

# CURVA J E CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER: EVIDÊNCIAS PARA AS EXPORTAÇÕES LÍQUIDAS CEARENSES

## *J-CURVE AND MARSHALL-LERNER CONDITION: EVIDENCE FOR NET EXPORTS OF THE STATE OF CEARÁ*

Elano Ferreira Arruda\*  
Gabriel Martins\*\*

### **RESUMO:**

O trabalho investiga 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 2000 e julho 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

**Classificação JEL:** F10, F31, F41

### **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 2000 and July 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

**JEL Classification:** 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 voltaram seus estudos para avaliar como as políticas cambiais repercutem na balança comercial das economias e de que forma estas 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

---

\* Professor do Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: elano@ufc.br

\*\* Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: gamartn@yandex.com

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. A condição de Marshall-Lerner preconiza que 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 para a análise da relação entre balança comercial e variações na taxa de câmbio (SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010).

Assim, 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, CAVALCANTE, 2010). Todavia, a partir da década de 1990, com uma política industrial já efetivada 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.

Diante desse cenário, pesquisas sobre o comércio exterior cearense se mostram relevantes para entender melhor o seu comportamento e daí extrair evidências que subsidiem as decisões de política econômica, levando-as a produzir melhores resultados em termos de industrialização do Estado 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; Arruda, Tatiwa e Castelar (2016), 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 exportação líquida/balança comercial cearense entre janeiro de 2000 e julho de 2013<sup>1</sup>; 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 seis seções. A próxima consiste em apresentar uma revisão de literatura. Em seguida, apresenta-se uma descrição do perfil da balança comercial cearense no período em questão. A quarta seção se reserva à apresentação do modelo teórico. A seção seguinte apresenta o banco de dados do estudo e a estratégia econométrica empregada. A análise e discussão dos resultados é feita em seguida. E, por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

---

<sup>1</sup> 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.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

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.

Para analisar as relações de curto e longo prazo entre a balança comercial e as depreciações cambiais numa perspectiva 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 com 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.

A partir de uma investigação das 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 e Bacchi (2011) destacam a importância desempenhada pela China no comércio exterior brasileiro ao assumir o posto de maior parceiro comercial em meados dos anos 2000. Os autores investigam as variáveis determinantes das exportações brasileiras para a China a partir das equações de exportação de *commodities* agrícolas, minerais e 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 as exportações de 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.

Para investigar os efeitos de curto e de longo prazo das desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial agropecuária do Brasil, Scalco, Carvalho e Campos (2012) fazem uso de dados mensais entre julho de 1994 a dezembro de 1997 e de modelos VEC. Os autores rejeitam a hipótese da ocorrência do fenômeno da curva J e confirmam a validade da condição de Marshall-Lerner; ou seja, em longo prazo, as depreciações cambiais repercutem positivamente sobre as exportações líquida da agropecuária.

Para o Estado do Ceará, Freire Júnior, Paiva e Trompieri Neto (2010); Maia e Cavalcante (2010), Arruda, Tatiwa e Castelar (2016) 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.

Para analisar 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 apresenta influência positiva sobre exportações de calçados do Estado do Ceará.

Arruda, Tatiwa e Castelar (2016) examinam o comportamento dinâmico da atividade industrial cearense e suas interdependências regionais e externas no pós-Real a partir do uso de modelos vetoriais dinâmicos com restrições nos parâmetros estimados de forma sistêmica. Os autores 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, 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, para investigar 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) utilizam modelos VEC e dados trimestrais entre 2000 e 2010. As evidências apontam para 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. 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 os produtos básicos e industrializados.

### **3 PERFIL DA BALANÇA COMERCIAL CEARENSE**

A política de industrialização do Ceará iniciou-se em meados dos anos 1980, sustentada a partir de estratégias de concessões financeiras e apoio à infraestrutura. Os setores que receberam maiores incentivos 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 – 2000 – 2013**

