



AgEcon SEARCH

RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural

**PAULO ROBERTO SCALCO; HENRIQUE DUARTE CARVALHO; ANTÔNIO
CARVALHO CAMPOS;**

UFV

VIÇOSA - MG - BRASIL

**EFEITOS DE CURTO E LONGO PRAZOS DE CHOQUES NA TAXA DE
CÂMBIO REAL SOBRE O SALDO DA BALANÇA COMERCIAL
AGROPECUÁRIA BRASILEIRA**

Paulo Roberto Scalco¹
Henrique Duarte Carvalho²
Antonio Carvalho Campos³

RESUMO: O objetivo deste trabalho é analisar os efeitos de longo e curto prazos de choques na taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial agropecuária brasileira. O procedimento metodológico empregado foi a análise multivariada descrita em Johansen (1988 e 1991) *apud* Hamilton (1994). Os resultados indicam que existe uma relação de longo prazo entre a depreciação na taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial. Verifica-se que, no longo prazo, um aumento de 1,0 % da taxa de câmbio leva a uma expansão de 2,10 % no saldo da balança comercial. Esse resultado está consistente com a condição de Marshall-Lerner que afirma: no longo prazo, o efeito volume deve superar o efeito preço, promovendo, assim, um aumento no saldo da balança comercial. Entretanto, no curto prazo, rejeita-se a hipótese de existência da Curva J, em que o saldo da balança comercial pioraria num primeiro instante, e, apenas, melhoraria depois de transcorrido um determinado tempo. Assim, pode-se concluir que depreciações na taxa de câmbio real que visem aumentar as exportações do setor agropecuário brasileiro, seriam bem sucedidas sob o ponto de vista de que não afetariam negativamente o saldo da balança comercial no curto prazo.

Rio Branco – Acre, 20 a 23 de julho de 2008
Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural

¹ Doutorando em Economia Aplicada, Univ. Federal de Viçosa. E-mail: pauloscalco@yahoo.com.br

² Doutorando em Economia Aplicada, Univ. Federal de Viçosa. E-mail: henrique.carvalho@funcesi.br

³ Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV), e-mail: accampos@ufv.br

Palavras Chave: Condição de Marshall-Lerner, Curva J, taxa de câmbio, balança comercial, setor agropecuário.

ABSTRACT: The objective of this study is to analyze short and long run effects of changes in the real exchange rate on the trade balance of the Brazilian agricultural sector. The methodological procedures involves the multivariate analysis as described in Johansen (1988 e 1991) *apud* Hamilton (1994). The results indicate that exist a positive long run relationship between depreciation of the Brazilian real exchange rate and the agricultural trade balance. In the long run, a depreciation of one percent in the real exchange rate increases the agricultural trade balance in 2.10 %. This result is consistent with the Marshall-Lerner condition which states that the volume effect must overcome the price effect in the long run, promoting in this way an improvement in the agricultural trade balance. However, in the short run, the existence of the J-Curve is rejected, i.e., the agricultural trade balance does not decline just following the depreciation and only would improve after some period of time. Thus, the conclusion is that depreciation of real exchange rate would be successful in order to increase Brazilian agricultural exports under the view that this change would not reduce the agricultural trade balance in the short run.

Key words: Marshall-Lerner condition, J-Curve, exchange rate, trade balance, agricultural sector

1. INTRODUÇÃO

Em face da instabilidade macroeconômica vivida nos anos 1980 e início dos anos 1990, o país passou por períodos distintos e alterações significativas em suas políticas monetária, fiscal e cambial. Segundo Kannebley (2002), essas alterações estavam associadas, de modo mais ou menos direto, ao objetivo maior de estabilização da inflação e manutenção do equilíbrio externo da economia, compreendendo mudanças de regimes cambiais e regras de condução e administração das taxas de câmbio e dos mercados cambiais.

