

Taxa de Câmbio e a Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da *J*-Curve

Cláudia Maria Sonaglio

Professora da Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul, Doutoranda em Economia Aplicada – Universidade Federal de Viçosa (Bolsista FUNDECT-MS), Brasil

Paulo Roberto Scalco

Professor da Universidade Federal de Goiás, Doutorando em Economia Aplicada – Universidade Federal de Viçosa, Brasil

Antonio Carvalho Campos

Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil

Resumo

Uma forma de investigação dos efeitos do curto e de longo prazo de uma depreciação cambial sobre o saldo da balança comercial é considerar dados agregados de comércio entre o país e o resto do mundo. Este estudo se propõe a analisar 21 setores da balança comercial de manufaturados brasileira no período de 1994/2007, a fim de evidenciar a existência do efeito de Curva *J* nestes setores. Para tal, utilizou-se a abordagem de co-integração multivariada de Johansen para estimar os efeitos da taxa de câmbio sobre a balança comercial. Os resultados apontam a existência de Curva *J* em apenas 2 dos 21 setores e, em 6 setores não se registram os efeitos de curto prazo, embora o saldo comercial responda positivamente no longo prazo a choques de depreciação cambial.

Palavras-chave: Balança Comercial de Manufaturados, Curva *J*, Taxa de Câmbio

Classificação JEL: F10, F31, F41

Abstract

A form of investigation of short and long run effects of the exchange depreciation on the trade balance is to consider aggregated trade data between the country and the rest of the world. This study intends to analyze 21 sectors of the trade balance of Brazilian manufactured in the period from 1994 to 2007, in order to evidence the existence of *J*-Curve effect on these sectors. So, the approach of multivariate co-integration of Johansen was used to estimate the effects of the exchange rate on the trade balance. The results point to the existence of *J*-Curve in 2 of the 21 sectors analyzed and in 6 sectors they don't register the short run effects, although the commercial balance answers positively in the long run to shocks of exchange depreciation.

1. Introdução

A importância das políticas cambiais e seus efeitos na Balança Comercial têm recebido destaque na literatura técnica nos anos recentes, de modo que diversos estudos exploram a estreita relação entre a taxa de câmbio e seus efeitos nas transações comerciais, bem como seus impactos nos ciclos de negócio e no crescimento dos países.

O modelo precursor da análise da relação entre taxa de câmbio e balança comercial foi desenvolvido por Bickerdike (1920), Robinson (1947) e Merzler (1948)¹ nos moldes Marshalliano baseado nas elasticidades. Desde então, estudos empíricos buscam avaliar os efeitos das políticas cambiais para ajustar a balança comercial dos países, embora não haja consenso acerca dos efeitos da desvalorização cambial sobre o saldo comercial.

A hipótese de Curva *J* mostra que no curto prazo o saldo da balança comercial piora frente a um choque de desvalorização do câmbio, aumentando após certo período de tempo, conforme preconizado pela condição de Marshall-Lerner. Essa rigidez no ajuste tanto de preços como de quantidades ocorre devido à existência de contratos de câmbio e do hiato necessário para o ajuste da capacidade produtiva, visto a defasagem do processo de tomada de decisão dos agentes dado à mudança da política cambial.

A economia brasileira, desde a década de 1990, tem passado por diversas mudanças na política comercial e na condução da política cambial, provocadas pela abertura comercial e pelo plano de estabilização da economia em 1994, o que desperta a oportunidade de análise do comportamento da balança comercial frente às variações cambiais.

Neste contexto, torna-se relevante estudar o comportamento de curto e de longo-prazo da balança comercial de produtos manufaturados brasileiros. Assim, o presente estudo tem como objetivo testar a hipótese de existência da Curva *J* na balança comercial dos principais setores que compõem a base do comércio internacional do país. Utilizou-se a abordagem de co-integração para estimar os efeitos da taxa de câmbio sobre a balança comercial de manufaturados no período de 1994 a 2007, para 21 setores, conforme Anexo 1.²

O estudo está estruturado em 5 seções além desta Introdução. Na Seção 2 discorre-se sobre a relação entre taxa de câmbio e balança comercial. Na Seção 3 apresenta-se o referencial analítico, seguido da metodologia na Seção 4.

* Recebido em maio de 2009, aprovado em setembro de 2010.

E-mail address: csonaglio@uems.br

¹ Segundo Moura e Silva (2005).

² Os setores foram selecionados pela disponibilidade de dados de importação e exportação desagregados disponíveis no site IPEADATA (www.ipeadata.org.br).

Os resultados são expressos na seção seguinte e, por fim, apresentam-se as Considerações Finais.

2. Desvalorização Cambial e os Efeitos sobre a Balança Comercial

A análise dos efeitos da desvalorização cambial sobre a Balança Comercial, em um modelo de dois países, considerando o país estrangeiro como o resto do mundo é dada por:

$$BC = PX(Y^*, R) - EP^*Q(Y, R) \quad (1)$$

onde P é o nível de preço do país local, $X(\cdot)$ é a demanda por exportações, $Q(\cdot)$ é a demanda por importações, Y^* é a renda do resto do mundo, R é a taxa de câmbio real $R \equiv EP^*/P$, E é a taxa de câmbio nominal, P^* é o nível de preço do resto do mundo e Y é a renda local.

O efeito final da desvalorização sobre a balança comercial desencadeia três processos:

- (i) um aumento das exportações dado que a desvalorização cambial torna os bens domésticos mais baratos para o estrangeiro;
 - (ii) a depreciação aumenta o preço doméstico das importações reduzindo o volume importado; e,
 - (iii) a depreciação faz com que o país local tenha que pagar mais caro pelas importações remanescentes, o que deterioraria o saldo da Balança Comercial.
- Os efeitos (i) e (ii) são chamados de efeito volume e o efeito (iii) é o efeito preço. A implicação final da desvalorização sobre o resultado da Balança Comercial depende de qual efeito predominará, sendo que ocorrerá uma melhora quando (i) e (ii) prevalecem à (iii). Para que haja uma melhora da balança comercial é necessário que a derivada de (1) em relação a E (taxa de câmbio) seja positiva, algebricamente temos:

$$P \frac{\partial X}{\partial E} - EP^* \frac{\partial Q}{\partial E} - p^* Q > 0 \quad (2)$$

Esta é a condição de Marshall-Lerner, segundo a qual, somente haverá uma melhora na balança comercial decorrente de uma desvalorização cambial se, e somente se, o volume das exportações e das importações for elástico em relação à taxa de câmbio real. É esperado, deste modo, que desvalorizações nominais no câmbio provoquem uma melhora no saldo da balança comercial com o aumento das exportações e, destarte, haveria uma ampliação da competitividade dos países no mercado mundial.

Contudo, o ajuste dos fluxos de comércio pode conter elementos dinâmicos que não conduzem ao ajustamento imediato do saldo da conta corrente. Este efeito de piora da conta corrente dos países logo após uma desvalorização nominal do câmbio é conhecido como “Curva *J*”, em virtude dos efeitos perversos sobre o saldo da conta corrente no curto-prazo e a melhora da posição ao longo do tempo, ou

seja, os resultados quando representados graficamente mostram um comportamento semelhante à letra *J*.