Ano	Exportações (US\$ mi)	Importações (US\$ mi)	Corrente de comércio (US\$ mi)	PIB do Ceará (US\$ mi)*	Taxa de abertura comercial (%)	Taxa de Cambio**
2000	495,098	717,859	1,212,957	12,356,930	9.82	1.83
2001	527,051	623,372	1,150,423	10,429,810	11.03	2.35
2002	543,902	635,910	1,179,812	9,859,090	11.97	2.92
2003	760,927	540,760	1,301,687	10,602,310	12.28	3.08
2004	859,369	573,596	1,432,965	12,600,750	11.37	2.92
2005	930,451	588,656	1,519,107	16,817,300	9.03	2.43
2006	961,874	1,098,177	2,060,051	21,268,200	9.69	2.18
2007	1,148,357	1,405,686	2,554,043	25,833,290	9.89	1.95
2008	1,274,935	1,558,471	2,833,406	32,706,940	8.66	1.83
2009	1,080,166	1,230,384	2,310,550	32,959,120	7.01	1.99
2010	1,269,499	2,169,201	3,438,700	44,259,080	7.77	1.76
2011	1,403,296	2,403,329	3,806,625	52,539,110	7.25	1.67
2012	1,266,963	2,864,257	4,131,220	48,416,880	8.53	1.95
2013	1,420,464	3,301,744	4,722,208	48,056,470	9.83	2.15

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. \*\* Taxa de câmbio – R\$ / US\$ - comercial - venda - média - R\$ - Banco Central do Brasil.

Maia e Cavalcante (2010) apresentam 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. Além disso, no mesmo ano, ocupava a 14<sup>a</sup> posição no *ranking* estadual de exportadores e importadores entre todas as unidades da federação.

A tabela 2 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. A partir da análise da taxa de crescimento média anual desses setores, observa-se que a participação dos básicos nas exportações e importações encolheu cerca de 4.45% e 7.74% ao ano, respectivamente. Nas mesmas condições, os industrializados apresentaram crescimento médio anual de 2.07% e 2.68%, respectivamente, nas exportações e importações cearenses.

Em termos de composição, os dados do MDIC/SECEx mostram que, 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.

**Tabela 2 – Evolução da Composição de Exportações e Importações por Fator Agregado no Ceará (%)**

Ano	Exportações		Importações	
	Básicos	Industrializados	Básicos	Industrializados
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	-7.74	2.68

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  $T = 15$ .

Os dados do MDIC/SECEX revelam ainda que 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. 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.

Por fim, analisou-se a participação das exportações e importações por setores de contas nacionais<sup>2</sup>, quais sejam: bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e combustíveis e lubrificantes. As informações estão sintetizadas na tabela 3. 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%).

<sup>2</sup> Participação percentual em relação ao total de exportações e importações do Estado. Utilizou-se a média dos anos 2000 a 2013.

**Tabela 3 – Participação das Exportações e Importações Cearenses por Setores de Contas Nacionais (%) (Média 2000 - 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

#### 4 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, 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. 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 uma melhora na balança comercial, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa deve ser maior do que um.

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).

Nos moldes de Lobo (2007), o modelo BRM pode analisado a partir da relação que explicita o saldo da balança comercial:

$$B = P_X X - P_M M \quad (1)$$

Em que: M, X: importações e exportações efetuadas pela economia doméstica, respectivamente;  $P_M$ ,  $P_X$ : preços das importações e exportações em moeda doméstica, respectivamente;

O modelo BRM fornece uma condição geral<sup>3</sup> que determina a variação nos saldos comerciais a partir da diferenciação da equação (1) e da utilização dos conceitos de elasticidades de demanda por importações e de elasticidade de oferta de exportações; ou seja, a relação que explicita a variação absoluta nos saldos comerciais, partindo de um equilíbrio inicial ( $B=0$ ), é dada por:

$$\partial B = P_X X \left[ \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \right] \frac{\partial e}{e} \quad (2)$$

Em que,  $e$ : taxa de câmbio nominal (preços em moeda doméstica/preço em moeda estrangeira);  $\eta$ : elasticidade compensada da demanda de importações domésticas;  $\eta^*$ : elasticidade compensada da demanda de importações do resto do mundo;  $\varepsilon$ : elasticidade compensada da oferta de exportações domésticas;  $\varepsilon^*$ : elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo;  $\frac{\partial P_M}{P_M} = \left[ \frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \right] \frac{\partial e}{e}$  e  $\frac{\partial P_X}{P_X} = \left[ \frac{\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} \right] \frac{\partial e}{e}$  denotam, respectivamente, aproximações das taxas médias de crescimento dos preços das importações e das exportações.

Portanto, observa-se que, na inalterabilidade dos termos de troca<sup>4</sup>, 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:

$$\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} > \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \quad (3)$$

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, isto é:

<sup>3</sup> Para verificação dessas relações e da condição geral do modelo BRM, ver anexo A.