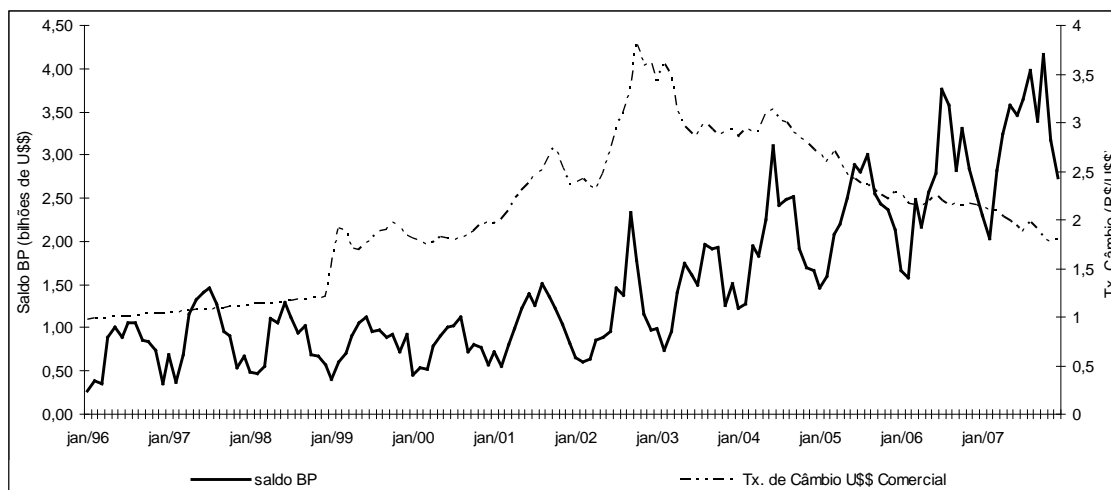
A partir de 1995, atingida a estabilização dos preços com a implementação do Plano Real, foi introduzido o regime de bandas cambiais com o objetivo de incrementar a credibilidade da política cambial, por meio da adoção de medidas que implicavam maior estabilidade da taxa de câmbio real e o padrão de variação da taxa nominal de câmbio. Em janeiro de 1999, a manutenção deste regime cambial tornou-se insustentável, levando o governo a adotar um regime de taxas de câmbio flexíveis, o que produziu uma sensível depreciação nas taxas de câmbio nominal e real.

Especificamente no setor agropecuário, verifica-se que o setor foi penalizado pela predominância de uma taxa de cambio valorizada, na maior parte do período de adoção das bandas. Essa valorização pré-determinada reduziu a competitividade do setor frente ao mercado mundial e comprometeu significativamente a capacidade exportadora (Figura 1), que mostra o saldo comercial do setor agropecuário⁴. A partir de 1999, entretanto, percebe-se que com a flexibilização do mercado cambial, ocorre uma

⁴ Produtos que compõem o setor agropecuário segundo o Ministério da Agricultura compreendem os capítulos 1 a 24 da NCM com exceção do cap. 3.

abrupta depreciação das taxas de câmbio nominal e real e, conseqüentemente, ocorre uma melhora do saldo comercial do setor agropecuário.

Observando a Figura 1 atentamente, verifica-se que logo após o primeiro choque cambial, em janeiro de 1999, o saldo comercial piora num primeiro momento e, logo após um período de tempo, apresenta resultados positivos. Além disso, verifica-se novamente este fenômeno no topo histórico da depreciação da taxa de câmbio em outubro de 2002.



Fonte: ALICEWEB / MDIC

Figura 1 – Saldo da balança comercial (bilhões de US\$) e taxa de câmbio comercial (R\$/US\$) – jan/96 à dez/07.

Teoricamente, este fenômeno ocorre devido ao lento ajuste nas quantidades demandadas e ofertadas às mudanças nos preços relativos. Assim, uma depreciação cambial inicialmente significaria exportações mais baratas e importações mais caras, fazendo com que o saldo da balança comercial piorasse. Depois de um tempo, o volume das exportações iriam aumentar por causa de seus preços mais baixos a compradores estrangeiros e consumidores domésticos comprariam menos produtos importados, agora mais caros. Assim, a balança comercial iria melhorar. (MOURA et al. 2005).