A piora inicial do saldo da conta corrente ocorre devido à rigidez no ajuste de preços e quantidades. De acordo com Krugman e Obstfeld (2001), após a depreciação os valores de importação e exportação ainda refletem os contratos já estipulados com base na antiga taxa de câmbio real, refletindo um aumento no valor das importações em termos do bem doméstico. Além da existência dos contratos de câmbio, a persistência de hábitos e costumes e a defasagem na tomada de decisão dos agentes, são citadas como causas desta deterioração inicial.

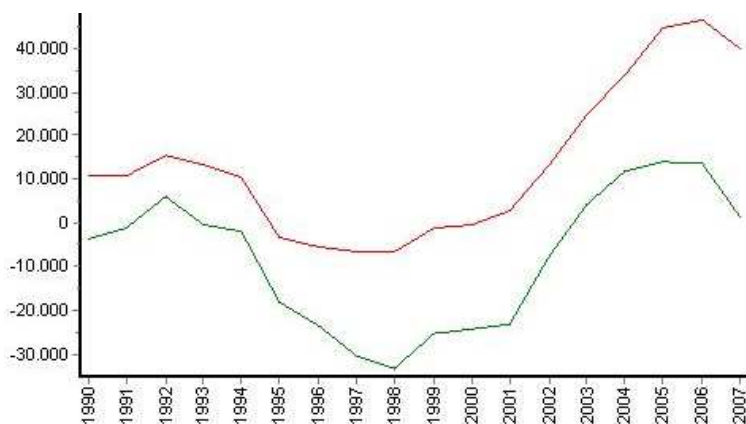
A economia brasileira nos últimos anos registrou ativa política cambial servindo como mecanismo de controle de inflação e estabilidade econômica, com marcante atuação do governo na manutenção de uma taxa de câmbio valorizada, ocorrendo à desvalorização após a reeleição de FHC em 1999. Mudanças de cenário externo e a especulação durante a campanha eleitoral de 2002 pressionaram as taxas de câmbio e exigiram ativa intervenção das autoridades monetárias com o intuito de evitar a desestabilização econômica. Diversos foram os regimes cambiais adotados após a abertura comercial dos anos 1990 e sem dúvida estes efeitos foram sentidos na conta corrente do país.

A partir de 1994, com a introdução da reforma monetária, a política econômica brasileira esteve ancorada em política cambial e monetária. A primeira era responsável pela estabilização dos preços internos e a âncora monetária agiria no sentido de conter o ímpeto da economia no curto prazo, principalmente, no que se refere à expansão do consumo ocasionada pela redução acentuada da inflação. O câmbio controlado e sobrevalorizado traduzia-se na queda dos preços das importações, forçando os preços internos para baixo, haja vista a concorrência externa, garantindo a estabilidade dos preços. Contudo, foram registrados déficits significativos na conta de transações correntes, como expressa a Figura 1.

Após a mudança no regime cambial realizada em 1999, com a desvalorização do câmbio, esperava-se uma reversão deste cenário com redução das importações e ampliação das exportações. De acordo com Kannebley Jr. (2002), neste período ocorreu uma desvalorização da taxa real de câmbio das exportações em torno de 32,8%, porém o crescimento do valor exportado foi apenas 6,1%, em virtude de uma queda de 12,8% nos preços das exportações e o crescimento no *quantum* exportado registrou tímidos 7,7%, apontando uma lenta resposta do setor exportador brasileiro às mudanças políticas.

Teles (2005) apresenta uma avaliação da experiência brasileira pós-plano real com base na análise do conceito de *hysteresis*. Sua análise apresenta três conclusões importantes:

- (i) juros elevados diminuem a magnitude do impacto de uma desvalorização cambial sobre as exportações;
- (ii) elevações da taxa de juros aumenta a defasagem esperada das exportações com relação a choques cambiais, ou seja, aumenta a defasagem da Curva *J* para a economia brasileira; e,
- (iii) a mudança do regime cambial de câmbio fixo para flexível em 1999 alterou os



Fonte: IPEADATA, dados a preços de 2000.

Fig. 1. Saldo Anual das Transações Correntes e da Balança Comercial (US\$ milhões) 1990-2007

parâmetros do processo estocástico que rege as flutuações cambiais, de forma a afetar os parâmetros de decisão de entrada no mercado externo das firmas domésticas e de modo a tornar necessária uma desvalorização cambial maior para a firma doméstica decidir exportar.

Os estudos sobre os impactos de curto e de longo prazo da desvalorização cambial sobre a balança comercial geralmente são divididos em dois grupos. O primeiro investiga esta relação através de dados agregados da balança comercial entre o país e o resto do mundo, e o segundo grupo utiliza dados de comércio bilateral entre os países para avaliar a existência da Curva *J*.

Bahmani-Oskooee e Ratha (2004) apresentam vasta revisão de literatura sobre os estudos empíricos da Curva *J* para os dois conjuntos de estudo. Entre os resultados de estudos com dados agregados, destaca-se o trabalho de Bahmani-Oskooee e Janardhanan (1994) que, a partir da metodologia de cointegração de Engle-Granger, utilizando dados de 19 países desenvolvidos e 22 países em desenvolvimento, encontraram evidências dos impactos positivos de longo prazo da desvalorização cambial sobre a balança comercial para Costa Rica, Brasil e Turquia e, negativo para Irlanda. Os efeitos da Curva *J* foram encontrados (após correção de erro do modelo) para Costa Rica, Irlanda, Países Baixos e Turquia.

Nos anos recentes alguns estudos usam a função impulso resposta para diagnosticar a existência da Curva *J*, entre estes se destacam: Lal e Lowinger (2002) que examinam as economias do Leste Asiático e encontram evidências da Curva *J* entre os países e mostram as diferenças de duração e extensão destes efeitos entre os países. Hacker e A. (2003) focam os países do Norte Europeu e confirma a existência da Curva *J* para cinco países (Bélgica, Dinamarca, Países Baixos, Noruega e Suíça) (Bahmani-Oskooee e Ratha 2004).

Diversos outros estudos têm confirmado a existência da Curva *J*. Carter e

Pick (1989) encontraram indícios empíricos da existência do primeiro segmento da Curva J para a balança comercial do setor agrícola americano. Doroodian et alii (1999) estimaram a Curva J 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 Curva J para Malawi e África do Sul, seus resultados indicaram a existência da Curva J apenas para África do Sul. Ahmad e Yang (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 Curva J . Yazici (2006) chegou à mesma conclusão ao estudar o efeito da Curva J no setor agrícola da Turquia. Para o Brasil, Moura e Silva (2005), estimaram os efeitos da Curva J com dados agregados da balança comercial, do mesmo modo de que nos estudos anteriores, os autores descartaram a existência do efeito Curva J para balança comercial brasileira.

Ardalani e Bahmani-Oskooee (2007), por sua vez, empregam um caráter inovador em seu estudo ao desagregar os dados para o nível industrial nos EUA. Os autores investigam a existência da Curva J para 66 indústrias e encontram evidências dos efeitos de curto-prazo apenas para seis destas. Contudo, os efeitos de longo prazo da depreciação cambial foram verificados em 22 indústrias.