<sup>4</sup> 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.

$$\lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon + \eta^*} > \lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* + \eta} \rightarrow \eta^* > 1 - \eta \rightarrow (\eta + \eta^*) > 1 \quad (4)$$

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). Intuitivamente, 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.

## 5 ASPECTOS METODOLÓGICOS

### 5.1 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 2000 e julho de 2013 e vetores de correção de erros (VEC). O quadro 1 apresenta uma síntese descritiva das variáveis utilizadas e de suas respectivas fontes.

A balança comercial cearense será construída a partir de dados de exportações e importações por fator agregado<sup>5</sup> adquiridos junto à Secretaria de Comércio Exterior do 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 para o Estado do Ceará, utilizou-se como *proxy* para essa variável o Índice de Produção Industrial (IPI) do Estado do

<sup>5</sup> 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.).

Ceará<sup>6</sup>. O IPI estadual é calculado e disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A *proxy* para a renda do resto do mundo empregada nesse estudo foi o valor das importações mundiais divulgados nas *International Financial Statistics* (IFS) publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Os valores foram deflacionados pelo Índice de Preços por Atacado dos Estados Unidos (IPA) que também se encontra disponível nas 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. Optou-se pela taxa de câmbio efetiva real considerando o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS), uma vez que esta considera apenas bens transacionáveis.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas**

Variável	<i>Proxy</i> utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Câmbio Real	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva	01/2000 – 07/2013	BCB-SGS
Renda Externa	Logaritmo natural das importações Mundiais	01/2000 – 07/2013	IFS-FMI
Renda Interna	Logaritmo natural do índice de produção industrial do Ceará	01/2000 – 07/2013	IBGE
Exportações Líquidas (Totais)	Logaritmo natural da balança comercial/termos de troca totais do Ceará	01/2000 – 07/2013	MDIC/SECEX
Exportações Líquidas (Básicos)	Logaritmo natural da balança comercial/termos de troca – setor básicos – do Ceará	01/2000 – 07/2013	MDIC/SECEX
Exportações Líquidas (Industrializados)	Logaritmo natural da balança comercial/termos de troca – setor industrializados – do Ceará	01/2000 – 07/2013	MDIC/SECEX

Fonte: Elaboração Própria.

<sup>6</sup> Utilizou-se a média do ano de 2005 como base.

## 5.2 Estratégia Econométrica

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 natureza<sup>7</sup>, 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 câmbio efetiva real ( $TXCER_t$ ), ou seja:

$$\ln\left(\frac{XT_t}{MT_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\ln\left(\frac{XB_t}{MB_t}\right) = \beta_4 + \beta_5 \ln(TXCER_t) + \beta_6 \ln(Y_t) + \beta_7 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\ln\left(\frac{XI_t}{MI_t}\right) = \beta_8 + \beta_9 \ln(TXCER_t) + \beta_{10} \ln(Y_t) + \beta_{11} \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t \quad (7)$$

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

O procedimento de cointegração multivariada proposto Johansen (1988) será utilizado para analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo. 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 (5), (6) e (7). 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 prazo<sup>8</sup> é possível encontrar uma combinação linear entre esse vetor e um vetor  $\beta$ , 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).

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

<sup>8</sup> São cointegradas.

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  $\alpha$ ; daí a razão pela qual o método ficou conhecido como vetores de correção de erros (VEC), representado pela equação 8. Com essa técnica é possível analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo das variáveis do sistema. O comportamento de longo prazo é representado pela matriz  $\Pi$ , que é uma combinação linear do vetor de correção de erros e do vetor de cointegração<sup>9</sup>, isto é,  $\Pi = \alpha\beta'$ , e a dinâmica curto prazo é representada pela matriz  $\Gamma_i$ . Assim, nos moldes de Lütkepohl e Krätzig (2004), um VEC(p) pode ser representado como:

$$\Delta Y_t = v_0 + v_1 t + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

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 nula<sup>10</sup>. 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 da existência de cointegração entre as variáveis dos modelos (5), (6) e (7), 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. Portanto, serão estimados três modelos VEC.