Estes efeitos dão origem a uma curva no formato de J, conhecida na literatura como *J-Curve*. Como discutido anteriormente, o primeiro estágio, período da desvalorização/depreciação, ocorre a piora da balança comercial e, logo após, inicia-se um processo de recuperação até que ultrapassa o ponto inicial. Segundo Yazici (2006), este comportamento é principalmente causado por respostas defasadas às mudanças na taxa de câmbio dos fluxos reais. No período da desvalorização/depreciação, as quantidades de exportações e importações são usualmente pré-determinadas por contratos feitos em períodos anteriores. Os volumes, portanto, responderão às mudanças na taxa de câmbio somente quando novos contratos são feitos, cujos efeitos são observados algum tempo depois da desvalorização/depreciação.

Muitos estudos têm estimado os efeitos de uma mudança na taxa de câmbio real sobre a balança comercial e confirmado a existência da *J-Curve*. Carter et al. (1989) encontraram indícios empíricos da existência do primeiro segmento da *J-Curve* para a balança comercial do setor agrícola americano. Doroodian et al. (1999) estimaram a *J-Curve* para comércio agrícola e industrial dos EUA, seus resultados confirmam a existência do efeito para o setor agrícola, porém não para bens manufaturados. Kamoto (2006) estudou os efeitos da *J-Curve* para Malawi e África do Sul, seus resultados indicaram a existência da *J-Curve* apenas para África do Sul. Ardalani et al. (2007)

investigaram existência da *J-Curve* em nível industrial nos EUA desagregando os dados ao nível de 66 indústrias, das quais apenas seis apresentaram indícios empíricos confirmando a existência do efeito *J-Curve*. Entretanto, Ahmad et al. (2004), ao estudar o comércio bilateral da China com países do G-7 não encontrou indícios de uma resposta negativa de curto-prazo que caracterizasse a *J-Curve*. Yazici (2006) chegou a mesma conclusão ao estudar o efeito da *J-Curve* no setor agrícola da Turquia. No Brasil, Moura et al. 2005 estimaram os efeitos da *J-Curve* para dados agregados da balança comercial, como nos estudos anteriores, os autores descartaram a existência do efeito *J-Curve* para balança comercial brasileira.

Neste sentido, o propósito deste trabalho é estimar, através de uma abordagem de cointegração, os efeitos de curto e longo prazo de mudanças cambiais sobre a balança comercial do setor agropecuário brasileiro e testar a existência de efeitos da *J-Curve*.

O restante do estudo está dividido em cinco seções. A seção dois apresenta o modelo teórico. Nas seções três e quatro são apresentados a metodologia, dados e procedimentos utilizados. Na seção cinco são apresentados os resultados e, por fim, na seção seis concluí-se o estudo.

2. MODELO TEÓRICO

Para o presente estudo, utilizou-se um modelo de substitutos imperfeitos empregado por Kamoto (2006) e desenvolvido originalmente por Goldestein et al. (1985), em que a balança comercial abrange somente as mercadorias exportadas e importadas. Renda doméstica e preços das importações são os principais determinantes da demanda de bens importados. Assim, essa relação pode ser expressa como,

$$M_d = M_d(Y, P_m, P_d) \quad (1)$$

onde: M_d é a demanda de importações domésticas, Y é a renda doméstica, P_m é o preço pago em moeda doméstica e P_d é o nível de preço geral no país doméstico. Similarmente, a oferta de bens produzidos domesticamente (equivalente à demanda de exportações do estrangeiro) ao resto do mundo é expressa como,

$$X_d = X_d(Y^*, P_x, E, P_f) \quad (2)$$

onde: X_d é a quantidade de bens exportados ao resto do mundo, Y^* é a renda externa, P_x é o preço pago em moeda estrangeira por importadores domésticos, P_f é o nível de preço geral no país estrangeiro e E é a taxa de câmbio nominal, definida como o número de unidades de moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira. A suposição chave nas equações (1) e (2) é que as elasticidades-renda tanto doméstica quanto do estrangeiro são positivas, enquanto a própria elasticidade preço é negativa. Neste modelo a variável demanda é representada pela renda corrente e não pela renda transitória ou permanente. Esta condição feita por economistas assume homogeneidade da função de demanda. Como resultado, consumidores fazem suas decisões baseados em valores reais ao contrário de valores nominais (ilusão monetária). Em decorrência ao efeito da suposição de homogeneidade, os lados direitos das equações (1) e (2) são divididos por seus respectivos preços e deriva-se a seguinte equação:

$$M_d = M_d(Y_r, RP_m) \quad (3)$$

onde: Y_r é a renda real doméstica e RP_m é o preço relativo das importações; e

$$X_d = X_d(Y_r^*, RP_x) \quad (4)$$

onde: Y_r^* é a renda real do estrangeiro e RP_x é o preço relativo das exportações. Quando o preço em moeda estrangeira das exportações do estrangeiro P_x é ajustado pela taxa de câmbio, isto é equivalente ao preço relativo das importações, assim têm-se a seguinte equação,

$$RP_m = \frac{P_m}{P_d} = \frac{EP_x^*}{P_d} = \frac{EP_f}{P_d} \frac{P_x^*}{P_f} = QP_x^* \quad (5)$$

onde: P_x^* é o preço real, em moeda estrangeira, das exportações e Q é a taxa real de câmbio, nesta formulação, um aumento em Q está associado com uma depreciação da moeda doméstica. Uma vez que exportações são importações do estrangeiro e o corolário é verdadeiro, a demanda de importações domésticas é equivalente a oferta de exportações do estrangeiro e a oferta de exportações domésticas é equivalente a demanda de importações do estrangeiros, assim:

$$M_d = X_s^*, X_d = M_s^* \quad (6)$$

onde: X_s^* e M_s^* são, oferta de exportações do estrangeiro e oferta de importações do estrangeiro, respectivamente. Dessa forma, deriva-se a equação de longo-prazo para a balança comercial como:

$$TB = P_x^* X_d - QM_d \quad (7)$$

Assim a balança comercial (TB) é a diferença entre o valor das exportações e importações. Um valor negativo na balança comercial implica num déficit comercial e está associado ao aumento no valor das importações relativo às exportações. A interação das variáveis na equação (7) resulta na seguinte forma reduzida da equação em valores reais,

$$TB = TB(Y, Y^*, Q), \frac{\partial TB}{\partial Y} < 0, \frac{\partial TB}{\partial Y^*} > 0, \frac{\partial TB}{\partial Q} > 0 \quad (8)$$

A equação acima é a função keynesiana tradicional para a balança comercial onde, renda doméstica real, renda real do estrangeiro e a taxa de câmbio real são os principais determinantes das exportações líquidas.

3. METODOLOGIA

Na equação (7) definiu-se a balança comercial como a diferença entre o valor das exportações e importações. Neste estudo, a balança comercial do setor agropecuário é definida como a razão das exportações (X) e importações (M) do setor. Este estudo utiliza a forma reduzida da equação de Grupta-Kapoor et al. (1999) para investigar a

existência da *J-Curve* utilizando variáveis reais. Dessa forma, a balança comercial é uma função da renda doméstica, renda do estrangeiro e taxa de câmbio. Este estudo analisa o efeito de choques na taxa de câmbio real sobre o comércio agropecuário comparado ao resto do mundo. Assim o modelo empírico usado neste estudo é:

$$\ln(X/M) = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln Y^* + \beta_3 \ln TCR + \varepsilon \quad (9)$$

onde: $\ln(X/M)$ é o logaritmo natural da razão X/M , $\ln Y$ é o logaritmo natural da renda doméstica real, $\ln Y^*$ é o logaritmo natural da renda do estrangeiro, $\ln RER$ é o logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva, $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ e β_3 são os parâmetro a serem estimados e ε é o termo de erro (i.i.d.).

As variáveis obtidas para o período mensal foram: exportações e importações do setor agropecuário, Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, total das importações mundiais (proxy para renda do estrangeiro) e taxa de cambio real. Destaca-se que todas as variáveis estão medidas em US\$ e a taxa de câmbio real em R\$/US\$.