Como verificado na literatura, não há evidência de estudos desagregados para a balança comercial brasileira, sendo encontrado registro apenas do estudo de Kannebley Jr. (2002) que analisa os efeitos de longo prazo para os 13 principais setores que compunham a pauta de exportadores brasileira no período de 1985 a 1998. Deste modo, este trabalho torna-se relevante à contribuição empírica ao estudar a balança comercial brasileira de forma desagregada contribuindo para a análise dos diversos setores da economia que apresentam características distintas entre eles.

3. Taxa de Câmbio e Balança Comercial: Modelo Analítico

Para o presente estudo, utilizou-se um modelo de substitutos imperfeitos empregado por Kamoto (2006) e desenvolvido originalmente por Goldstein e Khan (1985), no qual, a balança comercial abrange somente as mercadorias exportadas e importadas. Renda doméstica e preços das importações são os principais determinantes da demanda por bens importados. Assim, essa relação pode ser expressa como,

$$M_d = M_d(Y, P_m, P_d) \quad (3)$$

em que M_d é a demanda por 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 por exportações do estrangeiro) ao resto do mundo é expressa como,

$$X_d = X_d(Y^*, P_x, E, P_f) \quad (4)$$

em que 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 (3) e (4) é que as elasticidades renda doméstica e estrangeira são positivas, assim é a elasticidade preço cruzada, enquanto a própria elasticidade preço é negativa. Neste modelo as variáveis de demanda são representadas pela renda corrente e não pela renda transitória ou permanente. Esta condição 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 o lado direito das equações (3) e (4) é dividido por seus respectivos preços e a seguinte equação é derivada:

$$M_d = M_d(Y_r, RP_m) \quad (5)$$

em que Y_r é a renda real doméstica e RP_m é o preços relativo de importações e

$$X_d = X_d(Y_r^*, RP_x) \quad (6)$$

em que 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,

$$RP_m = \frac{P_m}{P_d} = \frac{EP_x^*}{P_d} = \frac{EP_f P_x^*}{P_d P_f} = QP_x^* \quad (7)$$

em que 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 à oferta de exportações do estrangeiro e a oferta de exportações domésticas é equivalente à demanda de importações do estrangeiro, assim:

$$M_d = X_s^*, X_d = M_s^* \quad (8)$$

em que 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:

$$TB = P_x^* X_d - QM_d \quad (9)$$

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 (9) resulta na seguinte forma reduzida da equação em valores reais,

$$TB = TB(Y, Y^*, Q), \quad \frac{\partial TB}{\partial Y} < 0, \frac{\partial TB}{\partial Y^*} > 0, \frac{\partial TB}{\partial Q} > 0 \quad (10)$$

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

4. Metodologia do Estudo

Neste estudo, a balança comercial dos setores analisados é definida como a razão das exportações (X) e importações (M) dos respectivos setores. Utiliza-se a forma reduzida da equação de Gupta-Kapoor e Ramakrishnan (1999) para investigar a existência da J -Curve servindo-se de variáveis reais. Dessa forma, a balança comercial é uma função da renda doméstica, renda do estrangeiro e taxa de câmbio. Busca-se analisar o efeito de choques na taxa de câmbio real sobre o comércio de bens manufaturados comparado com o resto do mundo para cada setor analisado. Assim o modelo empírico empregado na análise é:

$$\ln(X_i/M_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB + \beta_2 \ln GDP + \beta_3 \ln TXRER_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

onde $\ln(X_i/M_i)$ é o logaritmo natural da razão X/M para cada setor i , $\ln PIB$ é o logaritmo natural da renda doméstica real, $\ln GDP$ é o logaritmo natural da renda do estrangeiro, $\ln TXRER_i$ é o logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva do setor i , $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ e β_3 são os parâmetros a serem estimados e ε_i é o termo de erro (i.i.d.).

As variáveis obtidas para o período trimestral foram: exportações, importações e taxa de câmbio real para os 21 setores de bens manufaturados, Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, PIB dos EUA como proxy para renda do estrangeiro. Destaca-se que todas as variáveis estão medidas em US\$ e a taxa de câmbio real em R\$/US\$.

Para a análise das relações de longo prazo entre as variáveis foi empregado o procedimento multivariado de Johansen (1988 e 1991) *apud* Hamilton (1994) de cointegração. De acordo com este método, do ponto de vista econômico, quando duas ou mais séries estão co-integradas estas 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 $I(1)$.

Neste sentido, o procedimento adotado é sugerido por Doldado et alii (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. Entretanto, a possível presença de quebras estruturais nas séries utilizadas compromete o poder do teste (ADF). Esta observação torna-se importante, pois a presença de quebra estrutural interfere negativamente no poder do teste ao invalidar as pressuposições assumidas sobre o termo de erro (Madalla e Kim 1998). Para tanto, adotou-se também o procedimento sugerido por Lanne et alii (2000) *apud* Lütkepohl e Krätzig (2004) para o teste de raiz unitária sobre a presença de quebra estrutural.

Desta forma, na Tabela 2, são expressos os resultados dos testes ADF e de quebra estrutural utilizados para a verificação de estacionariedade nas séries. Verifica-se que os resultados dos testes para as séries em nível não permitem rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, desta forma pode-se inferir que as séries não são estacionárias em nível. De forma análoga, quando analisados os resultados para as variáveis em primeira diferença os resultados dos testes permitem rejeitar a hipótese nula e assumir que as séries são estacionárias, com nível de 1 e 5% de significância, ou seja, pode-se inferir que as séries em primeira diferença são estacionárias. Desta forma, conclui-se que todas as séries utilizadas no estudo são integradas de ordem um, ou seja $I(1)$, podendo ser empregado o método de Johansen (1988 e 1991) *apud* Hamilton (1994) proposto no trabalho.

A característica de raiz unitária das variáveis tem importante implicação para testar a relação de co-integração das variáveis dentro um modelo empírico especificado. Frequentemente, se assume que todas as variáveis no modelo de correção de erros (*VEC*) precisam ser de ordem $I(1)$. Porém, de acordo com Hansen e Juselius (1995) *apud* Kamoto (2006), uma condição necessária para achar uma relação de co-integração entre variáveis não estacionárias exige que somente duas das variáveis devam ser integradas da ordem (1). Assim, segundo Guptor-Kapoor e Ramakrishnan, (1999) a relevância econômica deveria ser um determinante chave do sistema das variáveis no *VECM* e não as propriedades das séries temporais dos dados. Assumindo isto, calculam-se as relações de longo prazo das variáveis.

5. Evidências da Curva *J* na Balança Comercial Brasileira de Manufaturados

5.1. 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. Os sinais esperados, a priori, das variáveis utilizadas seriam positivos para a renda real do estrangeiro (GDP) e taxa de câmbio real (TXRE) e negativo para renda real doméstica (PIB). Assim, seria de se esperar que aumentos na renda do estrangeiro ou uma depreciação da taxa de câmbio leve a uma melhora no saldo da balança comercial dos setores analisados e que um aumento na renda doméstica piore as condições de troca do país com o resto do mundo. Além disso, o

sinal positivo entre a taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial é esperado, a priori, de acordo com a na condição de Marshall-Lerner, revelando a existência de uma elasticidade positiva de longo prazo.

