaço e VEC), é importante ter parcimônia na comparação direta os parâmetros estimados vão no sentido da hipótese de restrição externa, dada pela relação das elasticidades-renda da demanda por exportações e importações. Para todos os casos, inclusive quando foram estimadas as funções considerando o período 2001-2013, as elasticidades-renda da demanda por exportações foram menores do que as elasticidades-renda da demanda por importações. Para as funções demanda por exportações, os parâmetros estimados para a elasticidade-preço apresentaram sinal inverso ao esperado pela teoria, embora esse parâmetro não tenha sido considerado estatisticamente significativo para o modelo VAR/VEC.

**4. Considerações Finais**

O presente trabalho discutiu o problema da restrição externa ao crescimento do Brasil, tendo por referência a versão forte da Lei de Thirlwall. Apresentado o modelo, algumas extensões e críticas, constatou-se que as pesquisas empíricas expostas na seção 2, em sua maioria, confirmam a validade de crescimento com restrição externa para o caso brasileiro e para os países em desenvolvimento. Pode-se acrescentar que esse mesmo resultado foi obtido nos trabalhos que tinham como objetivo estimar as elasticidades-renda de exportação e importação. Ressalta-se, ainda nesses trabalhos, a elevada sensibilidade das exportações à variável renda externa e a pouca sensibilidade à variável preço. De modo geral, na estimação das funções exportações e importações, foram utilizadas principalmente técnicas de cointegração. Até onde foi possível perceber na revisão realizada, nosso trabalho contribui ao estimar essas funções a partir de um modelo estrutural em formato de estado de espaço. Essa especificação econométrica permite descartar a hipótese da estacionariedade, permitindo que as variáveis sejam utilizadas em nível. Além disso, as intervenções fornecidas pelo próprio método estatístico propiciam verificar sua aderência a acontecimentos econômicos, tornando a análise mais realista, dado que não há imposição de intervenção de forma exógena.

Analisando as funções demanda por importações estimadas pelo modelo de estado de espaço, nota-se que, tanto para o período entre os anos 1995-2013, quanto para o período dos anos 2001-2013, elas tiveram mais intervenções quando comparadas com as funções demanda por exportações e, por isso, podem ser consideradas mais instáveis (Anexo). As possíveis justificativas para as quebras de nível ou *outliers* podem ser relacionadas a eventos internos da economia brasileira, como as medidas protecionistas por meio das tarifas aduaneiras e a abertura comercial, principalmente durante a implementação do Plano Real. Durante ambos os períodos, também é possível perceber a elevada sensibilidade à renda interna e às crises externas.

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

No caso em que as funções demanda por exportações e importações são estimadas para o período mais recente, entre os anos de 2001-2013, nota-se um aprofundamento dessa restrição. Considerando a razão entre os coeficientes estimados para a elasticidade-renda da demanda por exportações e importações, a renda brasileira estaria limitada a crescer, *coeteris paribus*, cerca de 20% menos do que a renda mundial no período 1995-2013. Entre 2001 e 2013, as exportações se tornaram menos sensíveis à renda mundial e as importações se tornaram mais elásticas à renda interna, aumentando a restrição externa e limitando, *coeteris* *paribus*, o crescimento da renda brasileira a 1/3 do ritmo de expansão da renda mundial[[20]](#footnote-20).

Quando se verifica a importância do preço das *commodities* na função demanda por exportações[[21]](#footnote-21), nesse caso utilizando o modelo Autorregressivo Vetorial de Correção de Erros, nota-se que as exportações brasileiras entre os anos de 1995-2013 foram mais sensíveis aos preços das *commodities* do que ao câmbio real, justificando a inclusão dessa variável na análise empírica e, ao mesmo tempo, ratificando a importância de uma pesquisa mais aprofundada da interferência dessa variável na balança comercial. Enquanto até o ano de 2002 a composição dos bens básicos na pauta exportadora foi relativamente estável, a partir desse ano, esses tipos de bens começam a apresentar maior participação, até o momento em que supera a participação dos bens manufaturados na composição da pauta exportadora brasileira, o que ocorre no ano de 2009. Infere-se, dessa forma, que a “reprimarização” da pauta da de exportações brasileira aprofundou o problema da restrição externa. Logo, é oportuno o debate sobre a possível influência da composição da pauta exportadora brasileira na taxa de crescimento econômico.