O procedimento metodológico empregado foi o procedimento multivariado de Johansen (1988 e 1991) *apud* Hamilton (1994) de co-interação. Segundo o método; do ponto de vista econômico, quando duas ou mais séries estão co-integradas as mesmas se movem conjuntamente no tempo e suas diferenças são estáveis (estacionárias), mesmo quando cada série em particular tenha uma tendência estocástica e seja, portanto, não estacionária. A co-integração reflete a presença de um equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema econômico converge a este equilíbrio.

Do ponto de vista econométrico, duas ou mais séries temporais que são não estacionárias, por exemplo, são $I(1)$, estão co-integradas se existe uma combinação linear que seja estacionária de ordem $I(0)$. O vetor de coeficientes que cria esta série estacionária é o vetor de co-integração. Assim, o primeiro passo no método é testar se todas as séries utilizadas são integradas de mesma ordem, ou seja, se todas são $I(1)$.

O procedimento adotado é sugerido por Doldado et al. (1990) *apud* Enders (1995). O teste consiste em utilizar o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), para verificar se as séries possuem raiz unitária ou não. Observando as séries, verifica-se que a série do logaritmo da balança comercial (X/M) pode apresentar componentes sazonais e as séries do logaritmo da taxa de cambio real (RER) e renda do estrangeiro (Y^*) podem conter quebras estruturais em suas séries. Essas características tornam-se importantes, pois sua presença interfere negativamente no poder do teste ao invalidar as pressuposições assumidas sobre o termo de erro (MADDALA et al. 1998). Assim, adotou-se também os testes de HEGY (para verificar a presença de raízes unitárias sazonais) e o procedimento sugerido por Lanne et al. (2000) *apud* Lütkepohl et al. (2004) para o teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural.

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária para variáveis $\ln(X/M)$, $\ln(RER)$, $\ln(Y)$, $\ln(Y^*)$ e suas primeiras diferenças.

Variáveis	Testes ADF			Teste HEGY			Quebra Estrutural
	τ_τ (p-value)	τ_μ (p-value)	τ (p-value)	π_1 (val. Crítico)	π_2 (val. Crítico)	F34 (val. Crítico)	Teste estatístico
$\ln(X/M)$	-4,1715 (0,006)			1,0957 (-3,35)	1,3942 (-2,81)	6,8086 (6,35)	

ln(RER)	-0,6749 (0,972)	-1,5158 (0,522)	-0,1479 (0,630)				-1,3757
ln(Y)	-1,4605 (0,838)	-1,9190 (0,322)	1,7198 (0,979)				
ln(Y*)	-1,8551 (0,671)	0,5286 (0,987)	1,2689 (0,947)				1,8383
D(ln(X/M))	-8,3559 (0,000)			-2,9365 (-1,93)	-2,2477 (-1,94)	4,2096 (3,07)	
D(ln(RER))	-8,3304 (0,000)						-4,6902
D(ln(Y))	-9,6199 (0,000)						
D(ln(Y*))	-2,6314 (0,267)	-1,7951 (0,381)	-1,3179 (0,1727)				-5,2334
Valor crítico	-3,444	-2,883	-1,943	*	*	*	-2,88

Fonte: Resultados da pesquisa

Por meio da Tabela 1, verifica-se que todas as séries em nível possuem raiz unitária. Embora o teste ADF para série ln (X/M) tenha sido significativo ao nível de significância de 5%, rejeitando a hipótese nula e assumindo que a série não possuía raiz unitária, este teste foi desqualificado ao realizar o mesmo procedimento com o teste de HEGY, cujo resultado indica que a série não só possui uma raiz unitária não sazonal como também uma raiz unitária sazonal (semestral). Além disso, os testes de raiz unitária sob condição de quebra estrutural confirmaram os resultados do ADF para as séries ln(RER) e ln(Y*). Para as séries em primeira diferença, os resultados da Tabela 1 indicam que todas são estacionárias ao nível de 5%, novamente utilizou-se os testes de HEGY e quebra estrutural para confirmar a robustez dos resultados. Embora o teste ADF para primeira diferença da série ln(Y*) tenha indicado a presença de raiz unitária, o teste de raiz unitária considerando a quebra estrutural rejeita a hipótese de existência de raiz unitária. Assim, pode-se concluir que todas as séries são integradas de ordem I(1) podendo ser empregado o método de Johansen (1988 e 1991) *apud* Hamilton (1994) proposto no trabalho.

