

**TAXA DE CÂMBIO E BALANÇA COMERCIAL: EVIDÊNCIAS PARA O ESTADO
DO CEARÁ**

ÁREA 1 – TEORIA ECONÔMICA E APLICADA

Gabriel Martins

Graduando em Economia, Universidade Federal do Ceará. Endereço: Rua Pedro Machado, 852. Damas – Fortaleza/Ceará. CEP: 60426-086. Telefone: 34915841.
E-mail: gamartn@yandex.com

Elano Ferreira Arruda

Doutor em Economia, Professor do Departamento de Economia Aplicada e Pesquisador do Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará. Endereço: Av. da Universidade, 2700. 2º Andar. Benfica – Fortaleza/Ceará.
CEP: 60020181. Telefone: 33667751. E-mail: elano@ufc.br.

TAXA DE CÂMBIO E BALANÇA COMERCIAL: EVIDÊNCIAS PARA O ESTADO DO CEARÁ

ÁREA 1 – TEORIA ECONÔMICA E APLICADA

RESUMO

O estudo analisa a ocorrência do fenômeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial do Estado do Ceará com dados mensais entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013 e vetores de correção de erros. Na maioria dos modelos considerados, a resposta das exportações líquidas cearenses a uma depreciação cambial se mostra positiva e elástica, validando, portanto, a condição de Marshall-Lerner. Essa resposta se mostrou maior para os bens industrializados. Além disso, o impacto da atividade industrial cearense se mostrou positivo e elástico para a sua balança comercial e a atividade externa parece não influenciá-la. Por fim, o exame das relações de curto prazo revelou a ocorrência do fenômeno da curva J na maioria dos casos analisados.

Palavras-Chave: Balança Comercial, Curva J, Condição de Marshall-Lerner, Taxa de Câmbio

ABSTRACT

This work investigates the occurrence of the J curve and the validity of the Marshall-Lerner condition for the trade balance of the state of Ceará, using monthly data between January 1999 and November 2013 and error correction vectors. In most of the models considered, the response of net exports in Ceará to a currency depreciation was positive and elastic, thus validating the Marshall-Lerner condition. This response was larger for industrial goods. Furthermore, the impact of the industrial activity in Ceará was positive and elastic to its trade balance, and foreign activity does not seem to influence it. Lastly, the examination of short term relationships revealed the occurrence of the J curve in most cases analyzed.

Keywords: Trade Balance, J-Curve, Marshall-Lerner Condition, Exchange Rate

Classificação JEL: F10, F31, F41

1 – INTRODUÇÃO

Em anos recentes, especialmente após o Bretton Woods onde as taxas de câmbio se tornaram fortemente voláteis devido à adoção do regime de câmbio flutuante, vários pesquisadores têm voltado seus estudos para avaliar como as políticas cambiais repercutem na balança comercial das economias e de que forma influenciam o crescimento econômico. Ou seja, num ambiente econômico cada vez mais globalizado, o entendimento dessas relações se mostra relevante para os formuladores de política econômica. Nessa perspectiva, discutem-se os aspectos teóricos e a regularidade empírica da chamada curva J e da condição de Marshall-Lerner.

A curva J refere-se à ocorrência de um déficit na balança comercial a curto prazo seguido por um saldo superavitário a longo prazo em resposta a uma desvalorização cambial. Esse fenômeno seria explicado pela existência, no curto prazo, de uma rigidez relativa em termos de *quantum* importado e exportado decorrente de contratos de câmbio (LEONARD e STOCKMAN, 2001). Krugman e Obstfeld (2000) justificam o fenômeno da curva J sob o argumento de que, após uma depreciação cambial, os valores das exportações e importações ainda representam contratos celebrados com base na antiga taxa de câmbio real, refletindo no aumento do valor das importações em termos de bens domésticos e, além disso, a persistência de hábitos e costumes e a defasagem da tomada de decisão por parte dos agentes econômicos também são apresentados como fatores explicativos desse fenômeno.

Segundo Sonaglio, Scalco e Campos (2010), a condição de Marshall-Lerner preconiza que somente haverá uma melhora no saldo da balança comercial em resposta a uma depreciação cambial se, e somente se, o volume das exportações e importações for elástico em relação à taxa de câmbio real.

Apesar da importância dessa temática e do crescimento recente da quantidade de estudos sobre esse tema, ainda não há um consenso sobre a ocorrência e a regularidade desses fenômenos na economia brasileira e em seus estados. No Brasil, as diversas políticas cambiais adotadas desde a década de 1990 e a crescente abertura comercial oferecem uma boa oportunidade quanto a análise da relação entre balança comercial e variações na taxa de câmbio (SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010). Portanto, o presente estudo se propõe a contribuir nessa direção ao elaborar um estudo de caso para o Estado do Ceará.

A implementação de políticas industriais pautadas em auxílios financeiros e no fornecimento de infraestrutura para a economia cearense, a partir de 1980, promoveu o crescimento de setores como o metal-mecânico, papelaria, química, cerâmicas, têxteis, vestuário, produtos alimentares, móveis domésticos, calçadista e seus subsidiários (MAIA e CAVALCANTE, 2010).

Todavia, a partir da década de 1990, com uma política industrial já efetiva e a posterior implementação do Plano Real, o estado começou a ampliar as transações comerciais com outros países tendo como foco a exportação de produtos industrializados e a importação de equipamentos e insumos industriais para dar suporte à ampliação do processo de industrialização no estado. Embora a participação dos produtos industrializados nas exportações e importações cearenses tenha sido majoritária a partir do final dos anos 1990, após um breve período de superávit entre 2003 e 2005, a balança comercial se torna deficitária desde 2006. Após a tendência da queda da taxa de câmbio predominante nos anos 2000, observam-se desvalorizações significativas em 2012 e 2013.

Diante desse cenário, torna-se necessária a existência de pesquisas sobre o comércio exterior cearense para entender melhor o seu comportamento e daí extrair conclusões que subsidiem as decisões de política econômica, levando-as a produzir melhores resultados em termos de industrialização do Estado, o que solidificará a economia cearense, e a tornar seus produtos mais competitivos no mercado externo, objetivos que são cada vez mais imprescindíveis diante de um mundo globalizado.

Alguns autores apresentaram as suas contribuições nesse período. Entre eles, estão os estudos de Trompieri Neto, Freire Júnior e Paiva (2010) que estudam os determinantes das exportações cearenses de calçados; Maia e Cavalcante (2010) apresentam uma descrição do comportamento da balança comercial cearense entre 1989 e 2009; Ferreira e Arruda (2013), que investigam as interdependências regionais e externas da atividade industrial do Estado do Ceará e Freire Júnior e Paiva (2014), que analisam os determinantes das exportações cearenses de bens manufaturados.

O presente trabalho pretende contribuir para essa literatura com a análise empírica das relações de curto e longo prazo entre a taxa de câmbio real e a balança comercial cearense entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013¹; ou seja, verificar-se-á a ocorrência do fenômeno da curva J e da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial cearense utilizando-se o arcabouço dos vetores de correção de erros (VEC). Além disso, essa análise também será executada em nível desagregado para produtos básicos e industrializados na tentativa de identificar assimetrias nos resultados considerando diferentes setores de atividade.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A próxima consiste em destacar os aspectos teóricos e empíricos que versam sobre a condição de Marshall-Lerner e a curva J. A terceira seção se reserva à apresentação do banco de dados utilizado bem como à apresentação da estratégia econométrica empregada. A análise e discussão dos resultados é feita em seguida. E, por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

2 – REVISÃO DE LITERATURA

2.1 – MODELO TEÓRICO

Para explicar a relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial, Bickerdike (1920), Marshall (1923), Lerner (1914), Robinson (1947) e Metzler (1948) desenvolveram um modelo de balança comercial baseado nas elasticidades das funções oferta e demanda.

O modelo pressupõe a existência de dois mercados sob a ótica da economia doméstica: o mercado externo e o mercado interno. No primeiro mercado, o país local exerce a demanda por bens estrangeiros, sendo estes ofertados pelo resto do mundo; enquanto que no segundo ocorre o inverso, isto é, o país local oferta os bens produzidos internamente para que sejam demandados pelo resto do mundo. Nessas condições, uma desvalorização cambial provoca uma retração na oferta do resto do mundo e uma expansão da oferta doméstica estimulada em parte pelo aumento da demanda externa. Na economia doméstica, o valor das exportações tende a aumentar devido ao barateamento de seus produtos em moeda externa, enquanto que o valor das importações pode aumentar ou reduzir dependendo da elasticidade-preço da oferta, tornando o efeito de uma desvalorização cambial ambíguo (MOURA, 2005).

Portanto, nesse modelo, a condição de suficiência para a ocorrência de superávit na balança comercial em resposta a uma depreciação cambial, denominada condição Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM), é a de que a derivada desta em relação a taxa de câmbio seja positiva.

Moura (2005) argumenta que a condição Marshall-Lerner é um caso especial da condição BRM; ou seja, ela é válida quando as rendas dos países permanecem constantes e, sobretudo, as curvas de oferta externa e oferta interna de exportações são altamente ou perfeitamente elásticas, e daí se deduz que, para que haja a melhora na balança comercial, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa sejam maiores que um.