## 6 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para fazer inferência sobre a ocorrência do fenômeno da curva J 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. Os testes ADF, KPSS e Phillips e Perron foram aplicados em nível e em primeira diferença e seus resultados constam na tabela A1, em apêndice. Os resultados indicam que todas as 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 B3, em apêndice, e apontam para a existência de um vetor de cointegração, ou relação de longo prazo, em cada um dos três modelos considerados. Além disso, o critério de Schwarz indicou 1 como o número ótimo de defasagens do VAR para os três modelos analisados. As subseções seguintes apresentam os resultados para as dinâmicas de longo e de curto prazos.

<sup>9</sup> 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.

<sup>10</sup> Em virtude do baixo poder do Teste ADF.

## 6.1 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 para a variável de exportações líquidas e, portanto, seus sinais devem ser interpretados de forma inversa. Os resultados estão sintetizados na tabela 4.

Em termos gerais, as evidências encontradas apontam para a validade da condição de Marshall-Lerner em todos os modelos considerados. 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; SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2012; SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2013; VACONCELOS, 2010).

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 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.

**Tabela 4 – Relações de Longo Prazo**

	Câmbio Real	Renda Doméstica	Renda Externa
Exportações Líquidas (Totais)	-3.38 [-4.37]	-7.34 [-4.86]	2.34* [0.79]
Exportações Líquidas (Básicos)	-1.92 [-3.52]	-6.47 [-6.06]	2.49* [1.18]
Exportações Líquidas (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.

Outras evidências encontradas 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 Renda Externa estaria na pequena inserção do estado do Ceará no comércio internacional, além de atuar em setores de baixo valor agregado, como visto na subseção 3.1.1, com 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 nas importações mundiais sinalizasse para um aumento na demanda dos produtos cearenses, justificando, assim, a não significância dessa variável. Vale destacar que Arruda, Tatiwa e Castelar (2016) também não encontram evidências de impacto relevante do setor externo nas exportações cearenses.

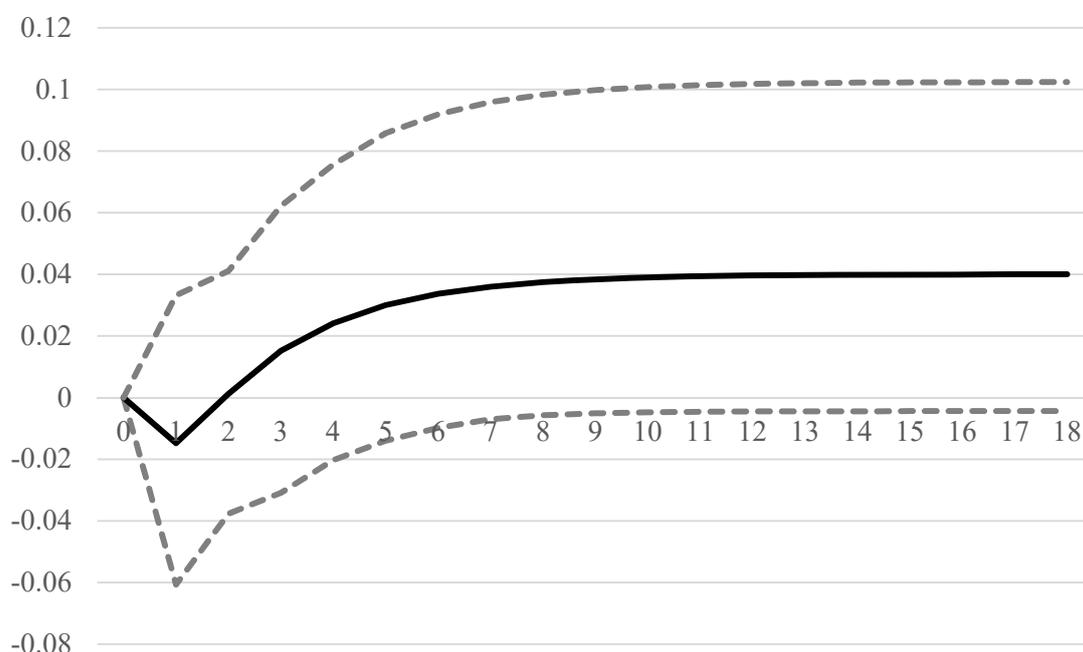
Já o impacto positivo e elástico da atividade industrial cearense em suas exportações líquidas pode ser justificado pela política de industrialização e da modernização da infraestrutura, sobretudo em anos mais recentes. A tabela 3 constante na subseção 3.1.1 mostra essas evidências. A pauta de importação 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.