Em todas as estimações para a função demanda por exportações, o parâmetro estimado para a taxa de câmbio real apresentou sinal oposto do esperado pelo padrão teórico e essa relação foi considerada espúria. Dessa forma, existe tanto restrição externa, para o caso brasileiro, dada pela razão entre as elasticidades-renda e confirmadas através da construção de dois modelos econométricos, como também a taxa de câmbio parece não afetar a dinâmica exportadora no período em tela, possivelmente em função do peso crescente das *commodities* na pauta. Na análise de curto prazo, possibilitada pela função impulso-resposta no modelo VAR/VEC, ratificam-se os resultados já expostos: um choque tanto na renda mundial, quanto nas exportações, impulsiona o crescimento das exportações brasileiras. Já um choque na renda do Brasil eleva mais as importações do que um choque na própria variável “importações”. Ademais, um choque na renda mundial conduz a um aumento no nível das exportações, porém menor do que aquele conduzido nas importações, quando um choque é dado na renda interna.

Nossos resultados convergem com parte importante da literatura revisada na seção 2, especialmente no que se refere: (i) à percepção de que a economia brasileira experimenta um processo de especialização regressiva que se expressa na combinação de desindustrialização e reprimarização da pauta de exportações e, por decorrência, (ii) altera elasticidades-renda de exportações e importações na direção da ampliação da restrição externa ao crescimento da economia brasileira. A pouca sensibilidade das funções demanda por importações e exportações com respeito à taxa de câmbio e o fato de as exportações serem mais sensíveis aos preços das *commodities* que a taxa de câmbio real sugere a necessidade de maior coordenação entre as políticas de desenvolvimento produtivo e de promoção do comércio internacional com as políticas macroeconômicas (Nassif, Feijó e Araújo, 2013; Unido, 2013; Unctad, 2014; Bichara *et al.*, 2015). Sem isso, ajustes no comércio internacional do Brasil tendem a seguir excessivamente dependentes de variáveis sobre as quais o país não possui controle, como a renda mundial ou preço das *commodities.* Alternativamente, eventuais ajustes do BP implicariamem restrições na própria renda doméstica para controlar os déficits comerciais e evitar e evitar deterioração da posição financeira externa (Cimoli e Porcile, 2014). Assim, o BP, considerando a balança comercial, tal como exposto no modelo de Thirlwall (1979), tende a limitar o crescimento econômico brasileiro.

**5. Referências Bibliográficas**

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

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

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

BÉRTOLA, L.; HIGACHI, H.; PORCILE, G. Balance-of-payments-constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's Law, 1890-1973. Journal of Post Keynesian Economics, v. 25, n. 1, p. 123-140, 2002.

BICHARA, J. S. et al. Business cycle convergence and trade: Brazil and China in a changing world. Journal of Economic Policy Reform, 2015 (prelo).

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

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

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

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

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

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

CIMOLI, M.; PORCILE, G. Technology, structural change and BOP-constrained growth: a Structuralist toolbox. Cambridge Journal of Economics (2014) 38 (1): 215-237.

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

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

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

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

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

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

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

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

IMF. *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere*. Northern Spring, Southern Chills, April. Washington, DC: International Monetary Fund, 2015.

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

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

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

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

MEYRELLES, S. F.; JAYME JR., F. G.; LIBANIO, G. A. Balance-of-payments constrained growth: a post Keynesian model with capital inflows. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 35, p. 373-398, 2013.

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

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

MCCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. Essays on balance of payments constrained growth. London: Routledge, 2004.

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

\_\_\_\_\_\_. Balance of payments constrained growth: a rejoinder. Applied Economics, v. 18, n. 12, p. 1265-1274, 1986.

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

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

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

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

NASSIF, A.; FEIJÓ, C; ARAÚJO, E. Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind? UNCTAD Discussion Paper n. 211, October. Geneva, UNCTAD, 2013.

PALMA, J. G. Was Brazil’s recent growth acceleration the world’s most overrated boom? Cambridge Working Papers in Economics, N. 1248. University of Cambridge, 2012.

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

PATTERSON, K. An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach. Wiltshire: Palgrave, 2000.

PASINETTI, L. 1981. Structural Change and Economic Growth—a Theoretical Essay on the Dynamics of the Wealth of the Nations, Cambridge, Cambridge University Press.

PASINETTI, L. 1993. Structural Economic Dynamics – a Theory of the Economic Consequences of Human Learning, Cambridge, Cambridge University Press

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

\_\_\_\_\_\_. Economic Growth in an Open Developing Economy: the role of structure and demand. Edward Elgar, 2013.

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

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

UNCTAD. Trade and Development Report 2014. Geneva: United Nations Conference on Trade and Development, 2014.

UNIDO. Competitive Industrial Performance Report 2012/2013. Vienna: United Nations Industrial Development Organization, 2013.

**Anexo – Resultados dos Modelos de Estado de Espaços**

**Modelo 1 – Função demanda por exportações no período longo (1995-2013)**



Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2. Nota: Entre parênteses está o p-valor.