Nos moldes de Lobo (2007), o modelo BRM pode ser construído a partir das seguintes relações econômicas:

$$M(P_M) = X^*(P_M^*) \quad (1)$$

$$X(P_X) = M^*(P_X^*) \quad (2)$$

¹ Optou-se por esse período amostral porque em 1999 o mercado cambial brasileiro passou a operar sob regime de livre flutuação da taxa de câmbio.

$$B = P_X X - P_M M \quad (3)$$

$$P_M = P_M^* \cdot e \quad (4)$$

$$P_X = P_X^* \cdot e \quad (5)$$

$$\eta = - \frac{\partial M}{\partial P_M} \frac{P_M}{M} \quad (6)$$

$$\eta^* = - \frac{\partial M^*}{\partial P_X^*} \frac{P_X^*}{M^*} \quad (7)$$

$$\varepsilon = - \frac{\partial X}{\partial P_X} \frac{P_X}{X} \quad (8)$$

$$\varepsilon^* = - \frac{\partial X^*}{\partial P_M^*} \frac{P_M^*}{X^*} \quad (9)$$

Em que: M, X: importações e exportações efetuadas pela economia doméstica; M*, X*: importações e exportações efetuadas pelo resto do mundo à economia doméstica; P_M, P_X: preços das importações e exportações em moeda doméstica; P*_M, P*_X: preços das importações e exportações em moeda estrangeira; e: taxa de câmbio nominal (preços em moeda doméstica/preço em moeda estrangeira); η: elasticidade compensada da demanda de importações domésticas; η*: elasticidade compensada da demanda de importações do resto do mundo; ε: elasticidade compensada da oferta de exportações domésticas; ε*: elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo.

O modelo BRM fornece a condição geral que determina a variação nos saldos comerciais a partir da diferenciação das equações (1) a (5) e utilizando-se das definições de elasticidades constantes nas relações (6) a (9) e o fato de que²:

$$\frac{\partial P_M}{P_M} = \left[\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right] \frac{\partial e}{e} \quad (10)$$

$$\frac{\partial P_X}{P_X} = \left[\frac{\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} \right] \frac{\partial e}{e} \quad (11)$$

Em que $\frac{\partial P_M}{P_M}$ e $\frac{\partial P_X}{P_X}$ denotam, respectivamente, aproximações das taxas médias de crescimento dos preços das importações e das exportações. Assim, pode-se derivar a relação que explicita a variação absoluta nos saldos comerciais, partindo de um equilíbrio inicial (B=0), dada por:

$$\partial B = P_X X \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \right] \frac{\partial e}{e} \quad (12)$$

Portanto, a partir das expressões constantes em (10) e (11), percebe-se que, na inalterabilidade dos termos de troca³ ou no caso de variação positiva nestes; ou seja, quando $\frac{\partial P_X}{P_X} \geq \frac{\partial P_M}{P_M}$, não há como existir deterioração nos saldos comerciais, de modo que $\partial B \geq 0$.

Entretanto, caso haja uma deterioração nos termos de troca, $\frac{\partial P_X}{P_X} < \frac{\partial P_M}{P_M}$, existe a possibilidade de ocorrência de déficit comercial em resposta a uma desvalorização/depreciação real da taxa de câmbio.

No modelo BRM, a condição suficiente para que ocorra um resultado superavitário nos saldos comerciais numa economia após uma depreciação cambial é dada por:

$$\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} > \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \quad (13)$$

A condição de Marshall-Lerner é uma situação particular da relação acima, quando se considera que as elasticidades-preço da oferta dos bens exportados e importados da economia doméstica tendem ao infinito. Ou seja, nesse cenário, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa será maior que um, é a chamada condição de Marshall-Lerner.

² Para verificação dessas relações e da condição geral do modelo BRM, ver apêndice C.

³ Termos de troca definido como a razão entre os preços recebidos nas exportações e pagos nas importações de uma economia; Pode também ser definido como a razão entre o valor das exportações e importações de uma unidade econômica.

$$\lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} > \lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \rightarrow \eta^* > 1 - \eta \rightarrow (\eta + \eta^*) > 1 \quad (14)$$

Assim, como argumenta Moura (2005), a condição de Marshall-Lerner é um caso particular da solução geral para as variações absolutas do saldo da balança comercial frente a uma desvalorização cambial.

Uma abordagem complementar a das elasticidades é a abordagem da absorção, que considera os efeitos da desvalorização cambial não somente nos preços relativos e na balança comercial, mas também sobre a renda e a absorção. Dados os preços internos constantes e os preços externos variáveis, postula-se a renda interna como exógena para as exportações e endógena para as importações, devido a dependência de insumos industriais no produto doméstico, bem como as importações serem parte da absorção total.

Isto posto, após uma desvalorização cambial, os agentes do país doméstico podem: i) Demandar produtos domésticos no lugar de produtos estrangeiros, devido a seu encarecimento em moeda doméstica; ii) Dado um aumento na renda interna, aumentar sua demanda por produtos estrangeiros, quanto maiores forem a propensão marginal a consumir e a elasticidade da oferta externa por importações. O efeito i) é denominado efeito substituição e ii), efeito renda. Em geral, a abordagem da absorção explica que uma desvalorização cambial tende a deteriorar os termos de troca, mas isso não implica em déficit na balança comercial. Para que haja uma melhora na balança comercial, é necessário que o efeito substituição seja maior que o efeito renda (MOURA, 2005).

Ainda nessa estrutura pode-se identificar a ocorrência da curva J, que é um fenômeno em que, após uma desvalorização cambial, ocorre déficit na balança comercial em curto prazo, e superávit, a longo prazo. Em outros termos, sob a ótica da absorção, o efeito renda é dominante no curto prazo, enquanto que no médio e longo prazos, predomina o efeito substituição e, como consequência, o gráfico da resposta da balança comercial a uma depreciação cambial ao longo do tempo tem o formato da letra J. Vale destacar que a condição de Marshall-Lerner permanece válida nesse processo, pois o superávit, embora não se manifeste de imediato, ocorre no equilíbrio em longo prazo (LOBO, 2007; MOURA, 2005; SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010). Analiticamente, os três principais fatos geradores do fenômeno da curva J são os contratos de câmbio, a rigidez de preços e persistência de hábitos e costumes dos agentes econômicos.

Os contratos de câmbio firmam negociações antes da desvalorização cambial, onde preços e quantidades são fixos. Após a depreciação cambial, pela defasagem do repasse cambial entre preços, as quantidades remanescentes permanecem fixas, fazendo com que os exportadores consigam ajustar os preços, mas os importadores não consigam fazer o mesmo, resultando em um déficit na balança comercial em curto prazo. A rigidez de preços seria explicada em três defasagens temporais; quais sejam, de reconhecimento, de decisão e de entrega/pagamento. A primeira ocorre porque os importadores e exportadores demoram a perceber a mudança no ambiente de competição. A segunda envolve a expectativa dos agentes quanto a duração da desvalorização cambial, se ela será momentânea ou duradoura e, a última, está relacionada aos custos de transporte e as dificuldades de logística (LOBO, 2007; MOURA, 2005; SONAGLIO, SCALCO E CAMPOS, 2010). Por fim, Krugman e Obstfeld (2001) apresentam os hábitos, preferências e costumes dos agentes econômicos como um fator explicativo para o déficit comercial em curto prazo.

2.2 – EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A literatura que investiga a ocorrência e a regularidade empírica das previsões teóricas mencionadas na seção anterior; ou seja, o estudo das repercussões de uma depreciação cambial sobre a balança comercial evoluiu nos últimos anos para o Brasil e diversos autores apresentaram suas contribuições.

Um dos primeiros esforços nessa direção pode ser encontrado em Moura (2005). O autor investiga a validade da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência do fenômeno da curva J para a balança comercial brasileira com dados entre Janeiro de 1990 a Dezembro de 2003 e vetores de correção de erros com mudança de regime (MS-VECM). Verifica-se que, após uma depreciação cambial, a balança comercial tende a se ajustar rapidamente, apresentando um *overshooting* ao invés de uma deterioração inicial, constituindo assim uma evidência positiva para a condição de Marshall-Lerner e negativa para a curva J.

Lobo (2007) investiga a ocorrência do fenômeno da curva J para a economia brasileira com dados trimestrais entre 1980 e 2005 e vetores de correção de erros (VEC). Os resultados indicam que o fenômeno da curva J parece não ocorrer nos dados do Brasil. O autor argumenta ainda que as rendas externa e interna se mostram fortemente relevantes na determinação do saldo da balança comercial brasileira e que, portanto, um cenário de deterioração nos saldos comerciais seria possível com a retração na atividade econômica doméstica e/ou externa.

Analisando as relações de curto e longo prazo entre a balança comercial e as depreciações cambiais sob uma ótica bilateral entre Brasil e os Estados Unidos, Mercosul, União Europeia e resto do mundo, Vasconcelos (2010) faz uso de dados trimestrais entre 1990 e 2009 e da modelagem de cointegração a partir do modelo autorregressivo de defasagem distribuída – ARDL e modelo de correção de erros – MCE nos moldes propostos por Pesaran *et all* (2001). Os resultados não conseguem sustentar a ocorrência do fenômeno da curva J em nenhum dos casos considerados, todavia, os efeitos de longo prazo apontam para a ocorrência da condição de Marshall-Lerner em todas as análises bilaterais.

Sonaglio, Scalco, Campos (2010) realizam um investigação empírica da ocorrência e regularidade empírica da curva J e da condição de Marshall-Lerner para 21 setores da balança de manufaturados no comércio bilateral entre Brasil e Estados Unidos entre 1994 e 2007 como modelos VEC. Os autores encontram evidências da ocorrência do fenômeno da curva J apenas para os setores de indústrias diversas e óleos vegetais. A condição de Marshall-Lerner, por sua vez, se mostrou presente em seis setores, quais sejam, borracha, calçados, equipamentos eletrônicos, madeira e mobiliário, peças e outros veículos e artigos de vestuário.

