

INFLUÊNCIA DA NÃO LINEARIDADE DA TAXA DE CÂMBIO REAL SOBRE AS EXPORTAÇÕES POR FATOR AGREGADO DO BRASIL PARA OS ESTADOS UNIDOS

Silvinha P. Vasconcelos*
Claudio R. F. Vasconcelos**
Luiz Antônio Lima Júnior***

RESUMO

O objetivo deste trabalho é investigar a influência da não linearidade da taxa de câmbio real sobre as exportações por fator agregado do Brasil com destino aos Estados Unidos da América. Para tanto, utilizou-se o modelo não linear autorregressivo de defasagem distribuída - NARDL, baseado em Shin et al. (2014), o qual permite verificar se as exportações reagem diferentemente a apreciação e depreciação tanto no curto quanto no longo prazo. Os resultados do trabalho indicaram que, dada a confirmação estatística de assimetria entre variações positivas e negativas da taxa de câmbio, a representação não linear entre taxa de câmbio e demanda de exportação seria a mais indicada que a abordagem linear. Portanto, estes resultados corroboram o argumento de que os modelos lineares podem ser muito restritivos para a análise do impacto da taxa de câmbio real nas exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados.

ABSTRACT

The aim of this work was to investigate the influence of nonlinearity of the real exchange rate on exports by aggregate factor of Brazil to the United States of America for the period March 1999 to February 2013. For this, we used the nonlinear autoregressive distributed lag model - NARDL developed by Shin et al. (2014), which allows to discuss whether exports react differently appreciation and depreciation in both the short and the long term. The results of the study indicated the nonlinear representation between exchange rate and export demand would be better than the linear, given the statistical confirmation of asymmetry between positive and negative variations in the exchange rate. Therefore, these results support the argument that linear models can be very restrictive for the analysis of the impact of real exchange rate on exports of basic products, semi-manufactured and manufactured.

Palavras Chave: Demanda de exportações; Taxa de câmbio, Não linearidade

Key words: Export demand; Exchange rate; Nonlinearity

JEL: F14; F49; C22

Área 7: Economia Internacional

* Profa. do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: silvinha.vasconcelos@ufjf.edu.br

** Prof. do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: claudio.foffano@ufjf.edu.br

*** Doutorando do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: luiz.lima.j@bol.com.br.

1. Introdução

A efetividade da desvalorização cambial como instrumento para melhorar o balanço comercial é tratada na literatura em termos da validade da condição de Marshall-Lerner (ML) e pela existência do fenômeno da Curva-J. De acordo com a condição ML, a soma do valor absoluto das elasticidades preço demanda de exportações e importações, com respeito a câmbio, deve ser maior do que um, para que a depreciação cambial tenha efeito sobre a melhora do balanço comercial. Já o fenômeno ou efeito da Curva-J se caracteriza pelo fato de uma depreciação cambial implicar inicialmente em uma deterioração do balanço comercial com uma subsequente melhora do mesmo¹. Como afirmam Bahmani-Oskooee *et al.* (2006) e Bahmani-Oskooee e Goswami (2003), este conceito determinou uma reorientação nos estudos que se concentravam em estabelecer a ligação entre balanço comercial e taxa de câmbio: se antes a ênfase era sobre a abordagem das elasticidades, posteriormente, estes estudos voltaram sua atenção para a investigação das respostas de curto e longo prazo do balanço comercial a variação cambial.

Outro enfoque recorrente na literatura recai sobre a relação entre fluxo de comércio internacional e a volatilidade da taxa de câmbio. Este tipo de abordagem relaciona a incerteza da taxa de câmbio à demanda de exportações e, em geral, são apontadas várias razões para a existência de impactos positivos e negativos da volatilidade cambial sobre as exportações. Entretanto, não há um consenso na literatura sobre como o sinal da volatilidade cambial impacta as exportações (Arize *et al.*, 2008; Bahmani-Oskooee e Hegerty, 2007; Verheyen, 2012).

Entretanto, as abordagens descritas anteriormente não levam em consideração a questão da assimetria de resposta a choques da taxa de câmbio real, ou seja, o comportamento assimétrico da taxa de câmbio a situações de apreciação e depreciação sobre a demanda de exportações. Como salienta Shin *et al.* (2014, p. 282), "a pressuposição de ajustamento linear pode ser excessivamente restritiva para uma ampla gama de situações de interesse econômico, especialmente quando os custos de transação não são negligenciáveis e onde as intervenções políticas são observadas dentro da amostra".

Considerando a variável taxa de câmbio, como salientam Enders e Granger (1998) e Enders e Dibooglu (2001), em um contexto no qual ocorra rigidez de preços para reduções e, porém, em que o mesmo não ocorra para aumentos de preços, por exemplo, pode-se esperar um comportamento não

¹ Segundo Leonard e Stockman (2001), uma explicação teórica para a existência do fenômeno Curva-J seria a existência, no curto prazo, de uma relativa rigidez em termos de *quantum* importado e exportado em função dos contratos de comércio estabelecidos. Assim, uma depreciação da moeda doméstica poderia acarretar uma deterioração do saldo das transações correntes no curto prazo. Esta defasagem da resposta do fluxo de comércio à mudança na taxa de câmbio estabeleceria um padrão, no curto prazo, semelhante à letra J. Outras interpretações para a hipótese da Curva-J são as de Magee (1973) e Bacchetta e Gerlach (1994). O primeiro considera o fato do crescimento da economia nacional se sobrepor aos efeitos da desvalorização cambial. O segundo, atribui a existência da Curva-J a situação onde a importação constituir-se-ia predominantemente de bens duráveis e seus preços seriam rígidos.