Desta forma, na Tabela 3, em Anexo, é possível verificar os vetores de co-integração estimados em logaritmo para os setores analisados. Os resultados representam os vetores de co-integração estimados e normalizados para as variáveis representadas nas linhas. Desta forma, é importante destacar que os sinais devem ser interpretados de forma inversa. Além disso, é importante destacar que o número de *lags* de defasagem utilizados na estimação do VAR foi definido de acordo com os critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannam-Quinn (HQ) e o número de vetores de co-integração, definidos pelos testes do Traço e da Raiz Característica Máxima.

Assim, verifica-se que, de forma, geral, os resultados corresponderam com os resultados esperados, com exceção dos sinais da renda doméstica (PIB) para o setor de indústrias diversas (IDIV). Para a renda real do estrangeiro (GDP), os resultados contrariaram os resultados esperados para os setores de beneficiamento de produtos vegetais (BPVG), indústrias diversas (IDIV), outros produtos metalúrgicos (OMET) e óleos vegetais. Contudo, as maiores discrepâncias foram observadas na variável taxa de câmbio real (TXRE), os setores que apresentaram sinais contrários do esperado foram: beneficiamento de produtos vegetais (BPVG), celulose, papel e gráfica (CELP), elementos químicos (ELQI), equipamentos eletrônicos (ELTR), farmacêutica e perfumaria (FARM), madeira e mobiliário (MAMO), material elétrico (MELT), metalurgia não ferrosa (MNFE), máquinas e tratores (MQTR), outros produtos metalúrgicos (OMET), plásticos (PLAS), têxtil (TETL) e veículos automotores (VEIC).

Os setores que apresentaram apenas um vetor de co-integração, a interpretação dos coeficientes é simples e direta, eles revelam as elasticidades de longo prazo entre as variáveis, entretanto, nos setores que apresentaram mais de um vetor de co-integração, como por exemplo, borracha (BORR), beneficiamento de produtos vegetais (BPVG), etc. Essa interpretação torna-se mais complexa; porém, não é objetivo do trabalho analisá-las.

5.2. *Relações dinâmicas de curto prazo*

A dinâmica do relacionamento das variáveis com a taxa de troca da balança comercial dos setores de manufaturados brasileiros pode ser observada pela análise da decomposição da variância. Esta técnica, de acordo com Narayan e Narayan (2004), 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. Assim, observa-se por meio da Tabela 5 em Anexo, os resultados da decomposição da variância média de 10 períodos, da taxa de troca da balança comercial de cada setor atribuída às suas próprias inovações e aos choques nas outras variáveis.

Os resultados da decomposição da variância sugerem que para 14 setores analisados mais de 70% das suas variações ao longo dos períodos são explicadas por suas próprias inovações no período estimado. A renda nacional é uma fonte significativa de variação da taxa de troca da balança comercial ao longo do período para os setores de artigos de vestuário (VEST), 38,11%; celulose, papel e gráfica (CELP), 36,44%; têxtil (TETL), 28,59%; e calçados (CALC), 23,07%.

Em relação aos impactos médios das inovações da taxa de câmbio são registradas as maiores variações nos setores de beneficiamento de produtos vegetais (BPVG), 38,43% e máquinas e tratores (MQTR), 26,33%.

As funções de impulso-resposta representam uma forma conveniente de apresentar os coeficientes estimados pelo VAR. Deste modo, a Figura 1, em Anexo, reúne as relações de cada setor, confirmando os dados apresentados nas Tabelas 2 e 3.

Tendo como base estas funções para visualizar as dinâmicas de curto prazo da taxa de troca da balança comercial em resposta a choques na taxa de câmbio real verifica-se a existência de Curva *J* clássica apenas para os setores indústrias diversas (IDIV) e óleos vegetais, figuras (*h*) e (*n*) respectivamente. Alguns setores apresentaram a primeira fase da Curva *J* (efeitos de curto prazo), contudo não apresentaram os efeitos de longo prazo que confirmariam a condição de Marshall-Lerner.

A condição de Marshall-Lerner, foi observada apenas para os setores: borracha (BORR), calçados (CALC), equipamentos eletrônicos (ELTR), madeira e mobiliário (MAMO), peças e outros veículos (POVE) e artigos de vestuário (VEST).

Como o estudo analisa 21 setores da balança comercial de manufaturado foi realizada a estimação com os dados em forma de painel, a fim de verificar se as variáveis são cointegradas e se os sinais se apresentam de acordo com o esperado. Os testes de cointegração seguem o procedimento de Westerlund (2007),³ aplicados com o auxílio do software Stata 10.1; os resultados apresentados na Tabela 6 (do Anexo) rejeitam a hipótese de ausência de cointegração para cada setor, bem como para o painel como um todo.

6. Considerações Finais

Este estudo buscou testar a existência da Curva *J* para dados desagregados da balança comercial de bens manufaturados brasileira utilizando a abordagem de co-integração multivariado de Johansen para estimar os efeitos da taxa de câmbio sobre a balança comercial de manufaturados no período de 1994 a 2007.

Observou-se que apenas 10 dos 21 setores analisados apresentaram, pelo menos o primeiro estágio efeito Curva *J* clássica, registrando piora do saldo da balança comercial no curto prazo e ajustando o saldo positivamente no longo prazo

³ Westerlund, J. 2007. "Testing for Error Correction in Panel Data." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(6): 709–748.

dado o efeito da desvalorização cambial. Porém, destes 10 setores, apenas dois apresentaram superávit na balança comercial após um determinado período, confirmando a hipótese do efeito Curva *J*. Alguns setores apresentaram piora do saldo comercial no curto prazo, não respondendo ao ajuste esperado no longo prazo. Em seis setores não se registrou o efeito de curto prazo da desvalorização cambial, contudo mostraram uma melhora do saldo comercial frente a um choque de taxa de câmbio real.

O estudo é válido ao registrar um caráter inovador de utilizar dados desagregados para a análise da balança de manufaturados. Porém, fica evidente a necessidade de uma discussão de cada um destes setores de maneira individual, a fim de capturar suas especificidades e entender o comportamento registrado nos testes empregados, sendo esta uma sugestão para estudos futuros. Registra-se, ainda, que para os estudos futuros seja empregado o procedimento de Markov-switching para analisar as quebras estruturais, ao exemplo do estudo de Moura e Silva (2005).