Analisando as trajetórias das taxas de câmbio nominal e real efetiva e da balança comercial brasileira de 1994 a 2008, Pinzon (2011) apresenta evidências da ocorrência da curva J somente na desvalorização de 2002, quando importações caíram rapidamente e exportações subiram lentamente.

Mortatti, Miranda, Bacchi (2011), destacando a importância desempenhada pela China no comércio exterior brasileiro ao assumir o posto de maior parceiro comercial em meados dos anos 2000, decidem investigar as variáveis determinantes nas exportações do Brasil para a China nas equações de exportação de *commodities* agrícolas, minerais e na de exportação de produtos industriais utilizando dados mensais entre Janeiro de 1995 e Dezembro de 2008 e modelos VEC. Os autores mostram que tanto a renda brasileira como a chinesa são importantes para o comércio entre esses países, em todos os casos considerados. A taxa de câmbio, por outro lado, se mostrou pouco relevante para a exportação de *commodities*, mas fortemente determinante para os produtos industrializados. Os autores também verificam a ocorrência do fenômeno da curva J no comércio bilateral Brasil-China para as *commodities* agrícolas e para os produtos industrializados.

Investigando os efeitos de curto e longo prazos das desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial agropecuária do Brasil/resto do mundo com uso de dados mensais entre Julho de 1994 a Dezembro de 1997 e modelos VEC, Scalco, Carvalho e Campos (2012) rejeitam a hipótese da ocorrência do fenômeno da curva J e confirmam a validade da condição de Marshall-Lerner de que, no longo prazo, as depreciações cambiais repercutem positivamente na balança comercial.

Para o Estado do Ceará, Freire Júnior, Paiva e Trompieri Neto (2010); Maia e Cavalcante (2010), Ferreira e Arruda (2013) e Freire Júnior e Paiva (2014) apresentaram contribuições sobre a evolução do comportamento do comércio exterior cearense.

Maia e Cavalcante (2010) apresentam um estudo descritivo sobre a evolução do desempenho do comércio exterior cearense entre 1989 e 2009 com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX – MDIC). Os autores destacam o crescimento das transações comerciais desse Estado com o resto do mundo e a expansão da participação de novos municípios em atividades exportadoras.

Investigando os impactos das depreciações cambiais sobre as exportações cearenses de calçados, Freire Júnior, Paiva e Trompieri Neto (2010) utilizam dados trimestrais entre 1996 e 2009 e modelo VEC. Os resultados mostram que tanto a renda externa como a taxa de câmbio real apresentam influência positiva sobre exportações de calçados do Estado do Ceará.

Examinando o comportamento dinâmico da atividade industrial cearense e suas interdependências regionais e externas no pós-Real, Ferreira e Arruda (2013) utilizam modelos vetoriais dinâmicos com restrições nos parâmetros estimados de forma sistêmica e mostram que choques na região Nordeste provocam uma resposta positiva e instantânea da economia do Ceará e que esse efeito também é encontrado na análise inversa, mas com menor impacto. Ademais, verificou-se que os efeitos sobre a atividade industrial do Estado do Ceará provocados por choques na atividade industrial das regiões Sudeste e Sul são maiores que os da própria região Nordeste. Os autores não encontram evidências relevantes do impacto do setor externo sobre a dinâmica das exportações cearenses.

Por fim, analisando as elasticidades de longo prazo das exportações cearenses de produtos industrializados em relação à renda mundial e à taxa de câmbio, Freire Júnior e Paiva (2014) recorrem aos modelos VEC e a dados trimestrais entre 2000 e 2010. Os autores encontram impactos relevantes e condizentes com a teoria para as elasticidades, ou seja, as exportações cearenses aumentam tanto via desvalorizações cambiais quanto via aumento da renda do resto do mundo.

Apesar das contribuições mencionadas acima para a economia cearense, percebe-se a inexistência de estudos que apresentem evidências sobre a ocorrência do fenômeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner. O presente trabalho pretende contribuir nessa direção analisando os efeitos de curto e longo prazo das depreciações cambiais sobre a balança comercial cearense considerando os valores totais e em níveis desagregados para os setores básicos e industrializados. Em suma, esse estudo examina a ocorrência da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial cearense total e para esta nos setores básicos e industrializados.

3 – ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 – BANCO DE DADOS

Para fazer inferência sobre a validade da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência do fenômeno da curva J para o Estado do Ceará far-se-á uso de informações mensais entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013 e vetores de correção de erros (VEC).

A balança comercial cearense será construída a partir de dados de exportações e importações por fator agregado⁴ adquiridos junto a Secretaria de Comércio Exterior do

⁴ Nesse conceito, o produto é classificado como básico ou industrializado, sendo este último grupo subdividido em semimanufaturado e manufaturado. Os básicos são aqueles que guardam suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza, ou seja, com um baixo grau de elaboração. São exemplos desse grupo minérios, produtos agrícolas (café em grão, soja em grão, carne in natura, milho em grão, trigo em grão, etc.). Os produtos semimanufaturados são aqueles que ainda não estão em sua forma definitiva de uso, quer final quer intermediário, pois deverão passar por outro processo produtivo para se transformarem em produto manufaturado (ex.: açúcar em bruto => açúcar refinado; óleo de soja em bruto => óleo de soja em refinado; produtos semimanufaturados de ferro/aço => laminados planos; celulose => papel, etc.).

Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior (MDIC/SECEX). Far-se-á uso do saldo da balança comercial considerando os valores totais e do referido saldo para os básicos e industrializados (manufaturados e semimanufaturados).

Em virtude da indisponibilidade de dados sobre PIB mensal, utilizaram-se como *proxies* para as variáveis de renda doméstica e externa os Índices de Produção Industrial (IPI) do Estado do Ceará e dos Estados Unidos⁵, por este ter sido o principal demandador das exportações cearenses em todo o período analisado. O IPI estadual é calculado e disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o IPI americano foi obtido junto às Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional (IFS-FMI).

A medida de câmbio utilizada nessa pesquisa é a taxa de câmbio efetiva real, que é calculada a partir de uma média geométrica ponderada dos maiores parceiros comerciais de uma economia e é empregada como uma medida de competitividade das exportações de um país. De modo a avaliar a robustez dos resultados encontrados, esse trabalho faz uso de duas versões para essa medida, quais sejam, a taxa de câmbio real deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e pelo Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI) disponibilizadas no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS).

3.1.1 - PERFIL DA BALANÇA COMERCIAL CEARENSE

A política de industrialização do Ceará já teve início em meados dos anos 1980, sustentada em estratégias de concessões financeiras e apoio de infraestrutura. Os setores mais investidos foram metal-mecânico, papelaria, química, cerâmicas, têxteis, vestuário, produtos alimentares, móveis domésticos, calçadista e seus subsidiários.

Com a maior inserção do Estado no comércio internacional e, por se tratar de uma economia que importa bens de alto valor agregado, a balança comercial cearense se mostrou deficitária durante quase todo o período analisado, como mostra a tabela 1. Percebe-se ainda a forte expansão do grau de abertura comercial do estado entre 1999 e 2004 e que, após os primeiros indícios da crise financeira norte americana, este indicador apresentou uma desaceleração.

Tabela 1: Comércio exterior cearense – dados gerais – 1999 – 2013

Ano	Exportações (US\$ mi)	Importações (US\$ mi)	Corrente de comércio (US\$ mi)	PIB do Ceará (US\$ mi)*	Taxa de abertura comercial (%)
1999	371,206	573,468	944,674	11,418,660	8.27
2000	495,098	717,859	1,212,957	12,356,930	9.82
2001	527,051	623,372	1,150,423	10,429,810	11.03
2002	543,902	635,910	1,179,812	9,859,090	11.97
2003	760,927	540,760	1,301,687	10,602,310	12.28
2004	859,369	573,596	1,432,965	12,600,750	11.37
2005	930,451	588,656	1,519,107	16,817,300	9.03
2006	961,874	1,098,177	2,060,051	21,268,200	9.69
2007	1,148,357	1,405,686	2,554,043	25,833,290	9.89
2008	1,274,935	1,558,471	2,833,406	32,706,940	8.66
2009	1,080,166	1,230,384	2,310,550	32,959,120	7.01
2010	1,269,499	2,169,201	3,438,700	44,259,080	7.77
2011	1,403,296	2,403,329	3,806,625	52,539,110	7.25

⁵ Para ambos os índices utilizou-se o mês de Maio de 2005 como mês base.

2012	1,266,963	2,864,257	4,131,220	48,416,880	8.53
2013	1,420,464	3,301,744	4,722,208	48,056,470	9.83

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MDIC/Secex, IBGE *Convertido pela taxa de câmbio livre para venda anual - média do período, obtida do IPEADATA.

A tabela 2 apresenta a evolução do *ranking* da participação percentual dos estados brasileiros no comércio do Brasil entre os anos de 1989, 1999 e 2009. As evidências mostram que, apesar do aumento na inserção do Ceará no comércio internacional, suas exportações e importações representaram, em média, apenas 0.71% e 0.93%, respectivamente, das exportações e importações brasileiras. Entretanto, quando comparada aos estados do Nordeste, em 2009, a economia cearense esteve atrás apenas do Estado da Bahia, nas exportações, e ocupava a 14ª posição no ranking estadual de exportadores e importadores.