linear na variável taxa de câmbio. Outras razões para a assimetria no processo de ajustamento da taxa de câmbio de equilíbrio seriam: a intervenção do Banco Central no mercado de câmbio, acarretando um ajustamento assimétrico da taxa de câmbio nominal (Taylor, 2002); e custos de transações que inibiriam o processo de arbitragem internacional dos bens (Sercu *et al.*, 1995; Michael *et al.* 1997).

Além disto, segundo Verheyen (2013) a não linearidade da demanda de exportações pode ser motivada pelo fato de que exportadores provavelmente não irão ajustar seus preços toda vez que a taxa de câmbio muda, dada a existência de custo de menu, por exemplo. Portanto, pode-se argumentar que os exportadores reagem de forma diferente a apreciações e depreciações cambiais. Caso os exportadores estejam tentando manter ou ganhar participação no mercado, uma apreciação cambial poderá ser absorvida em grande parte pela redução de margem de lucro dos exportadores. Consequentemente, a apreciação cambial não afetaria as exportações na magnitude esperada. Estes seriam argumentos razoáveis que justificariam por si a investigação da influência da taxa de câmbio sobre a demanda por exportação em um contexto não linear.

Portanto, a questão central que se busca responder neste trabalho é se o padrão não linear entre taxa de câmbio e exportações pode ser identificado. Assim, o objetivo é investigar a relação entre a demanda de exportações e a não linearidade da taxa de câmbio real em um contexto bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos da América, para o período entre março de 1999 a fevereiro de 2013². A fim de atenuar os problemas de agregação na análise de demanda por exportações, as exportações foram agregadas em produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados.

Para tanto, utilizou-se o modelo não linear autorregressivo de defasagem distribuída - NARDL desenvolvido por Shin *et al.* (2014), o qual permite discutir se as exportações reagem diferentemente a apreciação e depreciação tanto no curto quanto no longo prazo.

Além desta introdução, o restante do trabalho está organizado como segue: a seção 2 apresenta algumas evidências empíricas de demanda de exportações tanto para a economia nacional quanto para a internacional; na seção 3 especificou-se o modelo e o processo de estimação; na seção 4 está a análise dos resultados e por fim, na seção 5, estão as considerações finais.

2. Revisão de literatura

Com relação à abordagem linear entre fluxo comercial e taxa de câmbio, Rao e Singh (2007) estimam a equações de exportações para países em desenvolvimento e mostram que especificações inapropriadas da variável preços relativos podem gerar elasticidade preço sub estimadas e elasticidade renda sobre estimadas. A principal conclusão dos autores é que negligenciar a taxa de

² Neste período de análise, os Estados Unidos figuraram como um dos dois maiores destinos das exportações brasileiras. No ano de 2012, foram o segundo maior destino das exportações brasileiras, representando 11, 2% do total de nossas exportações (SECEX, 2012).

câmbio na variável preços relativos da equação de exportação causa uma sobre estimação da elasticidade renda.

Nesta mesma linha, Bahmani-Oskooee e Kara (2008) testam a resposta relativa do fluxo de comércio a mudanças da taxa de câmbio e preços relativos para países em desenvolvimento³, com informações trimestrais, para o período entre 1973 a 2002. Os autores empregam a abordagem de cointegração do teste de fronteira de Pesaran et al. (2001) e concluem que o tempo de resposta dos fluxos comerciais à uma mudança nos preços relativos e taxa de câmbio nominal é específico de cada país, não havendo um padrão geral.

Já a análise de questões de não linearidade nas equações de comércio, como salienta Verheyen (2013), tem sido considerada de maneira relativamente escassa na literatura. Este autor incorpora a não linearidade da taxa de câmbio na análise empírica da demanda de exportações via modelo não linear autorregressivo de defasagem distribuída - NARDL como proposto por Shin et al. (2014). A análise foi desenvolvida para uma demanda de exportação bilateral entre doze países da União Européia com os Estados Unidos da América para o período de janeiro de 1988 a maio de 2012. A principal conclusão do autor é que as exportações são determinadas no longo prazo pela demanda externa, taxa de câmbio e preços relativos. Com relação a não linearidade, os resultados apontam que para 50% dos casos existe indicação de não linearidade na relação ao exportações e taxa de câmbio e que, portanto, assumir linearidade na demanda de exportação pode ser muito restritiva.

Com relação a economia brasileira, Kannebley (2008) emprega modelos threshold de cointegração para investigar a hipótese de histerese⁴ nas exportações de produtos industrializados brasileiros para o período entre 1985 a 2003. Os resultados evidenciaram que há um comportamento não linear das exportações no que diz respeito ao ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Já em Kannebley et al. (2011) a hipótese de histerese para as exportações brasileiras de produtos manufaturados é investigada para o período de 1985 a 2005, e para as importações de 1996 a 2008. Os resultados dos autores evidenciaram que as exportações de produtos manufaturados brasileiros são determinadas fortemente pela demanda internacional e que não seria possível aceitar a hipótese de histerese para o agregado de produtos manufaturados das exportações brasileiras. Entretanto, segundo os autores quando se analisa, individualmente, setores em que existe maior possibilidade de diferenciação de produto e precificação em mercados externos distintos, o resultado é diferente.