## 6.2 Dinâmica de Curto Prazo

A hipótese da curva J é 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 efetiva real, nesse caso, uma desvalorização/depreciação cambial. 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. O procedimento de *bootstrap* para a construção de intervalos de confiança apresentados por Hall (1992) foi utilizado.

O gráfico 1 revela que um choque na taxa de câmbio real repercute inicialmente de forma negativa 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 positiva. Portanto, considerando os saldos comerciais totais, há evidências da ocorrência do fenômeno da curva J.

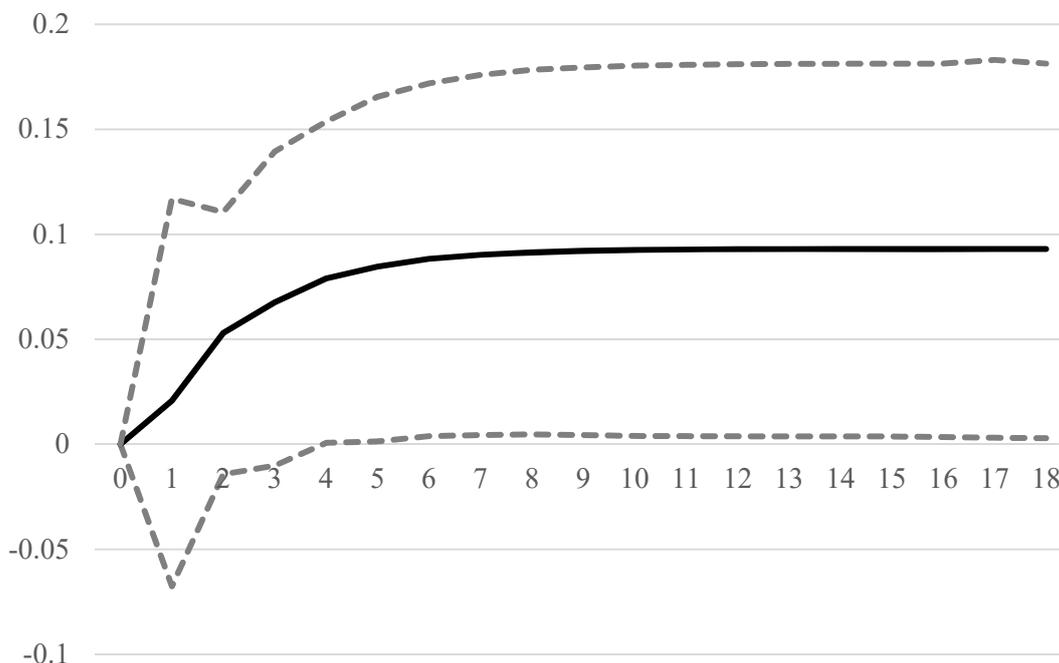
Gráfico 1: Resposta das exportações líquidas totais cearenses à choques na taxa de câmbio real



Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado. Nota: As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança para a função de impulso resposta.

O gráfico seguinte apresenta uma análise semelhante para os produtos básicos. As evidências não apontam para a ocorrência do fenômeno da curva J, uma vez que a resposta das exportações líquidas já se mostra positiva e crescente em todos os meses após a depreciação cambial.