Tabela 2: Ranking dos estados exportadores e importadores – 1989 – 1999 – 2009

UF	1989				1999				2009					
	Exportações		Importações		Exportações		Importações		Exportações		Importações			
	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição	Part. (%)	Posição		
AC	0.01	25	0	21	AC	0	27	0	27	AC	0.01	26	0	27
AL	0.44	16	0.1	16	AL	0.47	16	0.1	20	AL	0.54	16	0.1	23
AP	0.12	20	0	22	AP	0.09	22	0	23	AP	0.12	21	0	25
AM	0.37	17	6.1	4	AM	0.89	12	5.8	6	AM	0.58	15	5.4	7
BA	4.43	6	4	6	BA	3.29	9	3	8	BA	4.58	8	3.7	9
CE	0.64	14	0.6	12	CE	0.77	13	1.2	12	CE	0.71	14	1	14
DF	0.02	24	0.1	17	DF	0.02	24	1.4	11	DF	0.09	24	0.9	15
ES	4.94	5	3.2	7	ES	5.1	6	5.3	7	ES	4.26	9	4.3	8
GO	0.75	12	0.2	15	GO	0.68	14	0.6	14	GO	2.36	11	2.2	10
MA	1.34	10	0.5	13	MA	1.38	11	0.7	13	MA	0.81	13	1.6	12
MT	0.54	15	0.1	18	MT	1.54	10	0.3	16	MT	5.55	6	0.6	17
MS	0.74	13	0	27	MS	0.45	17	0.1	21	MS	1.17	12	2.1	11
MG	13.7	2	0.8	11	MG	13.29	2	6	0,05	MG	12.76	2	5.8	5
PA	4.09	9	1.1	9	PA	4.45	7	0.3	15	PA	5.45	7	0.6	16
PB	0.19	19	0.2	14	PB	0.13	19	0.3	17	PB	0.1	23	0.3	18
PR	5.77	4	4.1	5	PR	8.19	4	7.5	3	PR	7.34	5	7.5	3
PE	0.94	11	0.9	10	PE	0.55	15	1.5	10	PE	0.54	17	1.6	13
PI	0.1	21	0	25	PI	0.1	21	0	24	PI	0.11	22	0.1	24
RJ	4.38	7	23.7	2	RJ	3.42	8	0.09	2	RJ	8.84	4	9.1	2
RN	0.21	18	0	20	RN	0.24	18	0.2	19	RN	0.17	20	0.1	21
RS	10.79	3	10.7	0,03	RS	10.41	3	6.7	4	RS	9.96	3	7.4	4
RO	0.04	23	0	19	RO	0.12	20	0	25	RO	0.26	18	0.1	19
RR	0	26	0	23	RR	0	26	0	26	RR	0.01	27	0	26
SC	4.17	8	1.7	8	SC	5.35	5	1.8	9	SC	4.2	10	5.7	6
SP	35.02	1	41	1	SP	36.54	1	47.3	1	SP	27.76	1	39.5	1
SE	0.08	22	0	26	SE	0.05	23	0.2	18	SE	0.04	25	0.1	20
TO	0	27	0	24	TO	0.02	25	0	22	TO	0.18	19	0.1	22

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Maia & Cavalcante (2010).

O Estado do Ceará também procurou diversificar os seus parceiros comerciais, passando a exportar de 73 países em 1989, para 95 em 1999 e para 152 em 2009 (MAIA e CAVALCANTE, 2010). Os Estados Unidos representaram a maior demanda pelas exportações cearenses em todo o período considerado. Em relação às importações, o quadro é diverso: Os Estados Unidos e a Argentina apresentavam participações majoritárias entre 1989 e 1999, mas perderam espaço entre 1999 e 2009, principalmente, pelo crescimento da participação da China e da Índia como mostra a tabela 3.

Tabela 3: Principais parceiros comerciais (%)

Exportações			
País	1989	1999	2009
Estados Unidos	57.7	53.8	29.6
Reino Unido	2	1.6	10
Argentina	0.5	11.3	8.2
Países Baixos	1.6	1.6	6.4
Itália	2.7	2.2	4.6
Alemanha	2.7	2.5	3.1
China	0	0	3.1
Importações			
País	1989	1999	2009
China	0	2.1	14.8
Índia	0	0.1	12.1
Argentina	19.2	30.9	7.3
Alemanha	7	3.7	6.4
Trinidad e Tobago	0	0.1	6.1
Estados Unidos	16.2	7.6	5.6
Coréia do Sul	0.6	1.4	4

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Maia & Cavalcante (2010).

De acordo com os dados da tabela 4, em 1989, a pauta de exportações pende para os produtos têxteis e produtos básicos, com destaque para a castanha de caju, como consequência das vantagens comparativas da economia cearense nesses setores. A partir de 1999, percebe-se o forte crescimento da participação dos calçados nas exportações do Estado do Ceará, tornando-se o principal produto exportado em 2009. Em se tratando de importações, pode-se afirmar que a pauta de importações apresentou uma certa estabilidade, quanto aos itens reatores nucleares, máquinas, aparelhos e material elétrico, produtos metalúrgicos, combustíveis e minérios, para dar andamento ao processo de industrialização, e os itens trigos e produtos têxteis, como insumos necessários para a produção dos setores de alimentos e bebidas e têxtil, já consolidados no estado.

A tabela 5 apresenta uma descrição da evolução das exportações e importações do Estado do Ceará por fator agregado. Em termos gerais percebe-se a participação majoritária de produtos industrializados nas exportações e importações em todo o período analisado. Analisando a taxa de crescimento média anual desses setores, observa-se que a participação dos básicos nas exportações e importações encolheu cerca de 4.45% e 8.34% ao ano, respectivamente. Nas mesmas condições, os industrializados apresentaram crescimento médio anual de 2.07% e 3.40%, respectivamente, nas exportações e importações cearenses.

Tabela 4: Principais Produtos Exportados e Importados do Ceará

Exportações											
1989				1999				2009			
Posição	Produtos Selecionados	Valor (US\$ FOB)	Part. (%)	Posição	Produtos Selecionados	Valor (US\$ FOB)	Part. (%)	Posição	Produtos Selecionados	Valor (US\$ FOB)	Part. (%)
1°	Castanha de Caju	92,644,105	42.19	1°	Castanha de Caju	115,786,483	31.19	1°	Calçados	298,253,179	27.61
2°	Produtos Têxteis	35,029,905	15.95	2°	Calçados	71,651,803	19.3	2°	Castanha de Caju	187,028,687	17.31
3°	Lagostas	23,013,857	10.48	3°	Produtos Têxteis	59,400,038	16	3°	Couros e Peles	126,799,023	11.74
4°	Couros e Peles	15,608,591	7.11	4°	Lagosta	29,638,317	7.98	4°	Frutas	105,639,457	9.78
5°	Ceras de Carnaúba	14,793,037	6.74	5°	Couros e Peles	23,941,416	6.45	5°	Produtos Têxteis	60,372,113	5.59
6°	Produtos Metalúrgicos	7,506,301	3.42	6°	Ceras Vegetais	20,155,091	5.43	6°	Produtos Metalúrgicos	42,575,374	3.94

Importações											
1989				1999				2009			
Posição	Produtos Selecionados	Valor (US\$ FOB)	Part. (%)	Posição	Produtos Selecionados	Valor (US\$ FOB)	Part. (%)	Posição	Produtos Selecionados	Valor (US\$ FOB)	Part. (%)
1°	Combustíveis e Minerais	32,427,541	28.35	1°	Produtos Têxteis	162,667,207	28.37	1°	Reatores Nucleares, Máquinas e Mat. Elétrico	292,108,006	23.74
2°	Reatores nucleares, máquinas e mat. Elétrico	31,022,794	27.12	2°	Combustíveis e Minerais	115,714,276	20.18	2°	Produtos Metalúrgicos	226,401,699	18.4
3°	Trigo	29,835,770	26.09	3°	Trigo	94,732,886	16.52	3°	Produtos Químicos	134,838,427	10.96
4°	Milho em grãos	4,470,053	3.91	4°	Reatores Nucleares, Máquinas e Mat. Elétrico	62,185,358	10.84	4°	Trigo	133,209,998	10.83
5°	Instrum e apar óptica, fotografia, medida controle ou de precisão, aparelhos e instrumentos médicos	4,338,019	3.79	5°	Produtos Metalúrgicos	37,099,019	6.47	5°	Produtos Têxteis	129,047,995	10.49
6°	Leite em Pó Desnaturado	1,824,099	1.59	6°	Produtos Químicos	18,671,779	3.26	6°	Combustíveis e Minerais	106,348,922	8.64

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Maia & Cavalcante (2010).

Tabela 5: Evolução da Composição de Exportações e Importações por Fator Agregado no Ceará (%)

Ano	Exportações		Importações	
	Básicos	Industrializados	Básicos	Industrializados
1999	42.04	56.12	48.27	51.73
2000	40.2	57.60	40.83	59.17
2001	32.14	65.61	28.12	71.88
2002	36.26	61.71	26.62	73.38
2003	33.42	65.53	32.12	67.88
2004	33.28	66.24	29.49	70.51
2005	31.74	67.52	16.81	83.19
2006	29.95	68.37	13.54	86.46
2007	27.55	70.47	16.34	83.66
2008	26.58	71.44	18.39	81.61
2009	33.52	64.85	13.05	86.95
2010	29.43	66.92	11.35	88.65
2011	32.69	64.52	21.54	78.46
2012	26.32	70.58	12.33	87.67
2013	21.56	76.58	13.81	86.19
$\Delta\%$ a.a.*	-4.45	2.07	-8.34	3.40

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MDIC/Secex, IBGE. * $\Delta\%$ a.a. refere-se à taxa de crescimento médio anual da participação do referido setor entre 1999-2013 definida por: $\{[\ln(t_f) - \ln(t_0)]/T\}100$, em que t_0 e t_f indicam a participação do setor no primeiro e último período da amostra, respectivamente, e $T = 15$.