**Modelo 2 – Função demanda por exportações no período curto (2001-2013)** 

Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2. Nota: Entre parênteses está o p-valor.

**Modelo 3 – Função demanda por importações no período longo (1995-2013)**



Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2. Nota: Entre parênteses está o p-valor.

**Modelo 4 – Função demanda por importações no período curto (2001-2013)**



Fonte: Elaboração própria com base nas estatísticas estimadas a partir do software STAMP 8.2. Nota: Entre parênteses está o p-valor.

1. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Unisinos. E-mail: mcaputi@uol.com.br. [↑](#footnote-ref-1)
2. Mestre em Economia (Unisinos) e Doutoranda em Economia (PPGE/UFRGS). E-mail: eduarda629@hotmail.com. [↑](#footnote-ref-2)
3. Professor Associado do DERI/UFRGS e Pesquisador do CNPq. E-mail: andre.cunha@ufrgs.br. [↑](#footnote-ref-3)
4. Tal perspectiva encontra respaldo em outras tradições teóricas. Ao utilizar a abordagem da economia da complexidade, recente análise do FMI (IMF, 2015) aponta que a menor complexidade da pauta de produtos produzidos e exportados na América Latina, limita o potencial de crescimento das economias da região (IMF, 2015). A diversificação (em termos de produtos, especialmente os mais sofisticados), e não a especialização (em poucos produtos, usualmente commodities), seria a chave para o maior dinamismo: “Economic diversification and complexity—relating to the range of products that a country produces and how sophisticated these products are—matter for long-term growth. Unfortunately, Latin America and the Caribbean (LAC) have not been able to benefit significantly from these levers so far. Economic diversification and complexity remain relatively low, and the dynamics over the last decade have not been encouraging.” (IMF, 2015, p.67) [↑](#footnote-ref-4)
5. Com relação à proposição de que os preços não se alteram no longo prazo, Carvalho (2007) afirma que esse fato tem sido uma importante crítica à Lei de Thirlwall, uma vez que despreza a possibilidade do ajuste ocorrer via preços, tal como defendido pela literatura neoclássica. Ou seja, todo o ajuste nesse modelo se dá pela renda, pela demanda, e não via preços. [↑](#footnote-ref-5)
6. O modelo ampliado de Thirlwall e Hussain (1982) difere do modelo original de Thirwall (1979), pois parte da possibilidade de um desequilíbrio com a entrada ou saída de capitais. Nesse caso, a entrada de capitais eleva a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio BP; ao passo que a saída de capitais a diminui. [↑](#footnote-ref-6)
7. Embora o financiamento externo permita que um país cresça acima da restrição imposta pela conta corrente, existem limites potenciais pata o endividamento. Moreno-Brid (1998/1999) incorporam formalmente esta questão, que já havia sido aventada pelo próprio Thirlwall em parceria com McCombie, em 1997, e que foi tratada também por Barbosa-Filho (2001). Assim, Moreno-Brid (1998/1999), ao acrescentar ao modelo de Thirlwall e Hussain (1982) o estoque de dívida externa, considera que a relação entre dívida externa e produto doméstico também é uma restrição ao crescimento de longo prazo dos países. Por sua vez, Moreno-Brid (2003) revisa novamente o modelo de Thirlwall e Hussain (1982) com o objetivo de incluir o pagamento de juros, uma vez que, apesar de o modelo proposto por Moreno-Brid (1998/1999) adicionar um limite ao endividamento dos países, não incluiu nenhuma observação com relação ao pagamento de juros. E essa foi uma das críticas de Barbosa-Filho (2001) à formulação proposta pelo autor em 1998/1999. [↑](#footnote-ref-7)
8. Araújo e Lima (2007) formularam a taxa de crescimento com equilíbrio no BP semelhante à de Thirlwall (1979), porém utilizaram um arcabouço multissetorial macrodinâmico, incluindo outros elementos nas relações econômicas internacionais, baseado em Pasinetti (1981, 1993). É incorporada ao modelo a questão da mudança estrutural, em que características diferentes na estrutura produtiva dos países conduzem a taxas de crescimento também diferentes. [↑](#footnote-ref-8)
9. No entanto, quando se estimam as elasticidades-renda das funções demanda por importações e exportações, são incluídas variáveis de preço nessas funções. Porém, para muitos casos, essas elasticidades-preço são pequenas ou insignificantes. Isso não configuraria equações de identidade. Ademais, o próprio McCombie (2011) reconhece esse equívoco e afirma que as funções de demanda por importações e exportações são, na verdade, funções comportamentais. Além disso, parece coerente com a teoria keynesiana que as elasticidades-preço sejam baixas ou insignificantes para essas funções, dado que o ajuste ocorre via renda e não via preços. [↑](#footnote-ref-9)