³ Colômbia, Grécia, Hong Kong, Hungria, Indonésia, Israel, Coreia, Paquistão, Polônia, Singapura, África do Sul e Turquia.

⁴ Segundo Kannebley (2011, p. 397) "por histerese entende-se a ocorrência de efeitos permanentes sobre as quantidades e preços de produtos exportados ou importados devido a choques temporários na taxa de câmbio, alterando, conseqüentemente, a estrutura de comércio".

Schettini et al. (2011), estimam a função de demanda de exportações brasileiras de bens e serviços não-fatores para o período de 1995 a 2009 com informações trimestrais, permitindo não linearidade nos dados. Os autores empregaram a abordagem de cointegração com quebra estrutural e a não linearidade foi verificada pela metodologia de regressões Markov-Switching. Os autores concluem que, para o período analisado, a sensibilidade das vendas externas com relação a renda mundial e a taxa de câmbio permaneceu praticamente inalterada. Com relação a dinâmica de curto prazo, os autores afirmam que o papel desempenhado pela taxa de câmbio real sobre as exportações é fraco ou nulo.

3. Modelo teórico e empírico

Considerando a especificação da equação de demanda de exportações de acordo com Verheyen (2013), Bahmani-Oskooee e Kara (2008) e Rao e Singh (2007), tem-se que X representa a demanda por exportações, CR a taxa de câmbio real, Y a demanda externa e A uma constante (equação 1). Os expoentes α e β representariam as elasticidades de exportação com respeito a taxa de câmbio real e a demanda externa, respectivamente. Desta forma, a demanda por exportações seria dada por:

$$X_t = A \cdot CR_t^\alpha \cdot Y_t^\beta \quad (1)$$

Tomando o log da equação (1), obtêm-se a relação linear de longo prazo entre a demanda de exportações e seus determinantes, onde as letras minúsculas representam o logaritmo das variáveis anteriormente descrita, ou seja:

$$x_t = a + \alpha cr_t + \beta y_t \quad (2)$$

Para investigar a possível relação de longo prazo linear entre a taxa de câmbio e as exportações entre o Brasil e os EUA (equação (2)), empregou-se a abordagem de cointegração em uma estrutura de modelo autorregressivo com defasagem distribuída ARDL desenvolvido por Pesaran et al. (2011).

Considerando a equação (2), segundo Pesaran *et al.* (2001), partindo de um vetor autorregressivo de ordem p (VAR(p)), pode-se especificar o seguinte modelo de correção de erros (ECM):

$$\Delta x_t = a_0 + b_1 x_{t-1} + b_2 cr_{t-1} + b_3 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^p (\phi \Delta cr_{t-i} + \phi \Delta y_{t-i}) + \mu_t \quad (3)$$

onde μ_t é um processo iid.

A equação (3) possui a vantagem de englobar uma gama de modelos econômicos, pois permite que seja examinada a dinâmica das exportações e câmbio em uma única estrutura dinâmica. O modelo ARDL cobriria, assim, tanto o relacionamento de curto prazo quanto o de longo prazo entre as variáveis testadas.

Uma das características desta abordagem de cointegração, Teste de Fronteira de Pesaran *et al.* (2001), é que ela não requer a pressuposição restritiva de que todas as variáveis sob estudo devam ser integradas de mesma ordem para testar a existência de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis.

Confirma-se o equilíbrio de longo prazo simétrico entre as variáveis se b_1 , b_2 e b_3 , conjuntamente são diferentes de zero. Segundo Pesaran *et al.* (2001), o teste é para a falta de alguma relação de longo prazo entre as variáveis. A hipótese nula do teste contempla, portanto, a possibilidade de que não exista um relação de longo prazo entre a variável dependente e as variáveis independentes, a despeito da ordem de integração das variáveis.

Assim, segundo os autores, o teste envolve dois conjuntos assintóticos, fronteira, de valores críticos. Então, se o valor calculado da estatística F (de agora em diante denominado F_{PSS}) for menor ou maior do que os valores críticos inferiores e superiores (fronteira)⁵, respectivamente, uma inferência conclusiva pode ser tirada sem a necessidade de se conhecer a ordem de integração das variáveis envolvidas. Isto é, se o valor do teste de hipótese conjunta (teste F_{PSS}) calculado for menor que o valor crítico para $I(0)$, pode-se inferir que não existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, independentemente dos regressores serem $I(0)$ ou $I(1)$. Caso contrário, se o F_{PSS} calculado for maior que o valor crítico para $I(1)$, a hipótese de que não existe relação de longo prazo é rejeitada. Por fim, se o valor calculado de F for maior que o valor crítico para $I(0)$ e menor que o valor crítico $I(1)$, a inferência pode ser inconclusiva. Neste caso, será necessário conhecer a ordem de integração das variáveis envolvidas antes de se fazer alguma afirmação.