Por fim, analisou-se a participação das exportações e importações por setores de contas nacionais⁶, quais sejam: bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e combustíveis e lubrificantes. As informações estão sintetizadas na tabela 6. Em relação às exportações cearenses, percebe-se uma participação expressiva dos bens de consumo não duráveis (58.75%) e dos insumos industriais (32.64%); Por outro lado, as importações se mostram mais diversificadas entre os setores de contas nacionais, com participações importantes de insumos industriais (42.09%), combustíveis (19.46%), bens de capital (18.1%) e alimentos e de bebidas destinados a indústria (13.61%).

Tabela 6: Participação das Exportações e Importações Cearenses por Setores de Contas Nacionais (%) (Média 1999 - 2013)

Setor de conta nacional	Exportação	Importação
BENS DE CAPITAL		
Bens de Capital	1.3	18.1
Equipamentos de Transporte de uso industrial	0.2	1.72
BENS INTERMEDIÁRIOS		
Alimentos e Bebidas destinadas a indústria	0.33	13.61
Insumos Industriais	32.64	42.09
Peças e Acessórios de Equipamentos de Transporte	0.73	0.94
BENS DE CONSUMO		
Bens de Consumo duráveis	2.07	1.06
Bens de Consumo não duráveis	58.75	3.35
COMBUSTÍVEIS		
Combustíveis e Lubrificantes	3.33	19.46

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MDIC/Secex

⁶ Participação percentual em relação ao total de exportações e importações do Estado. Utilizou-se a média dos anos 1999 a 2013.

3.2 – ESTRATÉGIA ECONOMETRICA

Para a análise das repercussões de uma depreciação cambial sobre a balança comercial; ou seja, a investigação da ocorrência do fenômeno da curva J e da condição de Marshall-Lerner para a economia cearense utiliza-se a definição de balança comercial/termos de troca comumente empregada em estudos dessa natureza⁷, qual seja, a razão entre os valores das exportações e importações $\left(\frac{X_t}{M_t}\right)$ para os setores considerados como função da renda doméstica (Y_t), da renda externa (Y^*_t) e da taxa de cambio efetiva real ($TXCER_t$) em um modelo log-linear, ou seja:

$$\ln\left(\frac{XT_t}{MT_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\ln\left(\frac{XB_t}{MB_t}\right) = \beta_4 + \beta_5 \ln(TXCER_t) + \beta_6 \ln(Y_t) + \beta_7 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\ln\left(\frac{XI_t}{MI_t}\right) = \beta_8 + \beta_9 \ln(TXCER_t) + \beta_{10} \ln(Y_t) + \beta_{11} \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde: $\ln\left(\frac{XT_t}{MT_t}\right)$ = logaritmo natural da razão exportações totais/importações totais; $\ln\left(\frac{XB_t}{MB_t}\right)$ = logaritmo natural da razão exportações de básicos/importações de básicos; $\ln\left(\frac{XI_t}{MI_t}\right)$ = logaritmo natural da razão exportações industrializados/importações de industrializados; $\ln(TXCER_t)$ = logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real; $\ln(Y_t)$ = logaritmo natural da renda doméstica real; $\ln(Y^*_t)$ = logaritmo natural da renda real do resto do mundo; $\beta_0, \dots, \beta_{11}$ = parâmetros a serem estimados; ε_t = termo de erro.

Para analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo far-se-á uso da análise de cointegração multivariada nos moldes propostos por Johansen (1988). Sob a ótica das relações econômicas, duas ou mais séries são ditas cointegradas se estas apresentam um comovimento ao longo do tempo e suas diferenças são estacionárias, ainda que cada série em particular seja não estacionária. Noutros termos, a cointegração aponta para a existência de um equilíbrio em longo prazo da relação entre essas variáveis. Portanto, a análise de cointegração se mostra uma ferramenta adequada para o exame das relações de constantes nas equações (15), (16) e (17). Do lado operacional, duas ou mais séries que são, por exemplo, integradas de ordem 1, $I(1)$, e, portanto, não estacionárias, são consideradas cointegradas se existir uma combinação linear delas que seja estacionária, $I(0)$, e o vetor que propicia essa série $I(0)$ é chamado de vetor de cointegração.

Portanto, quando as variáveis não são $I(0)$, o vetor de resíduos pode não ser estacionário e a estimação por mínimos quadrados pode levar a resultados espúrios. Assim, é necessário certificar-se de que os resíduos do sistema de equações a estimar são estacionários ou, ainda, se podem ser estacionarizados, de modo a tornar possível a estimação. Logo, se um vetor de variáveis Y_t apresenta um equilíbrio de longo prazo⁸ é possível encontrar uma combinação linear entre esse vetor e um vetor β , denominado vetor de cointegração, de modo que os resíduos do sistema sejam estacionários. Em resumo, a cointegração existe se for possível encontrar variáveis $Z_t = \beta'Y_t$ tal que Z_t seja $I(0)$.

Em se verificando a cointegração entre as variáveis, faz-se uso de uma versão aprimorada dos vetores autorregressivos (VAR) de modo que os desvios de longo prazo sejam corrigidos a uma velocidade adequada, representada pelo vetor correção de erros α ; daí a razão pela qual o método ficou conhecido como vetores de correção de erros (VEC), representado pela equação 18. Com essa técnica é possível analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo

⁷ Ver Moura (2005), Sonaglio, Scalco, Campos (2010), Vasconcelos (2010) e Scalco, Carvalho, Campos (2012).

⁸ São cointegradas.

das variáveis do sistema. O comportamento de longo prazo é representado pela matriz Π , que é uma combinação linear do vetor de correção de erros e do vetor de cointegração⁹, isto é, $\Pi = \alpha\beta'$, e a dinâmica curto prazo é representada pela matriz Γ_i . Assim, nos moldes de Lütkepohl e Krätzig (2004), um VEC(p) pode ser representado como:

$$\Delta Y_t = v_0 + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (18)$$

Portanto, a estratégia econométrica inicial consiste na análise da ordem de integração das séries. Para tal, far-se-á uso do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária e, de modo a complementar o resultado do teste ADF e fornecer resultados robustos, também utiliza-se o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), que tem a estacionariedade como hipótese nula¹⁰. Caso as séries se mostrem não estacionárias, procede-se a análise de cointegração sugerida por Johansen (1988) utilizando-se dos testes do traço e do máximo autovalor que indicam a existência de relação de longo prazo entre as variáveis e a quantidade de vetores de cointegração. Após a identificação dos vetores de cointegração, procede-se a estimação do VEC. A análise da ocorrência da curva J será realizada a partir do exame das funções de impulso resposta do modelo VAR estimado e a condição de Marshall-Lerner será verificada nas relações de longo prazo estimadas.

Em suma, a estratégia econométrica empregada nesse estudo pode ser assim resumida: após uma criteriosa análise da ordem de integração das séries e a verificação de existência de cointegração entre as variáveis dos modelos (15), (16) e (17), proceder-se-á a estimação de um VEC para cada caso considerado; ou seja, para o saldo da balança comercial cearense considerando os totais, os básicos e, por fim, os industrializados. Vale destacar que, em cada caso analisado, far-se-á uso de duas taxas de câmbio efetiva real, quais sejam, a deflacionada pelo INPC e outra pelo IPA-DI de modo a checar a robustez das evidências empíricas encontradas. Portanto, serão estimados seis modelos VEC para a investigação da ocorrência do fenômeno da curva J e das condições de Marshall-Lerner na relação entre balança comercial e taxa de cambio para o Estado do Ceará.

4 – ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para fazer inferência sobre a ocorrência do fenômeno da curva e a validade da condição de Marshall-Lerner para a economia cearense procedeu-se inicialmente a uma análise da ordem de integração das séries utilizadas. O quadro 1 apresenta uma síntese descritiva das variáveis utilizadas e de suas respectivas fontes.

Os testes ADF e KPSS foram aplicados em nível e em primeira diferença e seus resultados constam na tabela A1, em apêndice. Os resultados indicam que todas as sete variáveis utilizadas no presente estudo se mostram integradas de ordem um, isto é, I(1). Após essa constatação, procedeu-se a análise dos testes de traço e de máximo autovalor para verificar a existência de cointegração entre as variáveis. Os resultados estão distribuídos entre as tabelas B1 a B6, em apêndice, e apontam para a existência de um vetor de cointegração, ou relação de longo prazo, em cada um dos seis modelos considerados. Além disso, o critério de Schwarz indicou 1 como o número ótimo de defasagens do VAR; ou seja, os seis modelos em discussão serão representados como VEC(1).

⁹ Vale destacar que, nos resultados, têm-se os vetores de cointegração estimados e normalizados para a variável exportações líquidas. Portanto, é importante destacar que os sinais das relações de longo prazo devem ser interpretados de forma inversa.

¹⁰ Em virtude do baixo poder do Teste ADF.

Quadro 1: Descrição das variáveis utilizadas.