4. RESULTADOS

O enfoque de co-integração de Johansen (1988 e 1991) é aplicado a um sistema de equações, este método é baseado em modelos VAR (vetores auto-regressivos), é caracterizado como um teste de máxima verossimilhança que requer grandes volumes de dados e prova a existência de vetores de co-integração múltiplos entre as variáveis mediante à prova do Traço e do Máximo Valor Característico (Tabela 2).

Na estimativa dos vetores de co-integração é importante selecionar uma defasagem ótima que irá gerar resíduos do tipo ruído branco (White Noise). Esta etapa é muito importante na análise uma vez que as defasagens exercem uma significativa influência sobre os resultados. Desta forma, foi utilizado o Critério de Schwartz

Bayesian (SBC) e o teste de Likelihood para selecionar a defasagem ótima. Estes testes selecionaram uma defasagem como ótima para o modelo.

Como resultado, foi aplicado o procedimento de Johansen para testar a co-integração das variáveis do modelo. A Tabela 2 mostra as provas utilizadas, o teste estatístico do traço ($\lambda_{Traço}$) e o teste da raiz característica máxima (λ_{Max}), para determinar o número de vetores de co-integração, os resultados evidenciam que não se rejeita a existência de um vetor de co-integração em todos os testes. De acordo com a prova dos testes realizados se rejeita a hipótese nula de nenhuma relação de co-integração a favor de uma relação de co-integração ao nível de 5%.

Tabela 2 – Teste de Johansen para Vetor de Co-integração

Ordem do VAR ¹	Defasagem nos pares de variáveis ²	Modelo ³	Número de Vetores de Co-integração	Traço Calculado	Traço Tabelaado (5%)
1	0 0	(a)	Nenhum *	56,8137	40,1749
			Um	19,8926	24,2760

Ordem do VAR ¹	Defasagem nos pares de variáveis ²	Modelo ³	Número de Vetores de Co-integração	Raiz Característica Máxima Calculada	Raiz Característica Máxima Tabelaada (5%)
1	0 0	(a)	Nenhum *	36,9212	24,1592
			Um	10,5912	17,7973

Fonte: Resultados da pesquisa

* Rejeição da hipótese nula a 5%

1- Estabelecido pelos critérios de seleção a saber: o valor da verossimilhança (logL), teste de razão de verossimilhança (LR), Erro de Predição Final (FPE), Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação de Schwarz (SC) e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ).

2- Definido a defasagem ótima (n), pelos critérios acima, foi usado n-1 defasagens no teste de Johansen.

3- Obs: Modelo:

(a) sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR;

Nota: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pelo menos “X” vetores de co-integração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente “X” vetores característicos. “X” descrito na segunda coluna da tabela.

4.1. A relação de equilíbrio de longo prazo

O vetor de co-integração gerado pelo teste de Johansen representa a relação de longo prazo do modelo. Para o setor agropecuário brasileiro, o modelo de longo prazo prediz uma relação positiva entre o saldo da balança comercial e a taxa de câmbio real, com uma elasticidade de longo prazo de 2,10, isto significa dizer que a depreciação de 1% na taxa de câmbio faz com que o saldo da balança comercial para a agropecuária brasileira aumente em 2,10%. Este resultado é consistente com a teoria estabelecida na condição de Marshall-Lerner em que a depreciação da taxa de câmbio promove um aumento da balança comercial no longo prazo.

Os coeficientes da renda nacional e das importações mundiais também apresentam os sinais esperados, o que sugere que, para o setor agropecuário brasileiro, os efeitos das importações e exportações são estimulados pelo lado da demanda. O vetor de co-integração estimado em logaritmos é representado por:

$$\beta = (1; -2,1021; -1,8398; 0,9106)$$

E a equação que descreve o relacionamento de longo prazo entre as variáveis é:

$$TB = 2,1021RER + 1,8398WI - 0,9106Y$$

4.2 Relações Dinâmicas de curto prazo

A dinâmica do relacionamento das variáveis com a taxa de troca da balança comercial dos produtos agropecuários brasileiros pode ser observada pela análise da decomposição da variância que gera resultados que permitem analisar o percentual da variação do erro de estimativa da variável explicada por sua própria inovação e em proporção das outras variáveis do modelo (Narayan P. e Narayan S., 2004).