10. Thirlwall (2011 e 2013) e McCombie (2011) rebatem tais críticas ao afirmarem que: (i) haveria evidências de que os preços relativos não apresentam variações significativas, e as elasticidades são tão baixas que não possuem efeito sobre o BP; (ii) existem outras razões, como resistência do salário real e estruturas oligopolistas para que os preços não apresentem grandes variações; (iii) a proposta de Thirlwall não pode ser relacionada com a teoria neoclássica pelo fato de a elasticidade-renda da demanda por exportações ser estatisticamente significante e de suma importância nessa função, e, finalmente (iv) caso seja satisfeita a condição de Marshall-Lerner, é pouco plausível que as exportações possam crescer indefinidamente em decorrência de uma depreciação contínua da moeda. [↑](#footnote-ref-10)
11. Moreno-Brid e Pérez (1999), López e Cruz (2000), Bértola, Higachi e Porcile(2002), Jayme Jr. (2003), Holland, Vieira e Canuto (2004), Vieira e Holland (2008), Carvalho, Lima e Santos (2008), Carvalho, Gouvea e Lima (2011), Soares e Teixeira (2011). [↑](#footnote-ref-11)
12. Jayme Jr (2003), Vieira e Holland (2008), Carvalho e Lima (2009) e Nassif, Feijó e Araújo (2013). [↑](#footnote-ref-12)
13. Segundo Resende (2001), esse resultado sugere que a estabilização monetária elevou a sensibilidade dos agentes a alterações nos preços relativos das importações. [↑](#footnote-ref-13)
14. É importante salientar que, embora Perraton (2003) observe que pode ocorrer viés na estimação da função importação dos países em desenvolvimento, pois nessas regiões as barreiras tarifárias e não tarifárias são elevadas, optou-se por manter o mais próximo possível da formulação original de Thirlwall, em seu trabalho de 1979. [↑](#footnote-ref-14)
15. As fontes brutas dos dados são Banco Central do Brasil, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Fundo Monetário Internacional e The Economist. [↑](#footnote-ref-15)
16. A escolha do ano inicial do período curto foi resultado da quebra de nível positiva identificada nas exportações, relacionada ao movimento de elevação dos preços das commodities no mercado internacional. [↑](#footnote-ref-16)
17. Além dos resultados estatísticos, as tabelas do Anexo buscam explicações para as irregularidades detectadas, o que constitui contribuição adicional do presente trabalho. [↑](#footnote-ref-17)
18. Dados os limites de espaço, apresentamos apenas os resultados para as funções de demanda por exportações e importações. As elasticidades estimadas para os períodos curtos estão na tabela 1. Os respectivos testes estão disponíveis mediante solicitação aos autores. [↑](#footnote-ref-18)
19. O detalhamento dos testes pode ser solicitado aos autores por e-mail. [↑](#footnote-ref-19)
20. Tal resultado se dá pela aplicação da versão forte da LT, com os resultados das elasticidades reportadas na tabela 1, quais sejam: (i) entre 1995-2013 (3,22378/ 4,01938= 0,802059); (ii) entre 2001-2013 (1,46228/ 4,56628 = 0,320234). Ao se aplicar tais parâmetros às taxas observadas de crescimento, tem-se que: (i) entre 1995 e 2013, a renda mundial cresceu, em média, 3,8%, e a brasileira 3,2%; o limite de expansão do PIB brasileiro seria de 3,1% a.a (3,8%\*0,802059), valor muito próximo ao observado na realidade; (ii) entre 2001 e 2013, o limite para o crescimento do PIB brasileiro teria baixado para 1,3% (3,9%\*0,320234), ante um valor observado de 3,5%. Tal divergência pode ter sido resultado das condições externas excepcionalmente favoráveis entre 2002 e 2008. Depois da crise financeira global, especialmente a partir de 2013, a desaceleração no ritmo de expansão da economia brasileira reaproximou a média observada da estimada. [↑](#footnote-ref-20)
21. Tentou-se incluir uma variável que representasse as variações dos preços das *commodities*, porém o modelo não apresentou relevância estatística, possivelmente em função da endogenia dessa variável com a série “exportações”. Além disso, pode existir multicolinearidade entre o índice de preços das *commodities* e a renda mundial. De fato, a correlação entre essas duas variáveis é superior a 91%. Nesse caso, e para o modelo estrutural, optou-se por estimar a função considerando o câmbio real e a renda mundial para obter as elasticidades preço e renda, respectivamente. O índice de preços das *commoditie*s foi incluído na análise VAR/VEC. [↑](#footnote-ref-21)