

**DINÂMICA DE CURTO E LONGO
PRAZO DA BALANÇA
COMERCIAL BRASILEIRA: A
VALIDADE DA HIPÓTESE DA
CURVA-J**

Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos

TD. 007/2010

***Programa de Pos-Graduação em Economia
Aplicada - FE/UFJF***

Juiz de Fora

2010

Dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira: a validade da hipótese da Curva-J

Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos*

Resumo

Este artigo investigou a dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira em termos da validade da hipótese da Curva-J através da análise bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos, Mercosul, União Européia e Resto do Mundo. O período analisado foi entre o primeiro trimestre de 1990 e segundo trimestre de 2009. Para tanto, empregou-se a abordagem de cointegração via modelo auto-regressivo de defasagem distribuída - ARDL e modelo de correções de erros – MCE como proposto em Pesaran *et al.* (2001). Com relação com a análise da dinâmica de curto prazo concluiu-se que para a variável câmbio real o esperado comportamento do fenômeno da Curva J não se verificou para os fluxos de comércio brasileiro com o Mercosul e com os Estados Unidos. Com relação ao efeito de longo prazo de uma variação cambial sobre o balanço da pagamentos, ou seja, validade da condição de Marshall-Lerner, constatou-se a validade da condição para o período de tempo em análise. Nestes dois casos, no longo prazo observou-se que o balanço de comercial brasileiro responde de maneira elástica as variações no câmbio real.

Palavras chaves: Balanço comercial; Taxa de Câmbio; Curva-J; Cointegração

1. Introdução

Na literatura, a questão da efetividade da desvalorização cambial como instrumento para melhorar o balanço de pagamento é tratada 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

* Prof. da UFJF/FE/ECO. E-mail claudio.foffano@ufjf.edu.br. O autor agradece ao auxílio financeiro concedido pelo CNPq referente ao Edital Universal e ao aluno Luiz Antônio L. Júnior, bolsista do EconS, assistente de pesquisa.

subseqüente melhora do mesmo. Segundo Leonard e Stockman (2001), uma explicação teórica para a existência do fenômeno Curva-J seria o de que haveria no curto prazo 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 em 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 J¹.

Segundo Bahmani-Oskooee *et al.* (2006) e Bahmani-Oskooee e Goswami (2003), devido a este conceito, os estudos que se concentravam em estabelecer a ligação entre balanço comercial e taxa de câmbio por meio da abordagem das elasticidades voltaram sua atenção para a investigação das respostas de curto e longo prazo do balanço comercial a variação cambial. Na literatura empírica encontram-se duas linhas de investigação para a hipótese da curva J. A primeira considera o fluxo de comércio de um país agregado com respeito ao resto do mundo, utilizando, assim, as variáveis taxa de câmbio efetiva, PIB doméstico e PIB externo ponderado pelo comércio com um grupo de países (BACKUS *et al.* (1994), BOYD (2001), LEONARD e STOCKMAN (2001), HIMARIOS (1989), BAHMANI-OSKOOEE e ALSE (1994)). Esta linha de estudo apresenta um problema de viés de agregação, no sentido de que, ao empregar a taxa de câmbio efetiva, seria possível ocorrer uma apreciação da moeda do país local contra um país e simultaneamente uma depreciação da moeda local com relação a outro país. Portanto, o emprego da análise agregada do fluxo de comércio e a taxa de câmbio efetiva poderia resultar uma insignificante relação entre câmbio efetivo e balanço de pagamento devido a suavização das flutuações cambiais propiciada pelo câmbio efetivo (BAHMANI-OSKOOEE e BROOKS, 1999).

¹ 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.

A segunda linha de investigação empírica surge justamente para tentar resolver este problema de agregação. Esta abordagem utiliza a análise bilateral para o fluxo de comércio e pelo emprego das variáveis taxa câmbio real bilateral, PIB doméstico, PIB do parceiro comercial (ROSE e YELEN (1989), BAHMANI-OSKOOEE e BROOKS (1999), BAHMANI-OSKOOEE et al. (2006), BAHMANI-OSKOOEE e GOSWANI (2003), ARORA *et al.* (2003)). Um ponto em comum entre estas duas vertentes de análise é que não existe um consenso acerca da efetividade da desvalorização cambial como instrumento para melhorar o balanço de pagamento. Portanto, esta relação ainda é uma questão em aberto.

Neste sentido, a evolução da taxa de câmbio nos anos recentes, com características de forte valorização do real, tem suscitado a questão de se esta trajetória do câmbio implicaria na deterioração do saldo do balanço comercial. Visto que a conta corrente representou 23,58% do PIB brasileiro em 2008 (SECEX/MDIC, 2009), é importante avaliar o efeito da variação cambial sobre o fluxo de comércio externo brasileiro.

Assim, objetivou-se com este trabalho investigar a dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira em termos da validade da hipótese da Curva-J. Especificamente, o foco de análise foi sobre o fluxo comercial entre o Brasil e os parceiros comerciais Estados Unidos, Mercosul, União Européia e o restante dos parceiros agregado em Resto do Mundo, para o período entre primeiro trimestre de 1990 e segundo trimestre de 2009. Para tanto, utilizou-se a abordagem de cointegração via modelo auto-regressivo de defasagem distribuída - ARDL e modelo de correções de erros - MCE.