Referências bibliográficas

- Ahmad, J. & Yang, J. (2004). Estimation of the *J* Curve in China. East-West Center. Working Papers, 67. Disponível em: <http://www.eastwestcenter.org/fileadmin/stored/pdfs/EC0Nwp067.pdf>.
- Ardalani, Z. & Bahmani-Oskooee, M. (2007). Is there a *J*-Curve at the industry level? *Economics Bulletin*, 6(26):1-12.
- Bahmani-Oskooee, M. & Janardhanan, A. (1994). Short-run versus long-run effects of devaluation: Error correction modeling and cointegration. *Eastern Economic Journal*, 20(4):453-64.
- Bahmani-Oskooee, M. & Ratha, A. (2004). The *J*-Curve: A literature review. *Applied Economics*, 36(13):1377.
- Carter, C. & Pick, D. H. (1989). The *J*-Curve effect and the U.S. agricultural trade balance. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3):712-720.
- Doroodian, K., Jung, C., & Boyd, R. (1999). The *J*-Curve effect and US agricultural and industrial trade. *Applied Economics*, 31(6):687-695.
- Goldstein, M. & Khan, M. S. (1985). Income and price effects of in foreign trade. In Jones, R. W. & Kenen, P. B., editors, *Handbook of International Economics*. North Holland, Amsterdam.
- Gupta-Kapoor, A. & Ramakrishnan, U. (1999). Is there a *J*-Curve? A new estimation for Japan. *International Economic Journal*, 13(4):71-79.
- Hacker, R. S. & A., H.-J. (2003). Is the *J*-Curve effect observable for small North European economies? *Open Economies Review*, 14:119-134.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Kamoto, E. B. (2006). The *J*-Curve effect on the trade balance in Malawi and South Africa. Master's thesis, The University of Texas at Arlington. Disponível em: <http://economics.uta.edu/theses/Eric.Kamoto.pdf>.
- Kannebley Jr., S. (2002). Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: Uma análise setorial. *Revista Brasileira de Economia*, 56(3):429-456.
- Krugman, P. & Obstfeld, M. (2001). *Economia Internacional: Teoria e Política*. Pearson Education do Brasil, São Paulo, 5th edition.

- Lal, A. K. & Lowinger, T. C. (2002). The *J*-Curve: Evidence from East Asia. *Journal of Economic Integration*, 17:397–415.
- Lütkepohl, H. & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Madalla, G. S. & Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Moura, G. & Silva, S. (2005). Is there a Brazilian *J*-Curve? *Economic Bulletin*, 6(1):1–17.
- Persyn, D. & Westerlund, J. (2008). Error correction based cointegration tests for panel data. *Stata Journal*, 8(2):232–241.
- Teles, V. K. (2005). Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de *Hysteresis*. *Economia Aplicada*, 9(3):415–426.
- Yazici, M. T. (2006). Is the *J*-Curve effect observable in Turkish agricultural sector? *Journal of Central European Agriculture*, 7(2):319–322.

Anexo

Tabela 1

Setores analisados e abreviaturas

Setor	Abreviatura
Borracha	BORR
Beneficiamento de produtos vegetais	BPVG
Calçados	CALC
Celulose, papel e gráfica	CELP
Elementos químicos	ELQI
Equipamentos eletrônicos	ELTR
Farmacêutica e perfumaria	FARM
Indústrias diversas	IDIV
Madeira e mobiliário	MAMO
Material elétrico	MELT
Metalurgia não ferrosa	MNFE
Máquinas e tratores	MQTR
Outros produtos metalúrgicos	OMET
Óleos vegetais	OVEG
Plástica	PLAS
Peças e outros veículos	POVE
Químicos diversos	QIDV
Siderurgia	SIDE
Têxtil	TETL
Veículos automotores	VEIC
Artigos de vestuário	VEST

Tabela 2

Testes de Raiz Unitária para variáveis $\ln(X_i/M_i)$, $\ln(PIB)$, $\ln(GDP)$, $\ln(T \times RER_i)$

	Variáveis em nível				Variáveis em primeira diferença			
	τ	τ_μ	τ_τ	Quebra estr.	τ	τ_μ	τ_τ	Quebra estr.
lnBORR			-6,618***	-1,664	lnBORR	-4,757***		-4,069***
lnBPVG	-0,000	-2,802	-3,266	-2,715	lnBPVG	-3,286**	-3,242	-7,858***
lnCALC	0,786	-2,733	0,762	-2,467	lnCALC		-5,814***	-3,438**
lnCELP			-3,912**	-1,604	lnCELP		-8,420***	-4,776***
lnELQI	-1,862	-0,897	-3,390	-1,615	lnELQI		-8,273***	-5,795***
lnELTR	-0,456	-1,491	-1,964	-1,960	lnELTR		-6,040***	-3,945***
lnFARM			-3,715**	-1,459	lnFARM		-10,540***	-6,797***
lnIDIV	0,377	-2,309	-2,280	-0,651	lnIDIV		-10,599***	-3,421**
lnMAMO	-0,461	-1,130	-2,093	-1,143	lnMAMO		-6,285***	-4,114***
lnMELT	-0,910	-1,380	-3,325	-0,684	lnMELT		-7,552***	-4,043***
lnMNFE			-4,135***	-1,032	lnMNFE		-8,433***	-4,659***
lnMQTR	-0,829	-0,718	-3,473	-1,656	lnMQTR		-10,706***	-5,205***
lnOMET			-4,709***	-2,189	lnOMET		-8,684***	-3,089**
lnOVEG	0,053	-1,491	-1,397	-2,699	lnOVEG		-11,094***	-3,407**
lnPLAS			-5,667***	-2,274	lnPLAS		3,768**	-3,150**
lnPOVE			-5,661***	-0,848	lnPOVE		-7,318***	-5,002***
lnQIDV	0,414	-1,417	-3,168	-1,640	lnQIDV		-10,748***	-5,048***
lnSIDE		-3,357**	-3,436	-1,457	lnSIDE		6,602***	-5,295***
lnTETL	-1,031	-1,222	-0,606	-0,869	lnTETL		-3,844**	-5,752***
lnVEIC	-1,284	-1,467	-2,371	-1,345	lnVEIC		-7,483***	-3,762***
lnVEST	-0,215	-1,843	-0,910	-0,413	lnVEST		-4,320***	-5,979***
lnTxBORR	-0,243	-1,253	-0,906	0,636	lnTxBORR		-5,998***	-5,711***
lnTxBPVG	-0,380	-1,356	-1,282	0,317	lnTxBPVG		-6,040***	-6,136***
lnTxCALC	0,164	-1,400	-0,617	-0,309	lnTxCALC		-6,181***	-4,821***
lnTxCELP	0,044	-1,486	-0,951	-0,296	lnTxCELP		-6,180***	-5,502***
lnTxELQI	-0,037	-1,391	-0,871	-0,153	lnTxELQI		-6,0648***	-5,279***
lnTxELTR	0,234	-1,494	-0,891	-0,720	lnTxELTR		-6,268***	-5,472***
lnTxFARM	0,084	-1,441	-0,829	-0,404	lnTxFARM		-5,974***	-5,038***
lnTxIDIV	0,108	-1,407	-0,760	-0,388	lnTxIDIV		-6,171***	-5,221***
lnTxMAMO	0,140	-1,324	-0,561	-0,481	lnTxMAMO		-5,935***	-4,639***
lnTxMELT	0,089	-1,390	-0,732	-0,243	lnTxMELT		-6,134***	-5,158***
lnTxMNFE	-0,130	-1,209	-0,688	-0,100	lnTxMNFE		-5,815***	-4,791***
lnTxMQTR	-0,054	-1,328	-0,784	-0,016	lnTxMQTR		-5,984***	-5,080***
lnTxOMET	-0,054	-1,315	-0,745	0,264	lnTxOMET		-6,090***	-5,216***
lnTxOVEG	0,204	-1,663	-1,160	-1,033	lnTxOVEG		-5,866***	-6,193***
lnTxPLAS	0,019	-1,406	-0,828	-0,089	lnTxPLAS		-6,082***	-5,237***
lnTxPOVE	0,001	-1,271	-0,579	0,025	lnTxPOVE		-5,966***	-4,810***
lnTxQIDV	-0,002	-1,503	-1,017	-0,079	lnTxQIDV		-6,347***	-5,330***
lnTxSIDE	0,393	-1,597	-1,021	-1,246	lnTxSIDE		-6,457***	-5,575***
lnTxTETL	-0,064	-1,597	-1,248	0,146	lnTxTETL		-6,058***	-6,398***
lnTxVEIC	-0,310	-1,077	-0,895	0,908	lnTxVEIC		-5,882***	-5,695***
lnTxVEST	0,270	-1,685	-1,170	-1,184	lnTxVEST		-6,44***	-5,546***
ln PIB	0,633	-1,129	-0,945	-0,836	ln PIB		-5,040***	-3,128**
ln GDP	11114	-1682	-1202		ln GDP		-6,395***	

* Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3
Vetores de Co-integração – Relações de longo prazo

Variáveis	X_i/M_i	lnPIB	lnGDP	lnTXRER _i	C
lnBORR	1	0	-0,021 (0,140)	-0,595*** (0,198)	1,675 (1,250)
	0	1	-2,623	3,358	7,180
(1.602) (2.267) (14.280)					
lnBPVG	1	0	5,236 (3,610)	5,409 (5,524)	-64,931* (34,649)
	0	1	-16,632* (10,077)	-8,402 (15,421)	172,385* (96,716)
lnCALC	1	0	-1,068*** (0,223)	-2,587*** (0,2485)	13,003 -
	0	1	-0,494** (0,244)	3,347*** (0,272)	-14,439 -
lnCELP	1	1,382*** (0,284)	-2,030*** (0,274)	1,816** (0,884)	-2,703 -
lnELQI	1	0	-4,405*** (0,905)	0,2444 (1,142)	42,474*** (7,522)
	0	1	0,007 (0,350)	3,449*** (0,443)	-19,701*** (2,916)
lnELTR	1	1,441** (0,641)	-1,903*** (0,723)	2,383 (1,925)	-3,976 (8,100)
lnFARM	1	0	0	0,740 (1,004)	-0,929 (2,037)
	0	1	0	3,537*** (0,575)	-19,923*** -1168
	0	0	1	0,546 (0,860)	-11,252*** (1,744)
lnIDIV	1	-1,415***	1,368***	-5,632***	16,861
(0,285) (0,274) (0,824) -					
lnMAMO	1	5,924*** (2,061)	-4,050** (2,001)	16,225*** (5,755)	-71,742*** (25,795)
lnMELT	1	0	-1,637*** (0,597)	0,467 (0,715)	14,791*** (4,907)
	0	1	0,381 (0,904)	4,309*** -1082	-25,441*** (7,426)
lnMNFE	1	1057	-0,085	1,957	-16,269
(0,838) (0,565) (2,379) (13,584)					
lnMQTR	1	0	-2,557*** (0,783)	2,026** (1,001)	20,690 -
	0	1	-0,225 (0,325)	1,485*** (0,415)	-13,299 -
lnOMET	1	1,214*** (0,411)	0,859** (0,382)	2,796** (1,178)	-29,181*** (7,575)
lnOVEG	1	0	2,299** (0,964)	-7,799*** (1,196)	-8,527 (7,821)
	0	1	0,353 (0,399)	2,443*** (0,495)	-20,918*** (3,241)
lnPLAS	1	1,084*** (0,243)	-1,317*** (0,209)	2,600*** (0,744)	-5,579 -

* Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3
 Vetores de Co-integração – Relações de longo prazo (continuação)

Variáveis	X_i/M_i	lnPIB	lnGDP	lnTXRER _{<i>i</i>}	C
lnPOVE	1	0	-0,797*** (0,217)	-0,956*** (0,247)	9,003*** (1,812)
	0	1	-0,436** (0,201)	3,062*** (0,229)	-14,476*** (1,681)
lnQIDV	1	0	0	-0,218 (0,949)	2,343 (1,933)
	0	1	0	3,962*** (0,379)	-20,628*** (0,771)
	0	0	1	0,644 (0,868)	-11,410*** (1,768)
lnSIDE	1	0	0	-10,43*** (3,676)	22,982*** (7,400)
	0	1	0	10,575*** (2,901)	-36,410*** (5,839)
	0	0	1	4,956** (2,063)	-21,376*** (4,152)
lnTETL	1	0	12,357 (11,120)	5,974 (17,132)	-139,961 (95,664)
	0	1	-8,715 (6,775)	-2,255 (10,438)	80,999 (58,286)
lnVEIC	1	1,924** (0,822)	-6,546*** (1,276)	0,451 (2,060)	37,671* (21,030)
lnVEST	1	0	0	-15,844*** (5,036)	36,711*** (10,183)
	0	1	0	7,163*** (1,723)	-28,395*** (3,484)
	0	0	1	2,884** (1,506)	-16,605*** (3,045)

* Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 4

Vetores de Co-integração – Relações de curto prazo

Variáveis	VECs	X_i/M_i	lnPIB	lnGDP	lnTXRER _i
lnBORR	VEC ₁	-0,810*** (0,177)	0,472*** (0,145)	0,017** (0,007)	-0,113** (0,053)
	VEC ₂	0,069*** (0,019)	-0,038** (0,015)	0,002*** (0,000)	0,005 (0,005)
lnBPVG	VEC ₁	-0,647*** (0,141)	0,068 (0,065)	0,001 (0,002)	-0,046** (0,023)
	VEC ₂	-0,223** (0,050)	0,023 (0,023)	0,001 (0,001)	-0,016** (0,008)
lnCALC	VEC ₁	-0,970*** (0,242)	-0,139 (0,147)	0,010 (0,007)	0,098* (0,052)
	VEC ₂	-0,264 (0,240)	-0,347** (0,146)	-0,000 (0,007)	0,056 (0,052)
lnCELP	VEC ₁	-0,663*** (0,127)	0,383*** (0,081)	-0,000 (0,004)	-0,073** (0,033)
lnELQI	VEC ₁	-0,283** (0,130)	-0,009 (0,080)	0,009*** (0,003)	-0,046* (0,028)
	VEC ₂	-0,738** (0,357)	-0,092 (0,221)	0,006 (0,010)	-0,122 (0,078)
lnELTR	VEC ₁	-0,112 (0,070)	-0,043 (0,045)	-0,011*** (0,002)	0,004 (0,016)
lnFARM	VEC ₁	-0,421*** (0,166)	0,382*** (0,144)	0,003 (0,007)	-0,189*** (0,054)
	VEC ₂	-0,329 (0,268)	0,205 (0,233)	0,008 (0,012)	-0,266*** (0,087)
	VEC ₃	0,659** (0,327)	-0,541** (0,284)	-0,017 (0,015)	0,368*** (0,106)
lnIDIV	VEC ₁	-0,289** (0,116)	0,174* (0,096)	0,000 (0,004)	0,032 (0,036)
lnMAMO	VEC ₁	0,025 (0,021)	-0,005 (0,015)	-0,004*** (0,000)	-0,000 (0,005)
lnMELT	VEC ₁	-0,148 (0,098)	0,194*** (0,050)	-0,002 (0,002)	-0,044** (0,019)
	VEC ₂	0,013 (0,050)	0,002 (0,026)	-0,008*** (0,001)	-0,001 (0,009)
lnMNFE	VEC ₁	-0,129* (0,070)	-0,014 (0,043)	0,010*** (0,002)	-0,006 (0,015)
lnMQTR	VEC ₁	-0,253*** (0,089)	0,211*** (0,061)	-0,000 (0,003)	-0,065*** (0,023)
	VEC ₂	-0,895*** (0,216)	0,191 (0,148)	0,004 (0,008)	-0,061 (0,055)
lnOMET	VEC ₁	-0,001 (0,072)	0,042 (0,054)	-0,015*** (0,002)	-0,007 (0,019)
lnOVEG	VEC ₁	-0,253** (0,115)	0,034 (0,034)	0,000 (0,001)	0,007 (0,014)
	VEC ₂	-0,493 (0,314)	-0,079 (0,094)	-0,015*** (0,003)	0,043 (0,038)

* Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 4
Vetores de Co-integração – Relações de curto prazo (continuação)

Variáveis	VECs	X_i/M_i	lnPIB	lnGDP	lnTXRER _{<i>i</i>}
lnPLAS	VEC ₁	-0,571***	0,056	-0,015***	-0,001
		(0,118)	(0,109)	(0,004)	(0,038)
lnPOVE	VEC ₁	-0,446**	-0,074	-0,025***	-0,005
		(0,174)	(0,111)	(0,005)	(0,041)
	VEC ₂	0,244	-0,398**	-0,024***	0,029
		(0,252)	(0,161)	(0,007)	(0,060)
lnQIDV	VEC ₁	-1,100***	0,056	0,003	-0,011
		(0,176)	(0,110)	(0,004)	(0,037)
	VEC ₂	-0,113	-0,210	-0,001	-0,042
		(0,237)	(0,147)	(0,006)	(0,050)
VEC ₃	-1,158***	0,129	-0,005	0,003	
	(0,189)	(0,117)	(0,005)	(0,040)	
lnSIDE	VEC ₁	-0,588***	0,211***	0,003	-0,095***
		(0,137)	(0,068)	(0,003)	(0,024)
	VEC ₂	-0,693*	0,011	0,008	-0,170***
		(0,362)	(0,179)	(0,009)	(0,065)
	VEC ₃	-0,066	0,370*	-0,009	0,064
	(0,411)	(0,203)	(0,010)	(0,074)	
lnTETL	VEC ₁	-0,742***	-0,049	-0,003	-0,017
		(0,167)	(0,080)	(0,003)	(0,028)
	VEC ₂	-1,224***	-0,082	-0,004	-0,029
		(0,276)	(0,132)	(0,005)	(0,046)
lnVEIC	VEC ₁	-0,016	0,000	0,004***	-0,002
		(0,055)	(0,017)	(0,000)	(0,006)
lnVEST	VEC ₁	-0,966***	-0,064	-0,006***	0,032
		(0,163)	(0,055)	(0,002)	(0,021)
	VEC ₂	-1104	-0,522***	-0,010	0,041
		(0,580)	(0,196)	(0,008)	(0,077)
VEC ₃	-1,815***	0,396**	-0,013*	0,057	
		(0,481)	(0,162)	(0,007)	(0,064)

* Significativo a 10%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 5

Decomposição média (10 períodos) da variância dos erros de previsão para os produtos da balança comercial analisados – Em porcentagem

Variáveis	X_i/M_i	lnPIB	lnGDP	lnTXRE
lnBORR	83,98	7,22	2,21	6,59
lnBPVG	55,95	4,81	0,81	38,43
lnCALC	66,24	23,07	2,42	8,27
lnCELP	60,28	36,44	0,06	3,22
lnELQI	91,47	1,06	0,98	6,49
lnELTRI	90,21	8,06	0,85	0,89
lnFARM	90,61	2,45	0,21	6,74
lnIDIV	86,68	6,22	0,75	6,35
lnMAMO	91,17	6,23	1,13	1,47
lnMELT	98,88	0,15	0,15	0,82
lnMNFE	94,92	0,36	1,63	3,08
lnMQTR	60,01	11,60	2,07	26,33
lnOMET	93,13	6,01	0,11	0,74
lnOVEG	79,34	16,94	2,16	1,56
lnPLAS	59,80	13,59	10,84	15,77
lnPOVE	81,72	4,83	2,54	10,91
lnQIDV	93,19	2,01	3,51	1,28
lnSIDE	87,27	5,01	4,91	2,81
lnTETL	69,11	28,59	0,04	2,25
lnVEIC	99,76	0,05	0,09	0,09
lnVEST	55,18	38,11	0,21	6,50
Média	80,42	10,61	1,79	7,17

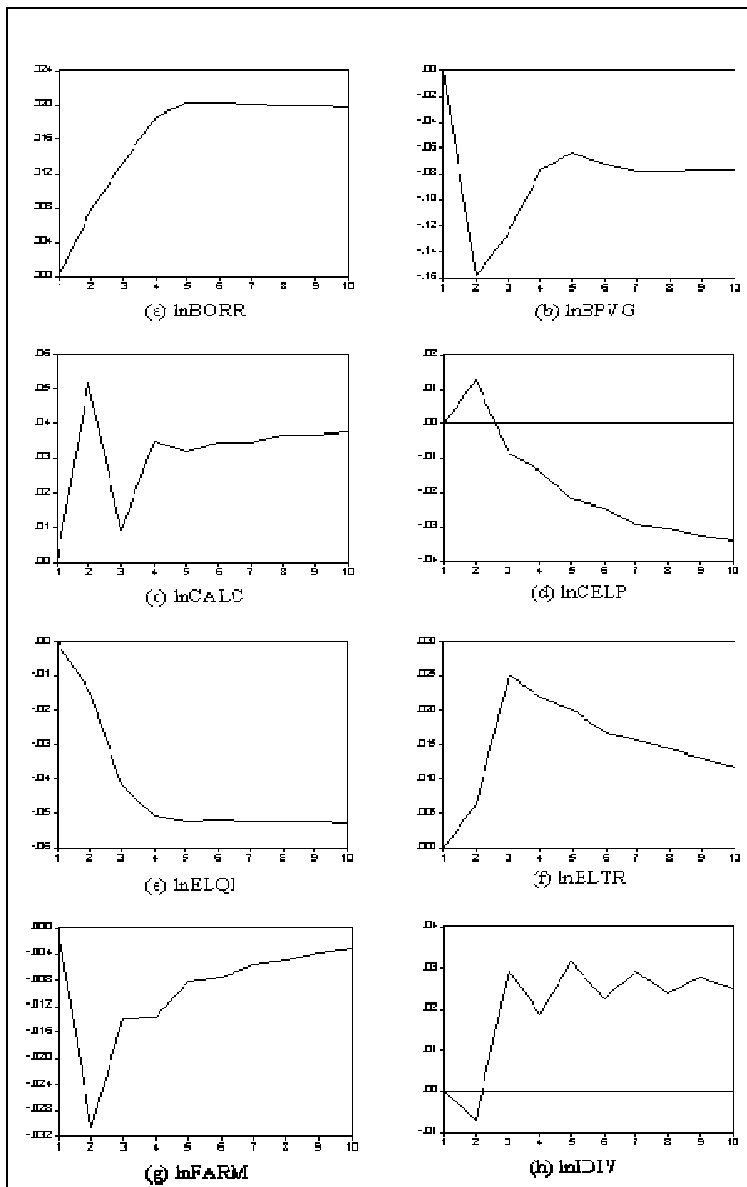
Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 6