Série utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva (LNTXCER_INPC) (deflacionado pelo INPC)	01/1999 – 11/2013	BCB-SGS
Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva (LNTXCER_IPA-DI) (deflacionado pelo IPA-DI)	01/1999 – 11/2013	BCB-SGS
Logaritmo natural do índice de produção industrial americano (LNIPIEUA)	01/1999 – 11/2013	IFS-FMI
Logaritmo natural do índice de produção industrial do Ceará (LNIPICE)	01/1999 – 11/2013	IBGE
Logaritmo natural da balança comercial/termos de troca totais do Ceará (LNTTCE)	01/1999 – 11/2013	MDIC/SECEX
Logaritmo natural da balança comercial/termos de troca – setor básicos – do Ceará (LNTTBASCE)	01/1999 – 11/2013	MDIC/SECEX
Logaritmo natural da balança comercial/termos de troca – setor industrializados – do Ceará (LNTTINDCE)	01/1999 – 11/2013	MDIC/SECEX

Fonte: Elaboração Própria.

4.1 – DINÂMICA DE LONGO PRAZO

Os vetores de cointegração representam os resultados dos coeficientes estimados para as relações de longo prazo, sendo assim possível analisar a validade da condição de Marshall-Lerner. Deve-se observar que os valores dos coeficientes estimados estão normalizados e que os sinais deles devem ser interpretados de forma inversa. Os resultados estão sintetizados na tabela 7.

Em termos gerais, as evidências encontradas apontam para a validade da condição de Marshall-Lerner em todos os modelos considerados, exceto para os básicos com taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC. Ou seja, os resultados indicam que o efeito de longo prazo de uma depreciação cambial é positivo e se mostra elástico sobre a balança comercial do Estado do Ceará. Portanto, o Estado do Ceará parece reproduzir as principais evidências encontradas para a economia brasileira sobre a validade da condição de Marshall-Lerner (MOURA, 2005; VACONCELOS, 2010; SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2012 e SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2013).

Tabela 7: Relações de Longo Prazo

LNTXCER_INPC			
	LNTXCER	LNIPICE	LNIPIEUA
LNTTCE (Totais)	-26.86 [-2.57]	-87.66 [-5.19]	44.59* [1.26]
LNTTBASCE (Básicos)	0.0005* [0.0001]	-3.12 [-3.10]	1.92* [0.91]
LNTTINDCE (Industrializados)	-3.49 [-2.31]	-9.60 [-3.93]	5.11* [1.00]
LNTXCER_IPA-DI			
	LNTXCER	LNIPICE	LNIPIEUA
LNTTCE (Totais)	-3.38 [-4.37]	-7.34 [-4.86]	2.34* [0.79]
LNTTBASCE (Básicos)	-1.92 [-3.52]	-6.47 [-6.06]	2.49* [1.18]
LNTTINDCE (Industrializados)	-2.74 [-4.54]	-4.02 [-3.41]	0.55* [0.24]

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados obtidos. Estatística t entre colchetes. *Não significativa aos níveis usuais.

Além disso, conforme se espera, a elasticidade de longo prazo das exportações líquidas em relação a taxa de câmbio real se mostrou maior ao considerar os produtos industrializados, quando comparadas aos básicos. Ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio real (IPA_DI) produz um aumento de 2.74% no saldo comercial dos industrializados cearenses, enquanto que, nas mesmas condições, o aumento seria de 1.92% nos básicos.

Uma curiosidade observada é a diferença de magnitude dos coeficientes estimados nos modelos para os sados totais. Como a taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC considera tanto os bens comercializáveis e os não-comercializáveis, as magnitudes dos coeficientes estimados parecem ser superestimadas, em contraste com o IPA-DI, que leva em consideração somente a classe dos bens comercializáveis. Vale ressaltar que, ao observar os setores desagregados, básicos e industrializados, os resultados se mostram menos voláteis entre as taxas de câmbio consideradas.

Outra forte evidência encontrada é a não significância da variável de renda externa e a participação positiva e elástica da *proxy* de renda doméstica sobre as exportações líquidas cearenses em todos os modelos considerados, resultados, de certa forma, inesperados.

Todavia, uma possível explicação para o comportamento da variável LNIPIEUA estaria na própria variável utilizada, pois mede o desempenho da renda através da atividade do setor industrial. Todavia, a pauta de exportações cearenses, como visto na subseção 3.1.1, é dominada por produtos oriundos do setor calçadista, têxtil, de frutas, em especial pela castanha de caju, fazendo com que os bens de consumo não-duráveis tenham participação majoritária na pauta de exportações. Embora o item insumos industriais tenha uma participação expressiva nas exportações, a maior parte desse item corresponde a exportações de couros e peles, que assume importância no setor calçadista. Portanto, a maior parte das exportações cearenses é composta por bens de consumo imediato e de baixo valor agregado, portanto não se esperaria que um crescimento na atividade industrial americana a levasse a demandar mais produtos cearenses,

justificando, assim, a não significância dessa variável. Vale destacar que Ferreira e Arruda (2013) também não encontraram evidências de impacto relevante da atividade industrial externa nas exportações cearenses.

O impacto positivo e elástico da atividade industrial cearense em suas exportações líquidas pode ser justificado pela política de industrialização e da modernização da infraestrutura, sobretudo nos anos mais recentes. A tabela 6 constante na subseção 3.1.1 mostra essas evidências. A pauta de importação do estado passou a ter participação de bens de capital, combustíveis e de insumos de alto valor agregado para indústria, impactando positivamente na atividade industrial do estado, tornando, portanto, os produtos exportados mais competitivos. Assim, por contribuir de forma relevante para as exportações do estado, a atividade industrial acaba produzindo um efeito positivo sobre a balança comercial. Portanto, recomenda-se o aumento das políticas que ampliem o dinamismo do setor industrial do Estado do Ceará, uma vez que este repercute de forma positiva e elástica sobre as suas exportações líquidas.

4.2 – DINÂMICA DE CURTO PRAZO

Uma vez que não se rejeita a validade da condição de Marshall-Lerner em todos os níveis da balança comercial, resta agora testar a hipótese da curva J, analisada a partir das funções de impulso-resposta (FIR), que investigam qual a trajetória estimada (resposta) da balança comercial dado um choque (impulso) na taxa de câmbio, nesse caso, uma desvalorização/depreciação cambial. Considera-se as FIR geradas a partir da decomposição de Cholesky. A análise foi realizada na seguinte ordem: inicialmente averiguou-se tais efeitos para as exportações líquidas totais, seguidas das investigações para os setores de básicos e industrializados. Em todas as situações consideraram-se um choque em ambas as taxas de câmbio real consideradas.

O gráfico abaixo revela que um choque na taxa de câmbio real, seja deflacionada pelo INPC ou IPA-DI, repercute inicialmente de forma negativa, ou deficitária, sobre as exportações líquidas totais do Estado do Ceará, recuperando-se a partir do segundo mês até que o efeito se dissipe numa resposta final superavitária. Há de se destacar que tal recuperação se mostra mais rápida ao considerar o IPA-DI, que torna-se superavitária apenas três meses depois do choque; enquanto que, pelo INPC, tal fato ocorre sete meses depois. Portanto, considerando os saldos comerciais totais, há evidências da ocorrência do fenômeno da curva J.

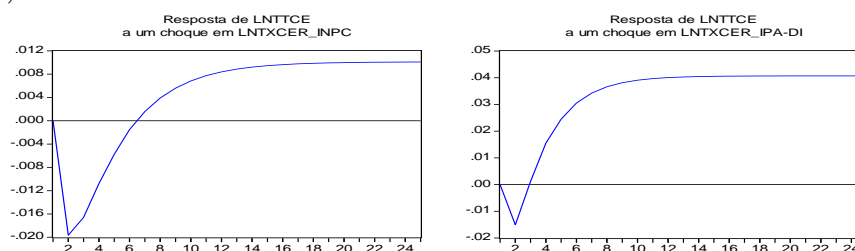


Gráfico 1: Resposta da Balança Comercial Total a choques na Taxa de Câmbio

Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

O gráfico 2 apresenta uma análise semelhante para os produtos básicos. As evidências apontam para o fenômeno da curva J apenas quando se considera um choque na taxa de câmbio real efetiva corrigida pelo INPC, onde ocorre inicialmente uma deterioração da balança comercial que torna-se superavitária a partir do terceiro mês. Por outro lado, considerando um choque no câmbio IPA-DI, a resposta das exportações líquidas já se mostra superavitária e crescente em todos os meses após a depreciação cambial.

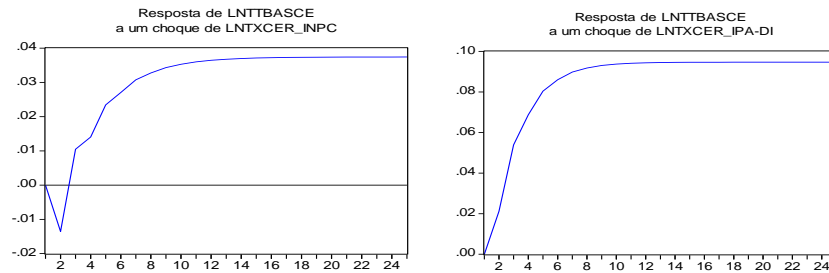


Gráfico 2: Resposta da Balança Comercial dos Básicos a choques na Taxa de Câmbio
Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

Por fim, analisou-se as respostas das exportações líquidas de produtos industrializados às depreciações cambiais. O gráfico mostra evidências em favor da ocorrência da curva J, uma vez que, em ambos os casos, a balança comercial responde inicialmente de forma deficitária, recuperando-se a seguir. Vale destacar que a recuperação se mostra mais rápida considerando IPA-DI, que torna-se superavitária três meses depois do choque; enquanto que, pelo INPC, tal fato ocorre cinco meses depois.