Além desta introdução, a seção 2 apresenta evidências empíricas da Curva-J tanto para a economia nacional quanto para a internacional; na seção 3 especificou-se o modelo e o processo de estimação; na seção 4 estão os dados e a análise dos resultados e por fim, na seção 5, estão as considerações finais.

2. Evidências empíricas da Curva-J

Considerando os trabalhos empíricos que abordam a hipótese da Curva-J em uma análise desagregada (bilateral), Bahmani-Oskooee e Brooks (1999) investigam a validade da Curva-J entre os Estados Unidos e seus seis parceiros (Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão e Reino Unido). De forma semelhante, Bahmani-Oskooee e Ratha (2004) investigam a hipótese da Curva-J para o fluxo de comércio entre os Estados Unidos e seus 18 principais parceiros. No primeiro trabalho, o período analisado foi entre 1973 a 1996 e o segundo foi de 1975 a 2000. Nos dois trabalhos os autores empregaram a abordagem de cointegração via modelos ARDL. No primeiro trabalho os autores concluem que não há evidências da existência do fenômeno da Curva-J para o fluxo de comércio dos Estados Unidos com os seus seis parceiros. Entretanto, em contraste com trabalhos anteriores (como os de ROSE e YELLEN (1989) e MARWAH e KLEIN (1996)), para o longo prazo os resultados evidenciaram que há uma relação entre desvalorização da moeda nacional e melhora do balanço comercial.

Em Bahmani-Oskooee e Ratha (2004), a investigação do fluxo comercial dos Estados Unidos com seus 18 principais parceiros, as conclusões quanto a análise de curto prazo são idênticas as de Bahmani-Oskooee e Brooks (1999), não encontram evidências do fenômeno da Curva-J para o fluxo como os 18 parceiros, e similares quanto ao longo prazo visto que encontraram para a maioria das relações bilaterais suporte para efeitos da variação cambial sobre o fluxo de comércio.

Para a mesma abordagem desagregada tratada anteriormente, Bahmani-Oskooee *et al.* (2006) analisaram o fluxo comercial entre o Reino Unido e seus vinte maiores parceiros comerciais. Bahmani-Oskooee e Goswami (2003) investigaram o fluxo de comércio entre o Japão e seus nove principais parceiros e Arora *et al.* (2003) estudaram o fluxo comercial da

Índia e seus sete principais parceiros. Estes estudos encontram suporte para a existência da Curva-J no curto prazo para apenas dois dos vinte casos analisados nos fluxos comerciais do Reino Unido e para o Japão em dois dos nove fluxos investigados (Japão como a Alemanha e Japão com a Itália). No caso do fluxo comercial da Índia, os autores não encontraram suporte para a existência da Curva-J. Com relação ao longo prazo, os autores concluíram que há evidências da relação positiva entre depreciação real da moeda nacional e balanço comercial em seis dos vinte fluxos bilateral do Reino Unido, em três dos nove casos para a análise do fluxo bilateral do Japão (Canadá, Reino Unido e Estados Unidos) e em quatro dos sete casos para a Índia (fluxo bilateral com a Alemanha, Austrália, Itália e Japão). Portanto, estes estudos evidenciam que a relação de longo prazo entre câmbio e balanço comercial é mais facilmente observada que a relação de curto prazo (hipótese da curva-J).

Com relação a economia brasileira, Neves e Lélis (2007) estimaram as elasticidades preço (câmbio real) e renda para as exportações dos 27 estados brasileiros para o período entre 1992 a 2004, usando dados em painel. Em termos agregados, os autores concluem que todos os estados apresentaram, exceto o estado de São Paulo, exportações inelásticas com respeito a preço e renda.

Marçal *et al.* (2009), analisaram a possível relação estável entre a taxa de câmbio real e saldo comercial para a economia brasileira entre o período de 1980 e 2004 via cointegração multivariada. Entre outras conclusões, os autores afirmam que “não há evidência de efeitos de curto prazo negativos nos moldes da Curva-J no saldo comercial” (MARÇAL *et al.*, 2009, p.3). Entretanto, eles concluíram que existe uma relação de longo prazo estável entre câmbio real e saldo comercial. Já Fligenspan (2009), estudou a evolução do saldo comercial brasileiro pela estimação das funções de importação e exportação para vários produtos industriais no período entre 1999 a 2005. O autor concluiu que o câmbio efetivo real não foi uma variável

relevante para explicar o valor das exportações, ocorrendo o oposto na explicação do valor das importações.

Nestes três trabalhos, o fato relevante é que os autores trataram o fluxo de comércio em termos do Brasil com os demais países do mundo, estando enquadradas, de certa forma, na abordagem de análise agregada, e, com isso apresentando possivelmente o problema de viés de agregação como salientado por Bahmani-Oskooee e Goswami (2006).