3.1. Incorporando a assimetria na abordagem ARDL

Para investigar a possível não linearidade da taxa de câmbio com respeito as exportações entre o Brasil e os EUA, equação (2), empregou-se a abordagem de cointegração em uma estrutura de modelo autorregressivo com defasagem distribuída não linear - NARDL desenvolvido por Shin *et al.* (2014).

⁵ Pesaran *et al.* (2001, p. 300) provêem as tabelas de valores críticos com dois conjuntos de valores críticos assintóticos para a estatística F cobrindo cinco especificações da equação (3). Um conjunto assume que a variável explicativa (ou conjunto de variáveis explicativas) é $I(0)$ e outro assume que seja $I(1)$.

O ponto de partida consiste da decomposição da série de tempo da taxa de câmbio real, cr_t , em suas somas parciais de valores positivos, cr_t^+ , e negativos, cr_t^- . Assim, cada soma parcial captura o efeito de depreciação ou apreciação cambial⁶. Formalmente, as somas parciais são computadas como segue:

$$cr_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta cr_i, 0) \quad (4)$$

$$cr_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta cr_i, 0) \quad (5)$$

Segundo Shin *et al.* (2014), a equação (3) pode ser modificada para incorporar o relacionamento assimétrico entre as variáveis câmbio e exportações. Assim, a nova especificação fica:

$$\Delta x_t = a_0 + b_1 x_{t-1} + b_2 cr_{t-1}^+ + b_3 cr_{t-1}^- + b_4 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^p (\varphi_i \Delta cr_{t-i}^+ + \theta_i \Delta cr_{t-i}^- + \sigma_i \Delta y_{t-i} + \vartheta t) \quad (6)$$

A primeira parte da equação (6), que contém as variáveis em nível defasadas, representa o relacionamento assimétrico de longo prazo entre as variáveis e pode ser verificado pelo teste de fronteira de Pesaran *et al.* (2001), onde neste caso a hipótese nula de não cointegração é $b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$. Na segunda parte da equação (6), por sua vez, que contém as variáveis em primeira diferença, os lags das variações positivas e negativas da taxa de câmbio real denotariam a assimetria de curto prazo.

Tendo sido encontrada a cointegração na especificação da equação (6), é possível computar os coeficientes de longo prazo associados com as mudanças positivas e negativas na taxa de câmbio real da seguinte forma: $L_{cr}^+ = b_2 / -b_1$; $L_{cr}^- = b_3 / -b_1$. A simetria de longo prazo pode ser testada por um teste Wald (isto é, $L_{cr}^+ = L_{cr}^-$). Já o ajustamento dinâmico de curto prazo para as variações positiva e negativa da taxa de câmbio é capturado pelos coeficientes φ_i , θ_i , respectivamente. A simetria de curto prazo pode ser testada via teste Wald padrão da seguinte forma: $\sum_{i=1}^{q-1} \varphi_i = \sum_{i=1}^{q-1} \theta_i$.

3.2. O caso de dois thresholds

De acordo com Verheyen (2013), é possível que o comportamento das exportações seja diferente entre pequenas e grandes mudanças na taxa de câmbio. Isto é, pode acontecer que as

⁶ Segundo Verheyen (2013), a diferenciação da taxa de câmbio real em depreciação e apreciação, como proposto nas equações (4) e (5), traz alguns insights. O principal deles está relacionado à questão do mecanismo pass-through da taxa de câmbio. Outro insight está relacionado à identificação de estratégia de preços por parte das firmas através da reposição de margem em resposta a variação cambial. Para maiores detalhes ver Bussiere (2012) e Berman *et al.* (2012), entre outros.

exportações só sejam sensíveis à significativas variações positivas ou negativas na taxa de câmbio, tal que possa existir uma área de variação da taxa de câmbio a qual as exportações não são sensíveis, como o padrão associado a questão da histerese.

Para incorporar este efeito de histerese no modelo, a série de variação da taxa de câmbio real será dividida em três somas parciais, tal que:

$$cr_t^{+thres70} = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i^+ = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i I\{\Delta cr_i > c_1\} \quad (7)$$

$$cr_t^\pm = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i^\pm = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i I\{c_2 \leq \Delta cr_i \leq c_1\} \quad (8)$$

$$cr_t^{-thres30} = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i^- = \sum_{i=1}^t \Delta cr_i I\{\Delta cr_i < c_2\} \quad (9)$$

Em que $I\{\bullet\}$ denota a função indicadora que assume valor 1 se a condição é satisfeita e zero caso contrário. Para assegurar que cada estado tenha o mesmo número comparável de observações, foi empregado os quantis 30%, e 70% da variação da taxa de câmbio real como thresholds, c_1 e c_2 , para distinguir grandes variações positivas e negativas de pequenas variações, ou seja a faixa intermediária de variações.