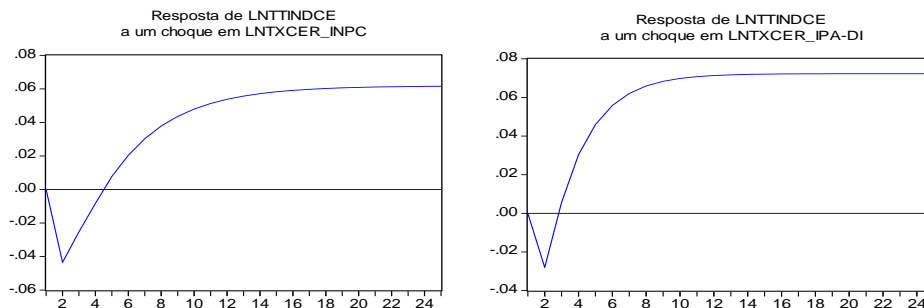


Gráfico 3: Resposta da Balança Comercial Industrializados a choques na Taxa de Câmbio
Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado.

Em suma, os resultados parecem indicar uma forte regularidade da ocorrência do fenômeno da curva J para os saldos totais e para os industrializados, enquanto que para os básicos não se identificou essa regularidade para ambas as taxas de câmbio reais utilizadas. Assim, as evidências parecem apontar para a existência, no curto prazo, de uma rigidez relativa em termos de *quantum* importado e exportado decorrente de contratos de câmbio (LEONARD e STOCKMAN, 2001) ou, ainda, que os valores das exportações e importações ainda representam contratos celebrados com base na antiga taxa de câmbio real tornando deficitário o efeito inicial de uma desvalorização real no câmbio (KRUGMAN e OBSTFELD, 2000).

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho se pautou na análise da ocorrência do fenômeno da curva J e no teste da validade da condição de Marshall-Lerner para o Estado do Ceará com dados mensais entre Janeiro de 1999 e Novembro de 2013 e modelos VEC. A investigação foi realizada considerando as repercussões das depreciações cambiais sobre o saldo da balança comercial total e para os setores de produtos básicos e industrializados.

O exame das relações de longo prazo permitiu inferir que, em todos os modelos considerados, a resposta das exportações líquidas cearenses a uma depreciação cambial se mostra positiva e elástica, validando, portanto, a condição de Marshall-Lerner, exceto para o modelo que considera a balança comercial dos básicos e taxa de câmbio real deflacionada pelo INPC. Além disso, como esperado, a resposta se mostrou mais elástica para os bens industrializados.

A variável de atividade externa não se mostrou significativa. Entretanto, tal fato pode ser explicado pelo fato de que a *proxy* utilizada mede o comportamento da atividade do setor industrial americano. E, como a composição das exportações cearenses é dominada por produtos oriundos do setor calçadista, têxtil, de frutas, em especial pela castanha de caju, não se esperaria que um crescimento na atividade industrial americana a levasse a demandar mais produtos cearenses, justificando, assim, a não significância dessa variável. Além disso, Ferreira e Arruda (2013) também não encontraram impactos relevantes da atividade industrial externa nas exportações cearenses.

A atividade industrial cearense parece exercer um impacto positivo, elástico e significativo sobre as exportações líquidas do Ceará. Essa evidência pode ser justificada pela política de industrialização dos anos recentes que têm aumentado a competitividade dos produtos exportados levando, assim, a repercussões superavitárias na balança comercial em reposta ao crescimento da indústria. Recomenda-se, portanto, uma ampliação de políticas que foquem no dinamismo do setor industrial do Estado do Ceará, uma vez que este influencia elástica e positivamente suas exportações líquidas.

Por fim, o exame das relações de curto prazo revelou a ocorrência do fenômeno da curva J para todos os modelos analisados, ou seja, um saldo comercial inicial deficitário em resposta a uma depreciação cambial seguido de uma recuperação deste até tornar-se superavitário. Apenas no setor de básicos, considerando um choque no câmbio IPA-DI, a resposta das exportações líquidas se mostra superavitária e crescente em todos os meses após a desvalorização cambial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BICKERDIKE, C.F. The Instability of Foreign Exchanges. *The Economic Journal*, vol. 30, nº. 117, p. 118-122, Março 1920.
- FERREIRA, R. T.; ARRUDA, E. F. *Dinâmica industrial cearense e suas interações inter/intra-regionais e internacionais*. In: Economia do Ceará em Debate 2011. 1ed. IPECE, 2013, vol. 1, p. 97-122.
- FREIRE JR., J.; PAIVA W. L. *Efeitos da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de produtos industrializados*. Texto para discussão nº. 103, IPECE, Fevereiro 2014.
- FREIRE JR., J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N. *Taxa de Câmbio, Renda Mundial e Exportações de Calçados: um estudo para economia cearense*. In: Economia do Ceará em Debate 2010. 1ed. Fortaleza: IPECE, 2010, vol. 1, p. 262-281.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, nº. 2-3, p. 231-254, Junho/Setembro, 1988.
- KRUGMAN P.; OBSTFELD, F. *International Economics: Theory and Policy*. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 2000.
- LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. *Current Account and Exchange Rates: A New Look at the Evidence*. NBER Working Paper No. 8361, Julho 2001.
- LERNER, A. P. *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*. New York: The Macmillan Company, 1944.
- LOBO, F. S. F.; *Análise empírica da existência do fenômeno da curva J para a economia brasileira*. Dissertação de Mestrado. FGV - Escola de Economia, São Paulo, 2007.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG. *Applied Time Series Econometrics*. New York: Cambridge University Press, 2004.
- MAIA, A. C. L.; CAVALCANTE, A. L. *O dinamismo do comércio exterior cearense de 1989 a 2009*. Texto para discussão nº. 82, IPECE, Julho 2010.
- MARSHALL, A. *Money, Credit and Commerce*. London: Macmillan, 1923.

METZLER, L. *A Survey of Contemporary Economics*, vol. I. Homewood, Illinois: Richard Irwin, 1948.

MORTATTI, C. M.; DE MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, vol. 15, nº. 2, p. 311-335, 2011.

MOURA, G. V. *Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira*. Dissertação de Mestrado. UFRGS - Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2005.

PINZON, H. A taxa de câmbio e sua influência sobre o comércio internacional no Brasil no período 1994-2008. *A Economia em Revista*, vol. 19, nº. 1, p. 55-70, Julho 2011.

ROBINSON, J. *Essays in the Theory of Employment*. London: Basil Blackwell, 1947.

SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D.; CAMPOS, A. C. Choques na Taxa de Câmbio Real e o Saldo da Balança Comercial Agropecuária Brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 54, nº. 3, p. 595-610, Outubro/Dezembro 2012.

SONAGLIO, C. M.; SCALCO, P. R.; CAMPOS, A. C. Taxa de câmbio e a balança comercial brasileira de manufaturados: evidências da J-Curve. *Economia*, vol. 11, nº. 3, p. 711-734, Setembro/Dezembro 2010.

VASCONCELOS, C. R. F. *Dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira: a validade da hipótese da curva J*. Texto para discussão nº. 007/2010. FE/UFJF - Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, 2010.

APENDICE A

Tabela A1: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL		ADF		KPSS	
		Intercepto	Intercepto e tendência	Intercepto	Intercepto e tendência
LNTXCER_INPC	Nível	-1.65 [-2.86]	-1.17 [-3.41]	1.42 [0.46]	0.66 [0.15]
	Primeira diferença	-10.58* [-2.86]	-10.71* [-3.41]	0.18* [0.46]	0.12* [0.15]
LNTXCER_IPA-DI	Nível	-2.00 [-2.86]	-2.30 [-3.41]	5.14 [0.46]	0.45 [0.15]
	Primeira diferença	-11.51* [-2.86]	-11.54* [-3.41]	0.09* [0.46]	0.07* [0.15]
LNIPICE	Nível	-1.46 [-2.86]	2.69 [-3.41]	2.69 [0.46]	0.28 [0.15]
	Primeira diferença	-4.80* [-2.86]	-5.92* [-3.41]	0.01* [0.46]	0.01* [0.15]
LNIPIEUA	Nível	-2.40 [-2.86]	-3.07 [-3.41]	1.47 [0.46]	0.37 [0.15]
	Primeira diferença	-3.37* [-2.86]	-3.36** [-3.41]	0.16* [0.46]	0.16** [0.15]
LNTTCE (Totais)	Nível	-1.63 [-2.86]	-2.52 [-3.41]	2.06 [0.46]	0.97 [0.15]
	Primeira diferença	-9.89* [-2.86]	-7.05* [-3.41]	0.04* [0.46]	0.09* [0.15]
LNTTBASCE	Nível	-2.07	-1.93	0.85	0.81

(Básicos)		[-2.86]	[-3.41]	[0.46]	[0.15]
	Primeira diferença	-8.26* [-2.86]	-7.50* [-3.41]	0.04* [0.46]	0.01 [0.15]
LNTTINDCE (Industrializados)	Nível	-0.83 [-2.86]	-1.91 [-3.41]	2.46 [0.46]	0.77 [0.15]
	Primeira diferença	-8.20* [-2.86]	-8.24* [-3.41]	0.02* [0.46]	0.01 [0.15]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. Valor crítico do teste ao nível de significância 5% entre colchetes. *Estacionária aos níveis usuais (1% e 5%). **Estacionária a 10%.