Diferentemente das abordagens empíricas dos trabalhos mencionados anteriormente, Teles (2005), partindo de uma modelagem teórica procurou estabelecer o tamanho da defasagem esperada de um choque cambial sobre as exportações, efeito Curva-J, para a economia brasileira entre julho de 1994 a dezembro de 2004. Uma conclusão importante do autor é que tal defasagem está diretamente relacionada com a taxa de juros da economia. Assim, uma elevação da taxa de juros tende a aumentar o período de efeitos negativos de uma depreciação cambial sobre as exportações.

Portanto, considerando a literatura referida, constatou-se que com relação a economia brasileira, grande parte dos trabalhos não analisa diretamente a relação entre câmbio e balanço comercial, mas sim indiretamente, através das elasticidades preço e renda. Neste sentido, o presente estudo se diferencia dos demais no sentido de estabelecer a dinâmica de curto e longo prazos da balança comercial brasileira frente a variações no câmbio, renda interna e renda externa.

3. Especificação do modelo e processo de estimação

O modelo teórico utilizado estabelece as relações entre as variáveis saldo do balanço comercial, taxa de câmbio real, nível de renda interna e renda externa. Neste trabalho, o fluxo de comércio externo do Brasil foi analisado através da agregação em quatro parceiros, a saber:

Estados Unidos, Mercosul, União Européia e Resto do Mundo. O modelo empregado neste artigo é similar ao proposto em Bahmani-Oskooee e Brooks (2006) e é dado por:

$$\ln SB_{jt} = \alpha + \beta_1 \ln PIB_{BRt} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln CR_{jt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde \ln é o logaritmo natural, SB_{jt} é o saldo do balanço comercial do Brasil com relação ao parceiro j no período t , PIB_{BRt} representa a renda interna real, PIB_{jt} a renda externa real e CR_{jt} a taxa de câmbio real, definida como o preço de uma unidade de moeda estrangeira em termos de unidades de moeda nacional, de forma que um aumento na taxa de câmbio real reflete uma depreciação da moeda nacional frente a moeda do parceiro comercial j .

Como a equação (1) está especificada em logaritmo natural e a variável SB_{jt} apresenta valores negativos em alguns períodos, trabalhou-se com a variável SB na forma da razão exportações sobre importações. Neste sentido, a variável resultante, $\ln SB_{jt}$, não é sensível a unidade de mensuração e reflete a evolução do balanço comercial em termos reais.

Com o intuito de tornar as variáveis PIB_{BR} , PIB_{jt} e CR_j invariantes às unidades de medidas, utilizou-se estas variáveis em termo de índices, todos com base 2005 = 100. Assim, para a renda interna real, PIB_{BR} , utilizou-se o índice de variação do PIB real trimestral brasileiro. Para a renda externa, quando na análise com o Mercosul empregou-se como *proxy* a variação real do PIB da Argentina. Na análise do fluxo de comércio com os Estados Unidos, a *proxy* usada para a renda externa foi a variação real do PIB deste país. Por fim, para a análise do fluxo de comércio com a União Européia e com o Resto do Mundo, utilizou-se a variação PIB real trimestral dos países do G7² ponderado pelo seu peso nas exportações brasileiras como *proxy* para a renda externa. Com relação a variável taxa real de câmbio, para o fluxo de comércio com o Mercosul, União Européia e Resto do Mundo foi utilizada a taxa

² A saber: Alemanha, Canadá, Estados Unidos, Itália, França, Japão, Reino Unido.

de câmbio real efetiva e para os Estados Unidos a taxa de câmbio real reais por unidade de moeda estrangeira, dólares americanos.

Por fim, as relações esperadas na equação (1) são: para o PIB_{BR}, um aumento do nível de renda interna tenderá a gerar maior volume de importações e conseqüentemente piora do balanço de comercial. Entretanto, como salienta Bahmani-Oskooee e Brooks (1999) se o aumento de renda interna é devido a um aumento na produção de bens substitutos de importação, as importações podem, ao invés de aumentar, cair. A análise inversa pode ser feita para a renda externa, de forma que o coeficiente β_2 da equação (1) pode ser positivo ou negativo. Com relação ao câmbio, espera-se um coeficiente positivo para β_3 , de forma que uma desvalorização real provoque uma melhora do balanço comercial (aumento das exportações e diminuição das importações).

O período de análise considerado foi entre o primeiro trimestre de 1990 e segundo trimestre de 2009, com informações trimestrais. As séries de PIB do Brasil, Argentina (Proxy para o PIB do Mercosul) e Países do G7, estão em índice e com base no ano de 2005 primeiro trimestre. As informações foram levantadas junto ao IBGE (s.d.) e IPEADATA (s.d.). Para a composição do índice do PIB G7 utilizou-se como peso a participação cada país nas exportações brasileiras no ano de 2006.

Com relação à taxa de câmbio, utilizou o índice de taxa de câmbio real efetiva, com base em 2005:1 = 100. Para a análise do fluxo de comércio com os Estados Unidos foi empregado o índice de taxa de câmbio real com média 2005 = 100, obtido de taxa de câmbio, R\$/US\$, comercial valor médio de venda corrigida pelos índice de preços por atacado do Brasil e Estados Unidos. Estas informações vieram do IPEADATA(s.d.). Por fim, para o saldo do balanço comercial empregou-se os valores FOB em dólares americanos corrente obtidos no sistema AliceWeb. Todas as variáveis estão em logaritmo natural.