Neste caso, a equação (6) pode ser reescrita como:

$$\Delta x_t = a_0 + b_1 x_{t-1} + b_2 cr_{t-1}^{+thres70} + b_3 cr_{t-1}^\pm + b_4 cr_{t-1}^{-thres30} + b_5 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^p (\varphi \Delta cr_{t-i}^{+thres70} + \delta \Delta cr_{t-i}^\pm + \theta \Delta cr_{t-i}^{-thres30} + \sigma \Delta y_{t-i}) + \vartheta_t \quad (10)$$

Assim como na equação (6), na primeira parte da equação (10) as variáveis em nível defasadas representam o relacionamento assimétrico de longo prazo entre as variáveis e pode ser verificado pelo teste de fronteira de Pesaran et al. (2001), onde neste caso a hipótese nula de não cointegração é $b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = 0$. Tendo sido encontrada a cointegração na especificação da equação (10), é possível computar os coeficientes de longo prazo associados com as mudanças positivas e negativas na taxa de câmbio real da seguinte forma: $L_{cr}^+ = b_2 / -b_1$; $L_{cr}^- = b_4 / -b_1$. A simetria de longo prazo pode ser testada por um teste Wald (isto é, $L_{cr}^+ = L_{cr}^-$). Já o ajustamento dinâmico de curto prazo a variações positiva e negativa da taxa de câmbio é capturado pelos coeficientes φ_i , θ_i , respectivamente.

Na equação (10), através da comparação dos valores absolutos dos coeficientes b_2 , b_3 e b_4 pode-se fazer inferência sobre a hipótese de histerese. Neste caso, se $b_2 > b_3$ ou $b_4 > b_3$ indicará que exportações reagem fortemente a grande variações do que a pequenas variações.

3.3 Dados

Para a análise de relação entre a demanda por exportações brasileiras e o Estados Unidos da América, em um contexto de não linearidade da taxa de câmbio real, foram utilizadas as séries de exportações desagregadas em produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, taxa de câmbio nominal, índice de preços doméstico e estrangeiro e a demanda externa ou renda dos EUA, para o período entre março de 1999 a fevereiro de 2013 com periodicidade mensal. A escolha do período de análise decorre do fato de abranger somente um regime cambial na economia brasileira, o de câmbio flexível. A taxa de câmbio nominal refere-se a unidades de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira, R\$/US\$, em seu valor médio para o mês, na modalidade comercial no valor de venda.

Para os índices de preços do Brasil e dos Estados Unidos, foram empregados os índices de preços ao consumidor, tendo como base a média de 2005. Para a renda externa, empregou-se o índice de produção industrial dos EUA como *proxy* para a demanda dos EUA. As exportações em US\$ FOB foram deflacionadas pelo índice preços ao consumidor dos EUA, base 2005 = 100. Tanto as exportações quanto o índice de produção industrial foram dessazonalizados pela abordagem Census X12 (método multiplicativo). As informações de câmbio e preços foram levantadas junto ao IPEADATA (2014), as de exportações junto ao MDIC (2014) e o OECD (2014) para o índice de produção industrial dos EUA.

4. Resultados

Inicialmente, verificou-se a ordem de integração das variáveis com o objetivo de identificar se as variáveis não apresentavam ordem de integração maior que um, $I(1)$. Para tanto, empregou-se o teste de raiz unitária de Ng e Perron (2001) para as variáveis na primeira diferença. Os resultados evidenciam que todas as variáveis são estacionárias na primeira diferença, com exceção da variação da taxa de câmbio real negativa, cr^- , e variação da taxa de câmbio real threshold negativa, $cr^{-thres30}$, como pode ser observado na Tabela A1. Entretanto, estas variáveis se mostraram estacionárias na primeira diferença para a abordagem KPSS.

Para a análise de cointegração pelo modelo ARDL linear (equação (3)), selecionou-se pelo critério de AIC os modelos ARDL (9,0,1), (3,0,0), (6,0,3) para exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, respectivamente (Tabela 1). Como pode ser observado, apenas para as exportações de semimanufaturados é que a hipótese nula de não cointegração pode ser fortemente rejeitada. Uma característica dos três modelos é a ausência de dinâmica de curto prazo da taxa de câmbio real sobre as exportações, ou seja, nos modelos selecionados somente a variável contemporânea em primeira diferença do câmbio real compõe o modelo. Além disto, em nenhum dos

casos ela foi significativa. Portanto, por esta abordagem, na análise da relação de longo prazo apenas a renda externa seria estatisticamente significativa para a demanda de exportações de semimanufaturados.

Tabela 1: Caso linear: modelos ARDL

	Básicos	SemiManufaturados	Manufaturados
Constante	-0,5549	-5,8050**	0,8144
x_{t-1}	-0,0630	-0,6271*	-0,2891*
cr_{t-1}	-0,0676	-0,1366	0,1665*
y_{t-1}	0,4005	3,9137*	1,1008**
Δx_{t-1}	-0,5501*	-0,2517**	-0,4335*
Δx_{t-2}	-0,4487*	-0,1774***	-0,3908*
Δx_{t-3}	0,4421*	-0,0216	-0,3705*
Δx_{t-4}	-0,3612*	-	-0,2916*
Δx_{t-5}	-0,1822	-	-0,2019**
Δx_{t-6}	-0,0613	-	-0,0717
Δx_{t-7}	-0,2149**	-	-
Δx_{t-8}	-0,1060	-	-
Δx_{t-9}	0,0159	-	-
Δcr	-0,0471	0,86973	0,2922
Δy	7,1254**	2,5230	-1,1061
Δy_{t-1}	4,2325	-	1,2023
Δy_{t-2}	-	-	5,0495*
Δy_{t-3}	-	-	0,5987
F_{PSS}^{\ddagger}	0,397	9,4659*	2,6684
\bar{R}^2	0,299	0,417	0,321
Corr. Serial	0,457	0,514	0,329
Heterosced.	0,011	0,163	0,922

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: *, ** e *** denotam os níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente;

\ddagger teste de cointegração de acordo com Pesaran *et al.* (2001).