APENDICE B

Tabela B1: Testes de traço e de máximo autovalor – Modelo Saldo Total (TXCER_INPC)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum*	0.20	63.26	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.07	23.94	29.80	0.20
Pelo menos 2	0.05	10.58	15.49	0.24
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum*	0.20	37.68	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.07	11.90	21.13	0.56
Pelo menos 2	0.05	7.42	14.26	0.44

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B2: Teste de traço e de máximo autovalor – Setor Básicos (TXCER_INPC)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.19	58.29	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.07	20.62	29.80	0.38
Pelo menos 2	0.04	8.72	15.49	0.39
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.19	37.68	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.07	11.90	21.13	0.56
Pelo menos 2	0.04	7.42	14.26	0.44

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B3: Teste de traço e de máximo autovalor – Industrializados (TXCER_INPC)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.20	62.53	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.08	24.18	29.80	0.19
Pelo menos 2	0.05	9.70	15.49	0.30

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.20	38.35	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.08	14.48	21.13	0.33
Pelo menos 2	0.05	8.64	14.26	0.32

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B4: Testes de traço e de máximo autovalor – Saldo Total (TXCER_IPA-DI)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum*	0.23	69.76	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.07	23.21	29.80	0.23
Pelo menos 2	0.03	10.05	15.49	0.28

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum*	0.23	46.55	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.07	13.16	21.13	0.44
Pelo menos 2	0.03	5.60	14.26	0.66

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B5: Teste de traço e de máximo autovalor – Modelo Básicos (TXCER_IPA-DI)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.22	63.77	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.06	20.74	29.80	0.37
Pelo menos 2	0.04	9.17	15.49	0.35

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.22	43.02	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.06	11.57	21.13	0.59
Pelo menos 2	0.04	6.40	14.26	0.56

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B6: Teste de traço e de máximo autovalor – Industrializados (TXCER_IPA-DI)

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.24	72.20	47.86	0.00
Pelo menos 1	0.08	24.29	29.80	0.19
Pelo menos 2	0.03	9.72	15.49	0.30

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.24	47.92	27.58	0.00
Pelo menos 1	0.08	14.57	21.13	0.32
Pelo menos 2	0.03	5.69	14.26	0.65

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

APENDICE C

O Modelo BRM parte das equações a seguir:

$$M(P_m) = X^*(P_m^*) \quad (C1)$$

$$X(P_x) = M^*(P_x^*) \quad (C2)$$

$$B = P_x X - P_m M \quad (C3)$$

$$P_m = P_m^* e \quad (C4)$$

$$P_x = P_x^* e \quad (C5)$$

Onde:

M, X : importações e exportações efetuadas pela economia doméstica;

M^*, X^* : importações e exportações efetuadas pelo resto do mundo à economia doméstica;

P_m, P_x : preços em moeda doméstica das importações e exportações;

P_m^*, P_x^* : preços em moeda estrangeira das importações e exportações

e : taxa de câmbio nominal em moeda doméstica/estrangeira

$$-\frac{\partial M}{\partial P_m} \partial P_m = \frac{\partial X^*}{\partial P_m^*} \partial P_m^* \Rightarrow \partial M = \partial X^* \quad (C1')$$

$$-\frac{\partial X}{\partial P_x} \partial P_x = \frac{\partial M^*}{\partial P_x^*} \partial P_x^* \Rightarrow \partial X = \partial M^* \quad (C2')$$

$$-\partial P_m = \partial P_m^* e + P_m^* \partial e \quad (C4')$$

$$-\partial P_x = \partial P_x^* e + P_x^* \partial e$$

(C5')

Defina:

i) $\eta = -\frac{\partial M}{\partial P_m} \frac{P_m}{M}$: elasticidade compensada da demanda de importações domésticas;

ii) $\eta^* = -\frac{\partial M^*}{\partial P_x^*} \frac{P_x^*}{M^*}$: elasticidade compensada da oferta de importações do resto do mundo;

iii) $\varepsilon = \frac{\partial X}{\partial P_x} \frac{P_x}{X}$: elasticidade compensada da oferta de exportações domésticas;

iv) $\varepsilon^* = -\frac{\partial X^*}{\partial P_m^*} \frac{P_m^*}{X^*}$: elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo.

De (i), temos:

$$\frac{\partial M}{M} = -\eta \frac{\partial P_m}{P_m} \quad (CA)$$

De (ii):

$$\frac{\partial M^*}{M^*} = -\eta^* \frac{\partial P_x^*}{P_x^*} \quad (CB)$$

De (iii):

$$\frac{\partial X}{X} = \varepsilon \frac{\partial P_x}{P_x} \quad (CC)$$

De (iv):

$$\frac{\partial X^*}{X^*} = \varepsilon^* \frac{\partial P_m^*}{P_m^*} \quad (CD)$$

Substituindo (CD) em (C4'):

$$\partial P_m = \frac{\partial X^*}{X^*} \frac{P_m^*}{\varepsilon^*} e + P_m^* \partial e$$

Substituindo (C1) e (C1') na equação acima:

$$\partial P_m = \frac{\partial M}{M} \frac{P_m^*}{\varepsilon^*} e + P_m^* \partial e$$

Substituindo (CA):

$$\partial P_m = -\eta \frac{\partial P_m}{P_m} \frac{P_m^*}{\varepsilon^*} e + P_m^* \partial e \Rightarrow \left(1 + \frac{\eta}{\varepsilon^*} \frac{P_m^*}{P_m} e\right) \partial P_m = P_m^* \partial e$$

De (C4), temos $P_m^* = \frac{P_m}{e}$. Substituindo na expressão acima:

$$\left(1 + \frac{\eta}{\varepsilon^*} \frac{P_m}{e} \frac{e}{\varepsilon^*}\right) \partial P_m = \frac{P_m}{e} \partial e \Rightarrow \left(1 + \frac{\eta}{\varepsilon^*}\right) \frac{\partial P_m}{P_m} = \frac{\partial e}{e} \Rightarrow \frac{\partial P_m}{P_m} = \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) \quad (C6)$$

Substituindo (CB) em (C5'):

$$\partial P_x = -\frac{\partial M^*}{M^*} \frac{P_x^*}{\eta^*} e + P_x^* \partial e$$

Substituindo (C2) em (C2') na equação anterior:

$$\partial P_x = -\frac{\partial X}{X} \frac{P_x^*}{\eta^*} e + P_x^* \partial e$$

Sabemos, de (CC), que $dX = \varepsilon \frac{\partial P_x}{P_x} X$. Substituindo na expressão acima, temos:

$$\partial P_x = -\frac{\left(\frac{\partial P_x}{P_x} X\right) P_x^*}{X \eta^*} e + P_x^* \partial e \Rightarrow \left(1 + \frac{\varepsilon P_x^*}{P_x \eta^*} e\right) \partial P_x = P_x^* \partial e$$

Substituindo $P_x^* = \frac{P_x}{e}$ de (C5), temos:

$$\left(1 + \frac{\varepsilon P_x}{P_x e \eta^*} e\right) \partial P_x = \frac{P_x}{e} \partial e \Rightarrow \frac{\partial P_x}{P_x} = \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) \quad (C7)$$

Diferenciando (C3):

$$\partial B = \partial P_x X + P_x \partial X - \partial P_m M - P_m \partial M$$

Substituindo ∂P_x , ∂P_m , (C6) e (C7), temos:

$$\partial B = \left[\frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right)\right] P_x X + P_x \partial X - \left[\frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right)\right] P_m M - P_m \partial M \quad (C8)$$

Sabemos, de (CC), que $\partial X = \varepsilon \frac{\partial P_x}{P_x} X$. Substituindo ∂P_x , de (C7), temos:

$$dX = \varepsilon \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) \frac{P_x}{P_x} X \Rightarrow \partial X = \varepsilon \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) X \quad (C9)$$

Sabemos, de (CA), que $\partial M = -\eta \frac{\partial P_m}{P_m} M$. Substituindo ∂P_m , de (C6), temos:

$$dM = -\eta \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) \frac{P_m}{P_m} M \Rightarrow \partial M = -\eta \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) \frac{\partial e}{e} M \quad (C10)$$

Substituindo (C9) e (C10) em (C8), temos:

$$\partial B = \left[\frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right)\right] P_x X + P_x \left[\varepsilon \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) X\right] - \left[\frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right)\right] P_m M + P_m \left[\eta \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) M\right]$$

Da expressão (C3), sabemos que:

$$\begin{cases} B - P_x X = -P_m M \\ P_x X - B = P_m M \end{cases}$$

Substituindo na expressão acima:

$$\partial B = \left[\frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right)\right] P_x X + \left[\varepsilon \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right)\right] P_x X + \left[\frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right)\right] (B - P_x X) + \left[\eta \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right)\right] (P_x X - B)$$

Colocando $B \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right)$ e $\frac{\partial e}{e} P_x X$ em evidência, temos:

$$\begin{aligned} \partial B &= B \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) [1 - \eta] + \frac{\partial e}{e} P_x X \left[\left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) + \varepsilon \left(\frac{\eta^*}{\eta^* + \varepsilon}\right) - \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) + \eta \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right)\right] \\ &= B \frac{\partial e}{e} \left(\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right) [1 - \eta] + \frac{\partial e}{e} P_x X \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right] \end{aligned}$$

Com a balança comercial em equilíbrio, ou seja, $B = 0$, temos:

$$\partial B = P_x X \frac{\partial e}{e} \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\eta^* + \varepsilon} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta}\right] \quad \blacksquare$$