Neste trabalho utilizou-se a abordagem do teste de fronteira de Pesaran *et al.* (2001) que se baseia em um estrutura autoregressiva de defasagens distribuídas - ARDL. Esta abordagem propõe uma forma alternativa para se testar a existência de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis sem, necessariamente, ter que se estabelecer a ordem de integração destas variáveis. A idéia central do teste é a de que, por meio da estimação de um modelo de representação dinâmica de correção dos erros, na forma de um teste F, é possível testar se os níveis defasados das variáveis em nível da equação (2) são conjuntamente diferentes de zero.

Assim, através da estatística F, usada para testar a significância das variáveis defasadas em uma regressão na primeira diferença, é possível construir dois conjuntos (extremos) assintóticos de valores críticos. Um conjunto (extremo superior) assume que todos os regressores são integrados de ordem um, I(1), e outro (extremo inferior) assume que não são integrados, I(0). Confirma-se o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis se ϕ_1 a ϕ_4 , na equação (2), forem conjuntamente diferentes de zero.

Neste sentido, Pesaran *et al.* (2001) partindo de um vetor auto-regressivo de ordem p (VAR(p)), chegaram ao seguinte modelo de correção de erros (ECM):

$$\Delta \ln SB_{jt} = a_0 + \phi_1 \ln SB_{t-1} + \phi_2 \ln PIB_{BRt-1} + \phi_3 \ln PIB_{jt-1} + \phi_4 \ln CR_{jt-1} + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta \ln SB_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta \ln PIB_{BRt-i} + \sum_{i=0}^n \varepsilon_i \Delta \ln PIB_{jt-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta \ln CR_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

Conforme os autores, o teste é para a falta de relação de longo prazo entre as variáveis. Assim, se o valor calculado da estatística F for menor ou maior do que os valores críticos inferiores e superiores (fronteira)³, respectivamente, uma conclusiva inferência pode ser tirada sem a necessidade de se conhecer a ordem de integração das variáveis envolvidas. Isto é, se o

³ As Tabelas CI.i a CI.v em PESARAN *et al.* (2001, p.300) provem dois conjuntos de valores críticos assintóticos para a estatística F cobrindo cinco especificações da equação (2). Um conjunto assume que a variável explicativa (ou conjunto de variáveis explicativas) é I(0) e outro assume que seja I(1).

valor do teste de hipótese conjunta, teste F, 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 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.

4. Resultados e discussões

Inicialmente, com o intuito de verificar a propriedade do método de abordagem proposto ao nosso conjunto de dados, foi feito o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Peron para verificação da ordem de integração das variáveis da equação (1). A extensão da defasagem utilizada seguiu o Critério de Informação de Akaike - AIC. Dada a existência de tendência determinística nas séries, os testes foram realizados para a especificação com constante e tendência e só constante. Os resultados estão reportados na Tabela 1.

A conclusão é que as variáveis câmbio real ($\ln CR$) e real efetivos ($\ln CRE$) são não estacionárias, tornando-se estacionárias com a primeira diferenciação, $I(1)$. Com relação as séries de PIB, para o Brasil ($\ln PIBBR$), G7 ($\ln PIBG7$) e USA ($\ln PIBUSA$) elas são $I(1)$, porém para a Argentina ($\ln PIBAR$) percebe-se que ele é $I(0)$. Por fim, para o saldo comercial do Brasil com relação ao Mercosul ($\ln SBM$), aos Estados Unidos ($\ln SBUSA$), a União Européia ($\ln SBUE$) e ao Resto do Mundo ($\ln SBRW$), observou-se que as séries $\ln SBM$, $\ln SBRW$ e $\ln SBRW$ são estacionárias, $I(0)$ e a série $\ln SBUSA$ estacionária na primeira diferença, $I(1)$.

Como então as variáveis apresentam diferentes ordens de integração, não seria possível utilizar a abordagem de cointegração de Johansen ou Engle e Granger (Enders, 1995) para se identificar o mecanismo de correção de erros (ECM). Portanto, estes resultados evidenciam que o método de abordagem escolhido é apropriado para se estabelecer a relação de longo prazo entre as variáveis da equação (1).

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária para as séries da equação 1

	ADF				Phillips-Peron			
	Constante		Constante e tendência		Constante		Constante e tendência	
	Nível	I(1)	Nível	I(1)	Nível	I(1)	Nível	I(1)
<i>lnCR</i>	-1,04	-7,3***	-	-	-1,23	-7,14***	-	-
<i>lnCRE</i>	-2,43	-6,4***	-	-	-2,06	-6,14***	-	-
<i>lnPIBAR</i>	-	-	-1,66	-3,36**	-	-	-3,78**	-
<i>lnPIBBR</i>	-	-	-3,05	-7,28***	-	-	-3,13	8,38***
<i>lnPIBG7</i>	-	-	-2,13	-4,15***	-	-	-1,06	-4,15***
<i>lnPIBUSA</i>	-	-	-1,66	-4,68***	-	-	-1,38	-4,68***
<i>lnSBM</i>	-2,28	-2,52	-	-	-2,61*	-	-	-
<i>lnSBRW</i>	-3,75***	-	-	-	3,6***	-	-	-
<i>lnSBUE</i>	-1,97	-9,7***	-	-	2,77*	-	-	-
<i>lnSBUSA</i>	-1,60	-3,68***	-	-	-2,03	-10,11***	-	-

Fonte: Cálculos do trabalho

Nota: (***), (**), (*) indicam significância com 99%, 95% e 90%, respectivamente. Utilizou-se o critério de AIC para a seleção das defasagens nas regressões.