Com relação a análise de cointegração pelo modelo NARDL (equação (6)), selecionou-se pelo critério de AIC os modelos NARDL (1,6,0,5), (3,0,0,1), (6,0,0,3) para exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, respectivamente (Tabela 2). Neste caso, a hipótese nula de não cointegração pode ser rejeitada para as exportações de básicos e semi manufaturados. Assim, os resultados confirmam os encontrados no caso linear para as exportações de semimanufaturados e o resultado de não cointegração para os produtos básicos se inverte para cointegração. Portanto, estes resultados corroboram o argumento de que modelos lineares podem ser muito restritivos para a análise do impacto da taxa de câmbio real nas exportações de produtos básicos.

Com relação aos coeficientes de longo prazo, os quais podem ser obtidos pela divisão dos coeficientes das variáveis independentes em nível defasadas pelo negativo do coeficiente da variável dependente em nível defasada, o teste Wald de simetria entre as variáveis para apreciação e

depreciação cambial, pode ser rejeitado para as duas demandas de exportações, produtos básicos e semimanufaturados (Tabela 2).

Tabela 2: Caso não linear: modelos NARDL com um threshold.

	Básicos	Semi Manufaturados	Manufaturados
Constante	3,1290	-5,8138**	0,5009
x_{t-1}	-0,6963*	-0,6891*	-0,2750*
cr^+_{t-1}	-0,3444*	0,0849	0,0552
cr^-_{t-1}	-0,5020*	0,0501	0,0581
y_{t-1}	2,0356*	4,1518*	1,1386**
Δx_{t-1}	-0,0089	-0,2030***	-0,4516*
Δx_{t-2}	-	-0,1487	-0,4107*
Δx_{t-3}	-	-0,0062	-0,3906*
Δx_{t-4}	-	-	-0,3071*
Δx_{t-5}	-	-	-0,2084**
Δx_{t-6}	-	-	-0,0777
Δcr^+	0,4368	0,2529	0,2180
Δcr^+_{t-1}	0,8348**	-	-
Δcr^+_{t-2}	0,3309	-	-
Δcr^+_{t-3}	0,2221	-	-
Δcr^+_{t-4}	0,9381**	-	-
Δcr^+_{t-5}	0,5352	-	-
Δcr^+_{t-6}	0,4597	-	-
Δcr^-	-0,4220	0,3348	-0,6981
Δy	9,1242*	2,0260	-0,9631
Δy_{t-1}	7,4243*	-	1,5031
Δy_{t-2}	1,1759	-	4,9065*
Δy_{t-3}	1,6081	-	0,3979
Δy_{t-4}	-8,4310**	-	-
Δy_{t-5}	-1,9204	-	-
F_{PSS}^{\ddagger}	11,716*	7,7304*	1,9308
$L^+_{cr} = L^-_{cr}$ #	64,84*	3,78**	NA
\bar{R}^2	0,33	0,418	0,317
Corr. Serial	0,36	0,760	0,646
Heterosced.	0,00	0,118	0,939

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: *, ** e *** denotam os níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; \ddagger teste de cointegração de acordo com Pesaran *et al.* (2001); # teste de hipótese de que ambos os coeficiente para a taxa de câmbio são iguais.

Para as exportações de produtos básicos os coeficientes de longo prazo são estatisticamente significativos para variações positivas e negativas do câmbio real. Porém, para o câmbio, o sinal da variação positiva não está de acordo com o esperado. Para a renda externa, o coeficiente de longo prazo além de ser estatisticamente significativo, apresenta o sinal esperado, positivo. Quanto a magnitude deste coeficiente, a demanda de exportação para bem básico parece ser elástica para renda e inelástica para apreciações cambiais (Tabela 2). Com relação a demanda de exportações de semimanufaturados, os coeficientes para variações positivas e negativas da taxa de câmbio real não

foram estatisticamente significativos. Já para a variável renda o resultado é o mesmo das exportações de produtos básicos.

Assim, estes resultados do modelo não linear evidenciam que apreciações e depreciação da taxa de câmbio tem uma relação de longo prazo com as exportações de produtos básicos e semimanufaturados, porém com relação a dinâmica de curto prazo o papel desempenhado pela variação da taxa de câmbio real sobre as exportações é fraco ou nulo. Esta última parte da dinâmica de curto prazo vai de encontro aos resultados de Schettini et al. (2011) para a economia brasileira.

O caso do modelo com dois thresholds (equação (10)), no qual dividiu-se a série de variação da taxa de câmbio real em três partes, como definido nas equações (7) a (9), permite distinguir o efeito de grandes e pequenas mudanças da taxa de câmbio na demanda de exportações.

O principal ponto a se destacar é que a hipótese de não cointegração do teste de fronteira de Pesaran *et al.* (2001) pode ser rejeitada com o nível de significância de 1% para todas as três categorias de produtos. Resultado este significativamente diferente da abordagem linear, que apresentou cointegração apenas para exportações de semimanufaturados. Com relação ao modelo não linear com um threshold, os resultados são mantidos para exportações de básico e semimanufaturados e se incorpora a cointegração de manufaturados. Portanto, a inferência de que utilizar a abordagem linear na análise do impacto da taxa de câmbio nas função de demanda por exportação se configura como muito restritiva.