Teste de Cointegração – Persyn e Westerlund (2008)

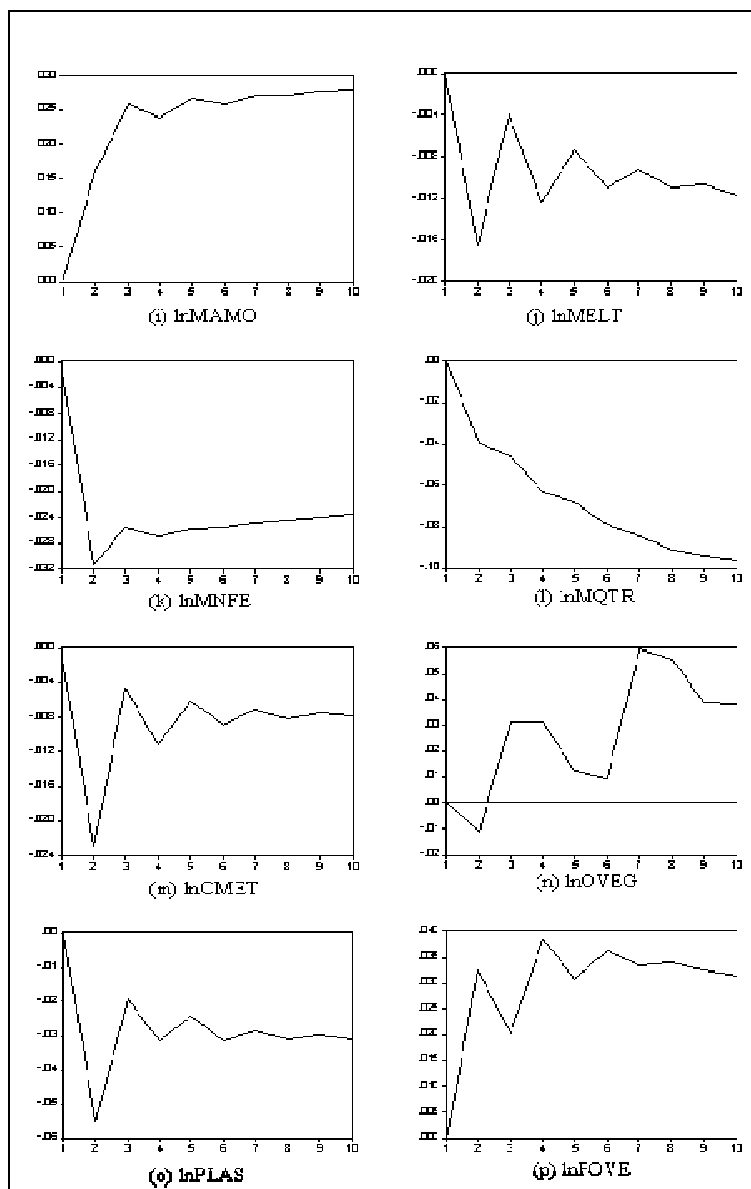
Estatística	Valor	Z-valor	P-valor
Gt	-3.309	-7.157	0.000
Ga	-17.727	-7.276	0.000
Pt	-18.776	-9.722	0.000
Pa	-23.132	-13.687	0.000

Fonte: Resultados da pesquisa.



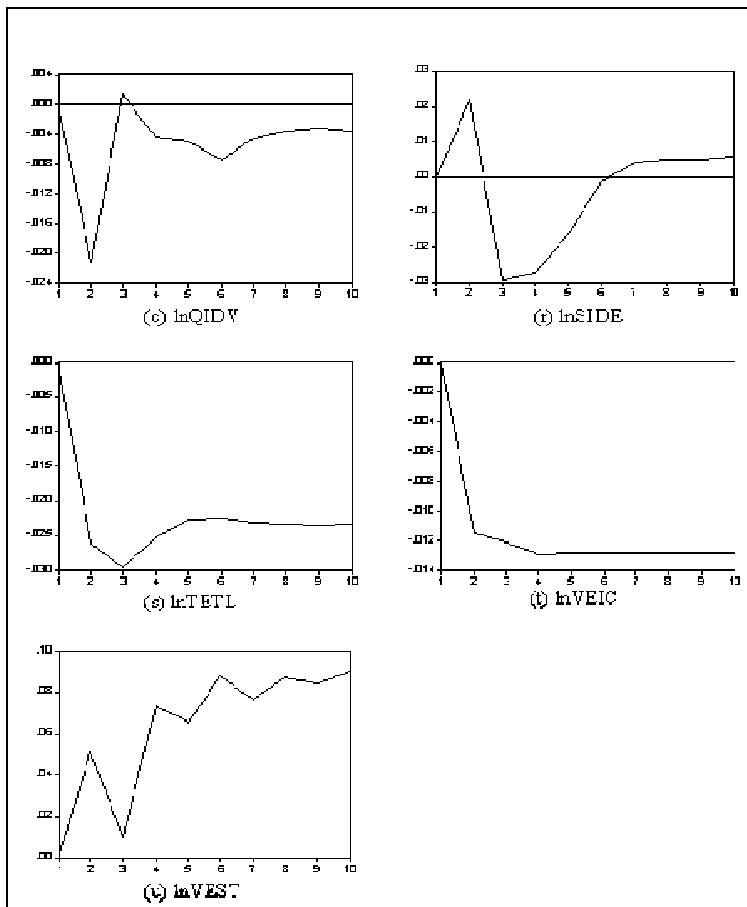
Fonte: Resultados da pesquisa.

Fig. 1. Respostas de Cholesky das variáveis estudadas para um choque de um desvio padrão na variável $\ln T \times RER_i$



Fonte: Resultados da pesquisa.

Fig. 1. Respostas de Cholesky das variáveis estudadas para um choque de um desvio padrão na variável $\ln T \times RER_i$ (continuação)



Fonte: Resultados da pesquisa.

Fig. 1. Respostas de Cholesky das variáveis estudadas para um choque de um desvio padrão na variável $\ln T \times RER_i$ (continuação)