Antes de verificar se as variáveis defasadas da equação 2 são cointegradas (primeiro passo na abordagem de Pesaran (2001)), verificou-se o número de defasagens impostas a cada variável em primeira diferença da equação 2. Isto porque, como salienta Bahmani-Oskooee e Brooks (1999) o resultado do teste de fronteira de Pesaran baseado em uma estrutura ARDL é influenciado pela ordem de defasagem imposta as variáveis em primeira diferença. Assim, procedeu-se a seleção da ordem de defasagem em uma estrutura de vetores auto regressivos - VAR tendo como variáveis endógenas as variáveis em primeira diferença e como exógenas uma constante e as variáveis defasadas em um período. Os resultados evidenciaram que pelo critério de seleção de AIC para as equações cuja variável dependente é *DlnSBM*, *DlnSBRW*,

DlnSBUE e DlnSBUSA a melhor ordem de defasagem que não apresenta correlação serial dos resíduos⁴ é 4, 7, 3 e 8, respectivamente.

De posse destes resultados, passou-se, portanto, para a primeira etapa da abordagem do teste de fronteira para verificar a existência de cointegração entre as variáveis saldo do balanço comercial, taxa de câmbio, renda interna e externa. Assim, estimando a equação 2 para o saldo da balança comercial brasileiro com o Mercosul, impondo 4 defasagens para as variáveis em primeira diferença, calculou-se o valor do teste F para a hipótese nula de $\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = 0$. O valor encontrado foi de 4,36, que é maior que o valor crítico de 4,35 para I(1) com 95% confiança (Tabela 2). Portanto, este resultado indica que existe uma relação de longo prazo (cointegração), para o período em questão, entre o saldo do balanço comercial brasileiro com o Mercosul, taxa de câmbio real efetiva, nível de renda interna e nível de renda externa.

Repetindo o mesmo procedimento para a análise do fluxo de comércio brasileiro com a União Européia, Estados Unidos e o Resto do Mundo, conclui-se que as variáveis do modelo cointegram para fluxo de comércio como os Estados Unidos e Resto do Mundo, pois 3,8 e 3,99 são maiores que o valor crítico de 3,77 para I(1), com 10% de nível de significância.

Entretanto, para a União Européia o teste é inconclusivo, não sendo possível afirmar que as variáveis cointegram ou não, visto que o valor do teste F calculado, 3,55, ficou entre os valores críticos para I(0) e I(1) para 5% e 10% de significância (Tabela 2). Neste caso específico, a utilização posterior do Modelo de Correção de Erros para verificar a dinâmica de curto prazo entre as variáveis do modelo, também possibilitou evidenciar a existência ou não

⁴ Aqui empregou-se o teste de Multiplicador de Lagrange para correlação serial dos resíduos com ordem de defasagem de 4 períodos para a autocorrelação, $\chi^2(4)$. Para as equações acima retratadas os valores obtidos são 6,17, 4,05, 2,29, e 6,21 com probabilidade para hipótese nula de não autocorrelação de 19%, 40%, 68% e 18%, respectivamente.

da relação de longo prazo entre as variáveis (cointegração), como salienta Banerjee *et al* (1998).

Tabela 2 – Teste F para a cointegração entre as variáveis da equação 1

	Defasagens	Estatística F calculada
lnSBM	4	4,36**
lnSBUE	3	3,55
lnSBUSA	8	3,8*
lnSBRW	7	3,99*

Fonte: Cálculos do trabalho

Nota: (**), (*) indicam significância de 5% e 10%, respectivamente, para a não aceitação da hipótese de não cointegração. Os intervalos dos valores críticos para a Estatística F para I(0) e I(1) são 2,72 a 3,77 e 3,23 a 4,35 para 5% e 10% de significância (PEASARAN *et al*, 2001, p. 300 Tabela CI(iii))

Uma vez estabelecido a existência ou não da relação de longo prazo entre as variáveis da equação 2, procedeu-se a segunda etapa de estimação, que visa estabelecer a dinâmica de curto prazo das variáveis do modelo (Modelo de Correção de Erro). Para a escolha da ordem dos modelos ARDL utilizou-se o maior valor do R^2 baseado no Critério de Informação de Akaike - AIC, e Critério Bayesiano de Schwartz - SBC, respeitando a ordem máxima de defasagem das variáveis em primeira diferença estabelecida na Tabela 2. Assim, a representação dos modelos de correção de erros retratados na Tabela 3, é baseada em uma estrutura ARDL(3, 1, 2, 4)⁵, ARDL(3, 0, 3, 2)⁶, ARDL(8, 1, 8, 0)⁷, ARDL(4, 0, 7, 0)⁸ para o saldo da balança comercial brasileira como o Mercosul, com a União Européia, com os Estados Unidos e com o Resto do Mundo, respectivamente. Para economizar espaço, não