Para o teste de simetria, isto é, hipótese nula onde os coeficientes de longo prazo para as variações positivas defasadas e variações negativas defasadas são iguais ($L_{cr}^{+thres70} = L_{cr}^{-thres30}$), pode-se concluir pela rejeição da hipótese nula para as três categorias de produtos (Tabela 3).

Estes resultados, mais uma vez, evidenciam que a não inclusão de não linearidade na análise de cointegração pode ser muito restritiva. Isto porque, para a análise linear encontrou-se a relação entre a demanda por exportações e taxa de câmbio e renda externa apenas para uma categoria de produtos, enquanto que, para a abordagem de dois thresholds, as demandas de exportações das três categorias de produtos cointegram com as variáveis de câmbio e renda.

Com relação a hipótese de histerese, ela não se confirma para as exportações de produtos básicos e manufaturados. Para as exportações de semimanufaturados a análise não se aplica dado que os coeficientes de longo prazo não foram estatisticamente significativos .

Tabela 3: Caso não linear: modelos NARDL com dois thresholds - quantil 30 e 70.

	Básicos	Semimanufaturados	Manufaturados
Constante	4,4564	-5,3111***	5,2150*
x_{t-1}	-0,6200*	-0,7993*	-0,7537*
$cr_{t-1}^{-thres30}$	-0,1735**	0,0246	0,01831
cr_{t-1}^{\pm}	-0,7684*	0,1184	0,7003*
$cr_{t-1}^{+thres70}$	-0,0787	0,0776	0,1070*
y_{t-1}	1,4720**	4,5060*	2,2625*
Δx_{t-1}	-0,02214	-0,0679	-0,0183
$\Delta cr^{-thres30}$	-0,2385	0,3323	-0,1155
Δcr^{\pm}	-1,2338	3,2363	-0,7006
Δcr_{t-1}^{\pm}	-	2,0813	2,0683**
Δcr_{t-2}^{\pm}	-	-	-0,4265
Δcr_{t-3}^{\pm}	-	-	-2,3297**
Δcr_{t-4}^{\pm}	-	-	-0,9496
$\Delta cr^{+thres70}$	0,3371	0,1418	0,2955
Δy	6,0947***	-0,2927	-0,8248
Δy_{t-1}	-	-0,6669	-0,2542
Δy_{t-2}	-	-5,9603***	-
Δy_{t-3}	-	7,9872**	-
Δy_{t-4}	-	2,8722	-
F_{PSS}^{\ddagger}	8,3436*	11,6862*	11,0402*
$L_{cr}^{+thres70} = L_{cr}^{-thres30}$ #	8,1970*	2,6645***	27,7659*
R2 Ajust.	0,2860	0,4283	0,3746
Corr Serial	0,174	0,724	0,878
Heterosced	0,001	0,009	0,950

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: *, ** e *** denotam os níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente; ‡ teste de cointegração de acordo com Pesaran *et al.* (2001); # teste de hipótese de que ambos os coeficiente para a taxa de câmbio são iguais.

5. Conclusão

Este trabalho procurou analisar se o padrão não linear entre taxa de câmbio e a demanda de exportações tem respaldo empírico para as exportações brasileiras de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados com destina aos EUA. Para tanto, utilizou-se o modelo não linear autorregressivo de defasagem distribuída - NARDL baseado em Shin *et al.* (2011). A questão subjacente a esta análise é que a desconsideração da não linearidade da taxa de câmbio em função de demanda por exportações seria muito restritiva, como afirma Verheyen (2013).

Os resultados evidenciaram que, com a abordagem linear, apenas no caso das exportações de semimanufaturados é que se estabeleceria uma relação de longo prazo entre exportações, renda e câmbio. Por esta abordagem apenas a renda externa seria estatisticamente significativa para a demanda de exportações de semimanufaturados.

Quanto à análise com um threshold, os resultados evidenciam a existência de relação de longo prazo para as exportações de produtos básicos e semimanufaturados. O resultado do teste de simetria entre os coeficientes de longo prazo para variações cambiais positivas e negativas confirma a existência de assimetria na relação da variação do câmbio com as exportações de básicos e semimanufaturados. Portanto, estes resultados corroboram o argumento de que modelos lineares podem ser muito restritivos para a análise do impacto da taxa de câmbio real nas exportações de produtos básicos. No caso do modelo com dois thresholds, os resultados são favoráveis tanto para a cointegração quanto para a assimetria das variações do câmbio para as três categorias de produtos exportados.

Com relação à hipótese de histerese, ela não se confirma para as exportações de produtos básicos e manufaturados. Para as exportações de semimanufaturados, a análise não se aplica dado que os coeficientes de longo prazo não foram estatisticamente significativos .

Por fim, os resultados do trabalho indicaram que, para o caso em questão, a melhor representação seria a da relação não linear entre taxa de câmbio e demanda por exportações, dado a confirmação estatística de assimetria entre variações positiva e negativas da taxa de câmbio. Assim, em conformidade com a literatura a imposição de simetria de longo prazo, onde a relação subjacente é não-linear, deverá comprometer os esforços de se testar a existência de relação estável de longo prazo, resultando em respostas dinâmicas espúrias.