Pode-se observar por meio da Tabela 3, os resultados da decomposição da variância do saldo da balança comercial atribuída às suas próprias inovações e aos choques nas outras variáveis em um horizonte estimado de 1 até 12 meses.

Os resultados da decomposição da variância sugerem que, para a balança comercial dos produtos agropecuários brasileiros, a fonte mais significativa da variação ao longo dos períodos são suas próprias inovações que declinam através do tempo com uma média de 96,53% de representatividade o período estimado. A renda nacional explica em média 1,40% da variação do saldo da balança comercial. A taxa de câmbio real e as importações mundiais representam em média 1,33% e 0,73%, respectivamente. Em geral, pode-se observar que a renda nacional, as importações mundiais e a taxa de câmbio real possuem pouca influência sobre o saldo da balança comercial agropecuária brasileira.

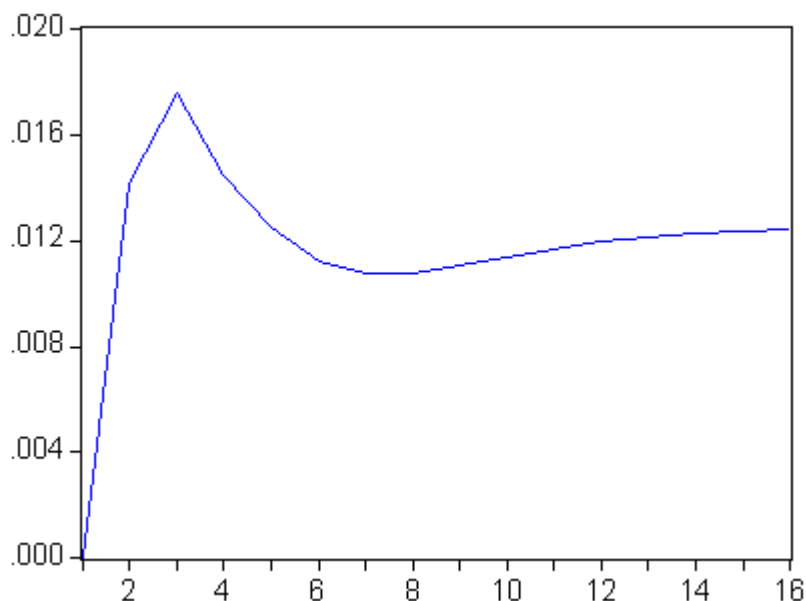
Tabela 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão da balança comercial agropecuária, em porcentagem.

Período	X/M	RER	Y*	Y
1	100	0	0	0
2	98,85	0,40	0,05	0,67
3	98,43	0,85	0,05	0,65
4	98,16	1,10	0,09	0,62
5	97,73	1,27	0,21	0,77
6	97,14	1,40	0,39	1,05
7	96,46	1,51	0,62	1,38
8	95,74	1,63	0,89	1,73
9	95,01	1,75	1,17	2,05
10	94,30	1,87	1,45	2,35
11	93,61	2,00	1,74	2,62
12	92,95	2,14	2,02	2,87
Média	96,53	1,33	0,72	1,40

Fonte: Resultados da pesquisa

As funções de impulso-resposta representam uma forma conveniente de apresentar os coeficientes estimados pelo VAR. Este é capaz de capturar as dinâmicas de curto prazo do saldo da balança comercial agropecuária brasileira em resposta a choques na taxa de câmbio real. Assim, pode-se verificar se existe do efeito da curva J para a balança comercial agropecuária.

A Figura 2, logo abaixo, mostra a resposta do saldo da balança comercial a distúrbios de magnitude iguais a um desvio padrão na taxa de câmbio real. Pode-se observar que a balança comercial aumenta após o choque até o mês 3, quando alcança um máximo de 1,8% em função de uma depreciação de 1% na taxa de câmbio real.



Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 2 – Resposta do saldo da balança comercial agropecuária a um distúrbio de um desvio padrão na taxa de câmbio real.

Após o terceiro mês, o saldo da balança comercial apresenta uma redução até o oitavo mês. A partir do nono mês esta volta a aumentar e estabiliza-se após 16 meses em um nível maior que antes do choque, mas com uma reduzida contribuição de 1,24%. A função impulso resposta mostra claramente que não existe o efeito *J-Curve* neste modelo de correção de erro linear, ou seja, rejeita-se a hipótese nula da existência de uma *J-Curve* para o saldo da balança comercial agropecuária brasileira.

5. CONCLUSÃO

Os resultados indicam que existe uma relação de longo prazo entre depreciações na taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial. Verifica-se que, no longo prazo, uma depreciação de 1% da taxa de câmbio leva a um aumento de 2,10% no saldo da balança comercial. Esse resultado está consistente com a condição de Marshall-Lerner, ou seja, no longo prazo o efeito volume supera o efeito preço, o que promove um aumento no saldo da balança comercial.

Entretanto, no curto prazo, rejeita-se a hipótese de existência do efeito *J-Curve* em que o saldo da balança comercial pioraria num primeiro instante, para melhorar somente depois de decorrido um determinado período de tempo. Assim, pode-se concluir que políticas cambiais que visem aumentar as exportações do setor agropecuário brasileiro, serão bem sucedidas sob o ponto de vista de que não afetam negativamente o saldo da balança comercial.

Outro fator importante a ser observado é que o Brasil possui uma grande capacidade produtiva do setor agropecuário. Assim, é evidente que existe uma pequena dependência externa de produtos do setor. Conseqüentemente, a ausência de impactos

significativos da depreciação na taxa de câmbio sobre os níveis das importações agropecuárias.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMAD, Jaleel; YANG, Jing. Estimation of the J-Curve in China. In: **East-West Center. Working Papers**, n. 67. disponível em: <<http://www.eastwestcenter.org/fileadmin/stored/pdfs/ECONwp067.pdf>>, 2004.

ARDALANI, Zohre; BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen. Is there a J-Curve at the Industry Level? **Economics Bulletin**. vol. 6, n. 26, p. 1-12, 2007.

CARTER, Colin; PICK, Daniel H. The J-curve Effect and the U.S. Agricultural Trade Balance. **American Journal of Agricultural Economics**, vol. 71, n. 3, p. 712-720, 1989.

DOOROODIAN, K.; JUNG, C.; BOYD, R. The J-curve effect and US agricultural and industrial trade. **Applied Economics**, vol. 31, n. 6, p. 687-695, 1999.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley, 1995, 433p.

GOLDSTEIN, M.; KHAN M.S. Income and Price Effects of in Foreign Trade. In: **Handbook of International Economics**. vol. 2, p. 1041-1105, 1985.

GUPTA-KAPOOR, A.; RAMAKRISHNA, U. Is There a J-curve? A New Estimation for Japan. **International Economic Journal**. vol. 13, n. 4, p. 71-19, 1999.

HAMILTON, James D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

KAMOTO, Eric B. **The J-Curve effect on the trade balance in Malawi and South Africa**. 2006. Tese (Master of Arts in economics). The University of Texas at Arlington, Arlington. Disponível em: <<http://economics.uta.edu/theses/Eric.Kamoto.pdf>>, 2006.

KANNEBLEY, Júnior S. Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial. **Revista Brasileira de Economia**. vol. 56, n.3, p. 429-456, 2002.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Ed.). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323p.

MADALLA, G. S.; KIM, I. M. **Unit roots, co-integration and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 505p.

MOURA, Guilherme; Da SILVA, Sérgio. Is there a Brazilian J-curve? **Economic Bulletin**. vol. 6, n.1, p.1-17, 2005.

YAZICI, Mehmet. Is the J-curve effect observable in Turkish agricultural sector?. **Journal of Central European Agriculture**. vol. 7, n. 2, p. 319-322, 2006.