⁵ O modelo estimado do modelo ARDL (3, 1, 2, 4) apresentou a seguinte qualidade de ajustamento: R2 ajustado = 0,878; Multiplicador de Lagrange par acorrelação serial dos resíduos, $\chi^2(12)=18,085$ [0,113]; teste RESET de Ramsey para a forma funcional, $\chi^2(1)=0,286$ [0,593] e heterocedasticidade, $\chi^2(1)=0,006$ [0,936].

⁶ O modelo estimado do modelo ARDL (3, 0, 3, 2) apresentou a seguinte qualidade de ajustamento: R2 ajustado = 0,840; Multiplicador de Lagrange par acorrelação serial dos resíduos, $\chi^2(12) = 19,813$ [0,071]; teste RESET de Ramsey para a forma funcional, $\chi^2(1) = 0,031$ [0,861] e heterocedasticidade, $\chi^2(1) = 0,682$ [0,409].

⁷ O modelo estimado do modelo ARDL (8,1,8,0) apresentou a seguinte qualidade de ajustamento: R2 ajustado = 0,919; Multiplicador de Lagrange par acorrelação serial dos resíduos, $\chi^2(12) = 16,917$ [0,153]; teste RESET de Ramsey para a forma funcional, $\chi^2(1) = 0,055$ [0,815] e heterocedasticidade, $\chi^2(1) = 0,417$ [0,518].

⁸ O modelo estimado do modelo ARDL (4, 0, 7,0) apresentou a seguinte qualidade de ajustamento: R2 ajustado = 0,782; Multiplicador de Lagrange par acorrelação serial dos resíduos, $\chi^2(12) = 10,964$ [0,532]; teste RESET de Ramsey para a forma funcional, $\chi^2(1) = 1,505$ [0,220] e heterocedasticidade, $\chi^2(1) = 0,931$ [0,335].

foram reportados na Tabela 3 os coeficientes referentes as defasagens do saldo da balança de pagamentos com os blocos, lnSBM, lnSBUE, lnSBUSA, lnSBRW.

Os resultados evidenciam que para o Mercosul e Estados Unidos, o coeficiente do termo de correção de erro apresentou o sinal esperado e foram estatisticamente significativos. Estes resultados ratificam os encontrados no teste F, ou seja, a existência de cointegração entre as variáveis que compõem a equação 1 (TABELA 3).

Por outro lado, para o fluxo de comércio entre a União Européia e o Resto do Mundo o modelo de correção de erros não confirma a existência de cointegração entre as variáveis. Com relação ao fluxo de comércio com a União Européia, tal resultado era esperado visto que o teste F, Tabela 2, mostrou-se inconclusivo. O resultado não esperado foi o do fluxo de comércio com o Resto do Mundo, visto que para o teste F com nível de significância de 10% foi confirmado a cointegração entre as variáveis. Neste caso, baseado em Banerjee *et al* (1998) considerou-se que não há cointegração entre as variáveis.

Estes resultados estão de acordo com os trabalhos empíricos que afirmam que a constatação da relação de longo prazo entre as variáveis retratadas na equação 1 são melhor observadas para as relações bilaterais do que para relações multilaterais (que no presente estudo é o caso do Resto do Mundo). A justificativa é que não são encontradas boas *proxys* para variáveis como câmbio e renda do parceiro externo quando se analisa o fluxo de comércio, considerando um conjunto muito grande ou dispare de parceiros (BAHMANI-OSKOOEE *et al.* (2006)).

Como os resultados evidenciaram a não cointegração entre as variáveis saldo do balanço comercial, câmbio, renda interna e externa para a análise com a União Européia e Resto do Mundo, no restante do trabalho o enfoque foi sobre os fluxos de comércio com o Mercosul e Estados Unidos.

Tabela 3 – Mecanismo de Correção de Erros para o saldo da balança comercial do Brasil com seus parceiros