6. Referências

- ARIZE, A. C.; MALINDRETOS, J.; KSIBHATLA, K. M. Does Exchange-Rate volatility depress export flows: the casa of LDCs. *International Advances in Economics Research*, v.9, 2003, p. 7-20.
- BACHETTA, P.; GERLACH, S. Sticky import prices and J-curves. *Economics Letters*, v. 44, p. 281-285, 1994.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; ECONOMIDOU, C.; GOSWAMI, G. G. Bilateral J-curve between the UK vis-a-vis her major trading partners. *Applied Economics*, v.38 n.8, p. 879-90, may, 2006.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G. A disaggregated approach to test the J-Curve phenomenon: Japan versus her major trading partners. *Journal of Economics and Finance*, v.27. n1, p. 102-113, 2003.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., HEGERTY, S.W. Exchange rate volatility and trade flows: a review article. *Journal of Economic Studie*, v. 34, 2007. p. 211–255.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; KARA, O. Relative responsiveness of trade flows to a change in prices and exchange rate in developing countries. *Journal of Economic development*. v. 33, n. 1, june, 2008. p. 147-163.

BERMAN, N., MARTIN, P., MAYER, T., 2012. How do different exporters react to exchange rate changes? *Quarterly Journal of Economics*, v. 127, n. 1, 2012, 437–492.

BUSSIÈRE, M. Exchange rate pass-through to trade prices: the role of nonlinearities and asymmetries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 2012. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.2012.00711.x>.

ENDERS, W.; DIBOGLU, S. Long-Run Purchasing Power Parity with asymmetric adjustment. *Southern Economic Journal*, v.68, n.2, 2001, p. 433-445.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. Unit-Root and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 16, n.3, 1998, p. 304-311.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEADATA, 2014. Disponível em <www.ipeadata.gov.br>.

KANNEBLY Jr., S. Tests for the hysteresis hypothesis in Brazilian industrialized exports: a threshold cointegration analysis. *Economic Modelling*, v. 25, n. 2, 2008, p. 171–190.

KANNBLEY Jr., S. PRINCE, D.; SCARPELLI, M. C. Histerese e o comércio exterior de produtos industrializados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 41, n.3, p. 397 - 432, 2011.

LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. Current account and exchange rates: a new look at the evidence. *NBER Working Paper Series*, n. 8361, July, 2001.

MAGEE, S. Currency contracts, pass through and devaluation. *Brooking Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 303-25, 1973.

MICHAEL, P.; NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Transaction Cost and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rate: an Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, v. 105, 1997, p. 862-879.

MDIC. *Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior*. 2014. Disponível em www.desenvolvimento.gov.br.

NG, S.; PERRON, P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica*, v. 69, 2001, p. 1519-1554.

OECD. *Organization For Economic Co-Operation and Development*. 2014. Disponível em stats.oecd.org.

PESARAN, M.H., SHIN, Y., SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v.16, 2001, p. 289–326.

RAO, B.B., SINGH, R. Estimating export equations. *Applied Economic Letters*, v. 14, 2007, p. 799–802.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. Estimativa da função de exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais, 1995 - 2009. *IPEA, TD 1598*, Março, 2011.

SECEX. *Balança comercial brasileira: dados consolidados*. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior / Secretaria de Comércio Exterior, 2012.

SERCU, P.; UPPAL, R.; HULLE, C. V. The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications For Tests o Purchasing Power Parity. *Journal of Finance*, v. 50, 1995, p. 1309-1319.

SHIN, Y., YU, B., GREENWOOD-NIMMO, M. J. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: Horrace, W. C. ; Sickles, R. C. ed. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Application*, 2014, p. 281-314.

TAYLOR, A. M. A Century of Purchasing Power Parity. *Review of Economics and Statistics*, v. 84, 2002, p. 139-150.

VERHEYEN, F. Bilateral exports from euro zone countries to the US—does exchange rate variability play a role? *International Review of Economics and Finance*, v. 24, 2012, p. 97-108.

VERHEYEN, F. Exchange rate nonlinearities in EMU exports to the US. *Economic Modelling*, v. 32, 2013, p.66-76.

ANEXO 1

Tabela A1. Teste de raiz unitária de Ng Perron (2001), variáveis na primeira diferença

	MZA	MZT	MSB	MPT
Xb	-56,9083*	-5,33403*	0,09774*	0,43053*
Xsm	-62,3107*	-5,58149*	0,08958*	0,39368*
Xm	-63,5698*	-5,57902*	0,08776*	0,52178*
y	-8,846**	-2,04284**	0,2309**	3,00671**
cr	-28,7997*	-3,77081*	0,13093*	3,30538*
cr+	-8,94985**	-2,12011**	0,23370**	2,72618**
cr ⁻	-2,19644	-0,95756	0,43596	10,4617
cr ^{-thres30}	-1,86560	-0,83803	0,44920	11,6068
cr ^{+thres70}	-8,53759**	-2,06552**	0,24193**	2,87199**
cr [±]	-62,0021*	-5,36898*	0,08659*	0,08556*

Fonte: Cálculos do trabalho.

Nota: *, **, *** representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.