	Mercosul	União Européia	Estados Unidos	Resto do Mundo
dlnCRE	0,676*** (3,062)	0,237 (1,111)	-	0,493*** (0,167)
dlnCR	-	-	0,005 (0,024)	-
dlnPIBBR	- 0,536 (-0,614)	- 1,552 (-1,415)	1,032 (0,852)	- 0,107 (-0,095)
dlnPIBBR _{t-1}	-3,653*** (-4,092)	-3,660*** (-3,237)	- 1,002 (-0,888)	- 5,231*** (-5,262)
dlnPIBBR _{t-2}	-	-1,999* (-1,783)	0,404 (0,364)	- 1,259 (-1,161)
dlnPIBBR _{t-3}	-	-	- 1,261 (-1,054)	- 2,445** (-2,093)
dlnPIBBR _{t-4}	-	-	- 2,050* (-1,740)	- 0,209 (-0,192)
dlnPIBBR _{t-5}	-	-	- 0,275 (-0,255)	1,258 (1,416)
dlnPIBBR _{t-6}	-	-	- 3,557*** (-3,579)	2,2069** (2,481)
dlnPIBBR _{t-7}	-	-	- 1,720 ** (-1,611)	-
dlnPIBAR	2,333*** (6,159)	-	-	-
dlnPIBAR _{t-1}	2,551*** (6,719)	-	-	-
dlnPIBAR _{t-2}	1,689*** (4,413)	-	-	-
dlnPIBAR _{t-3}	1,944*** (5,33)	-	-	-
dlnPIBG7	-	-0,935 (-0,212)	-	- 0,943 (-1,394)
dlnPIBG7 _{t-1}	-	12,457** (2,505)	-	-
dlnPIBUSA	-	-	1,926** (2,556)	-
Dconst	- 2,612* (-2,008)	- 3,047* (-1,938)	- 1,227 (-1,425)	- 3,889** (-3,243)
ECM _{t-1}	- 0,177*** (-2,981)	0,013 (0,176)	- 0,107** (-2,156)	0,745 (0,924)

Fonte: Cálculos do trabalho

Nota: (***), (**), (*) indicam nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente; o número dentro dos parênteses abaixo do coeficiente é o valor da estatística t.

Com relação à análise da dinâmica de curto prazo do ECM (TABELA 3), conclui-se que para a variável câmbio real o comportamento do fenômeno da Curva J (coeficiente negativo para câmbio seguido por positivo) não se verificou para os fluxos de comércio brasileiro com o Mercosul e com os Estados Unidos. Os coeficientes foram positivos, porém estatisticamente significativos apenas o Mercosul. Este fato não evidenciou então

nenhum padrão que caracterizasse a Curva J, apresentam apenas efeitos contemporâneos no modelo ECM.

Para as variáveis renda interna e renda externa, para o fluxo comercial com o Mercosul, os sinais foram de acordo com o esperado: negativo para o renda interna ($dlnPIBBR$), e positivo para a renda externa ($dlnPIBAR$). Para $dlnPIBBR$ o coeficiente estatisticamente significativo foi o defasado em um período para a variável na primeira diferença. Assim, a renda interna com defasagens de até dois períodos tem impacto no saldo do balanço comercial do Brasil com os Mercosul. Já renda externa ($dlnPIBAR$), apresentou coeficientes estatisticamente significativos para todos os quatro períodos de defasagem, evidenciando que a variação do PIB argentino gera impactos de memória mais longa sobre o saldo do balanço comercial que o PIB brasileiro (TABELA 3).

Desenvolvendo a mesma análise para o fluxo comercial entre o Brasil e os Estados Unidos, a renda interna ($dlnPIBBR$), e externa ($dlnPIBUSA$) apresentaram sinais dos coeficientes esperados e significância estatísticas para as defasagens 4, 6 e 7 na renda interna e contemporâneo para a externa (TABELA 3).

Com relação ao efeito de longo prazo de uma variação cambial, constata-se que os coeficientes de longo prazo estimados para fluxo de comércio com o Mercosul e Estados Unidos são estatisticamente significativos e apresentam sinal positivo, como esperado pela teoria (TABELA 4). Portanto, uma desvalorização real tem um impacto favorável no balanço comercial brasileiro com respeito aos parceiros em questão. Estes resultados evidenciam que a variável câmbio real responde de maneira diferente no curto e longo prazo para balanço comercial com os Estados Unidos. No curto prazo, o câmbio real não influencia o fluxo de comércio com os Estados Unidos. Para o Mercosul, a influência do câmbio real dá-se de maneira similar no curto e longo prazo, isto é, tem efeito favorável sobre o fluxo comércio. Nestes dois casos, no longo prazo, observou-se que o balanço comercial responde de maneira elástica as variações no câmbio real.

Para as variáveis renda interna e externa, constata-se que apenas para os Estados Unidos elas são estatisticamente significativas e apresentam o sinal esperado. Assim, para o Mercosul, o balanço comercial responde de maneira diferente entre curto e longo prazo. Por fim, a significância estatística do intercepto para a estimativa dos coeficientes de longo prazo do fluxo de comércio com o Mercosul, pode ser interpretada como um indicador de importância das outras variáveis que não as explicitadas no modelo, como mudanças institucionais, infra-estrutura, e outros fatores.

Tabela 4. Estimativa do coeficiente de longo prazo para o fluxo comercial do Brasil com o Mercosul, e os Estados

	Constante	lnCR	lnCRE	lnPIBBR	lnPIBbloco
Mercosul	-14,710*		1,910*	3,130	-1,897
ARDL(3,1,2,4)	(-1,818)		(1,937)	(1,616)	(-1,085)
Estados Unidos	- 11,405	3,956*		- 15,967*	17,888**
ARDL(8,1,8,0)	(-1,144)	(1,713)		(-1,752)	(2,013)

Fonte: Cálculos do Trabalho.

Nota: (**), (*) indicam nível de significância estatística de 5% e 10%, respectivamente; o número dentro dos parênteses abaixo do coeficiente é o valor da estatística t.

5. Considerações finais

Este artigo investigou a dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira em termos da validade da hipótese da Curva-J e da condição de Marshall-Lerner através da análise bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos, Mercosul, União Européia e Resto do Mundo, para o período entre o primeiro trimestre de 1990 e segundo trimestre de 2009. Para tanto, empregou-se a abordagem de cointegração via modelo auto-regressivo de defasagem distribuída - ARDL e modelo de correções de erros – MCE como proposto em Pesaran *et al.* (2001).

Com relação com à análise da dinâmica de curto prazo conclui-se que, para a variável câmbio real, o esperado comportamento do fenômeno da Curva J não se verificou para os fluxos de comércio brasileiro com o Mercosul e com os Estados Unidos.

Para os fluxos comerciais com a União Européia e Resto do Mundo não foram realizadas as análises de curto e longo prazos, pois as variáveis saldo do balanço de pagamento, câmbio real e renda interna e externa não cointegraram. Estes últimos resultados estão de acordo com a literatura quando se afirma que, para análises muito agregadas, como as realizadas para União Européia e Resto do Mundo, fica difícil o emprego de boas *proxy* para renda e câmbio real efetivo incorrendo assim no que se pode chamar de viés de agregação da análise.

Para as variáveis renda interna e renda externa, no fluxo comercial com o Mercosul os sinais foram de acordo com o esperado, negativo para o renda interna e positivo para a renda externa. Verificou-se que para renda interna as defasagens de até dois períodos têm impacto no saldo do balanço comercial do Brasil com os Mercosul. Já no que diz respeito à renda externa, conclui-se que a variação do PIB argentino gera impactos de memória mais longa sobre o saldo do balanço comercial que o PIB brasileiro.

Para o fluxo comercial entre o Brasil e os Estados Unidos, a renda interna e externa, apresentaram sinais dos coeficientes esperados e significância estatísticas para as defasagens de tempo mais longa na renda interna e contemporâneo para a externa.

Com relação ao efeito de longo prazo de uma variação cambial, ou seja, validade da condição de Marshall-Lerner, constata-se que os coeficientes de longo prazo estimados para fluxo de comércio com o Mercosul e Estados Unidos são estatisticamente significativos e apresentam sinal positivo, como esperado pela teoria. Nestes dois casos, no longo prazo observou-se o balanço de comercial brasileiro responde de maneira elástica as variações no câmbio real.

Outra evidência foi que apenas para os Estados Unidos as variáveis renda interna e externa são estatisticamente significativas e apresentam o sinal esperado. Por fim, a significância estatística do intercepto para estimativa dos coeficientes de longo prazo do fluxo de comércio com o Mercosul, pode ser interpretado como um indicador de importâncias das

outras variáveis que não as explicitadas no modelo, como mudanças institucionais, infraestrutura, e outros fatores.

6. Referências

ARORA, S.; BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G. Bilateral J-curve between India and her trading partners. *Applied Economics*, v.35. n.9, p. 1037-1042, June, 2003.

BACHETTA, P.; GERLACH, S. Sticky import prices and J-curves. *Economics Letters* 44, p. 281-285, 1994.

BANERJEE, A.; DOLADO, J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism test for cointegration in single-equation framework. *Journal of Time Series Analysis*, v. 19, p. 267-283, 1998.

BACKUS, D.; KEHOE, P. J.; KYDLAND, F. E. Dynamics of the trade balance and the terms of trade: the J-curve? *American Economic Review* 84, p. 84-103, 1994.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; BROOKS, T. J. Bilateral J-curve between the U.S. and her trading partners. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v.135, n. 1, p. 156-165, 1999.

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.; RATHA, A. The J-Curve dynamics of U.S. bilateral trades. *Journal of Economics and Finance*, v.28. n1, p. 32-38, 2004.

BOYD, D.; CAPORALE, G. M.; SMITH, R. Real exchange rate effects on the balance of trade: cointegration and the Marshall-Lerner Condition. *International Journal of Finance and Economics*, v.6, p. 187-2000, 2001.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, Inc, 1995.

FLIGENSPAN, F. B. *O comércio externo da indústria brasileira no período 1999-2005*. Tese de Doutorado (Economia). Porto Alegre: PPGE/Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, 2009.

IPEA. Ipeadata. s. d. Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>.

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

MARÇAL, E. F.; MONTEIRO, W. O.; NISHIJIMA, M. Saldo comerciais e taxa de câmbio real: uma nova análise do caso brasileiro. *Economia*, v. 11, p. 1-20, 2009.

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

NEVES, A. C. P. das; LÉLIS, M. T. C. Exportações estaduais no Brasil: estimativas para as elasticidades preço e renda. *Revista de Economia Política*, v. 27, n. 2, p. 301-319, abril/junho, 2007.

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

SECEX/MDIC. *Balança comercial brasileira: dados consolidados*. Brasília: MIDC, setembro, 2009.

ROSE, A. K.; YELLEN, J. L. Is there a J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, v. 24, p. 53-68, 1989.

TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. *Revista Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 415-426, Setembro. 2005.