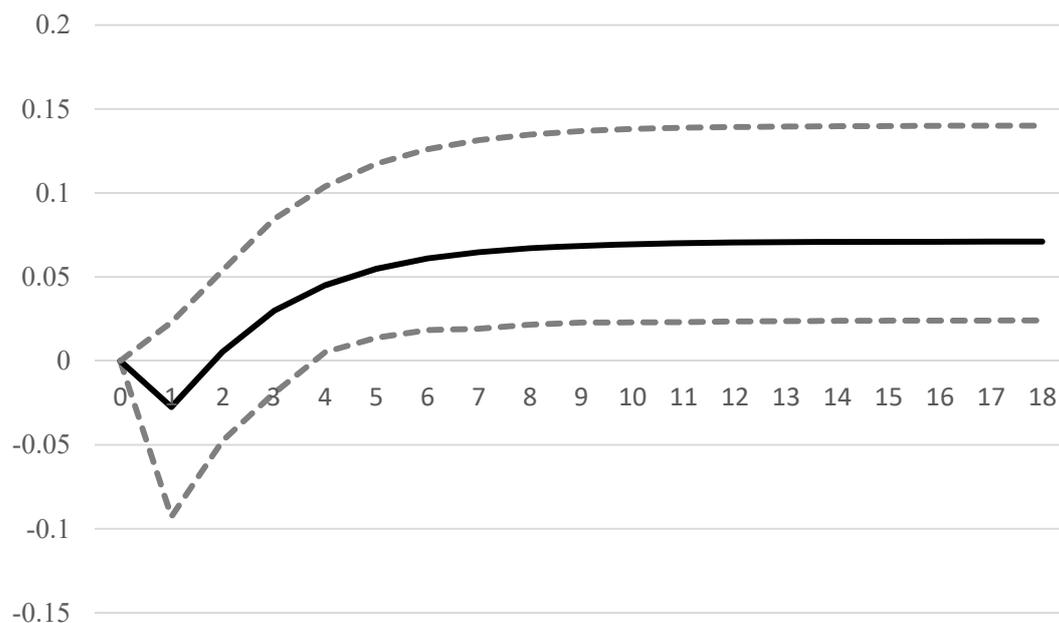
Gráfico 2: Resposta das exportações líquidas de produtos básicos cearenses à choques na taxa de câmbio real



Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado. Nota: As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança para a função de impulso resposta.

Por fim, analisou-se as respostas das exportações líquidas de produtos industrializados às depreciações cambiais. O gráfico 3 apresenta evidências em favor da ocorrência da curva J, uma vez que a balança comercial responde inicialmente de forma negativa, recuperando-se a seguir.

Gráfico 3: Resposta das exportações líquidas de produtos básicos cearenses à choques na taxa de câmbio real



Fonte: Elaboração Própria a partir do modelo estimado. Nota: As linhas tracejadas representam o intervalo de confiança para a função de impulso resposta.

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. 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 que os valores das exportações e importações ainda representam contratos celebrados com base na antiga taxa de câmbio real tornando negativo o efeito inicial de uma desvalorização real no câmbio (KRUGMAN e OBSTFELD, 2000); ou, ainda, sob a ótica da absorção, o efeito renda parece suplantar o efeito substituição.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho se pautou na análise da ocorrência do fenômeno da curva J e da validade da condição de Marshall-Lerner para o Estado do Ceará com dados mensais entre janeiro de 2000 e julho de 2013 e modelos VEC. A investigação foi realizada considerando as repercussões de curto e longo prazo das depreciações cambiais sobre as exportações líquidas totais e para os setores de produtos básicos e industrializados.

O exame das relações de longo prazo permitiu inferir, em todos os modelos considerados, que a reposta da balança comercial cearense 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.

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 das importações do resto do mundo. 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 demanda do resto do mundo o levasse a demandar mais produtos cearenses, justificando, assim, a não significância dessa variável. Além disso, evidências semelhantes foram encontradas por Arruda, Tatiwa e Castelar (2016).

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 parece ter aumentado a competitividade dos produtos exportados levando, assim, a repercussões positivas 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.

Destarte, os resultados referentes aos impactos da renda interna e externa obtidos nesse trabalho devem ser observados com cautela, uma vez que estes se mostram sensíveis às *proxies* utilizadas. Ou seja, deve-se buscar, em estudos futuros, a incorporação de medidas de renda mais acuradas de modo a apresentar inferências mais contundentes sobre essas repercussões.

Por fim, o exame das relações de curto prazo revelou a ocorrência do fenômeno da curva J para a maioria dos modelos analisados, ou seja, a balança comercial cearense parece responder inicialmente de forma negativa a uma depreciação cambial recuperando-se até que o efeito se dissipe numa resposta final positiva.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARRUDA, E.; TATIWA, R.; CASTELAR, P. Um modelo dinâmico para a atividade industrial e suas repercussões inter/intrarregionais e internacionais. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**. v. 10, nº 01, 2016.

BICKERDIKE, C.F. The Instability of Foreign Exchanges. **The Economic Journal**, vol. 30, nº. 117, p. 118-122, Março 1920.

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.

HALL, P. **The Bootstrap and Edgeworth Expansion**, Springer, New York, 1992.

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 Macmilan 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.

APÊNDICE A

Tabela A1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL	TIPO	ADF		KPSS		PP	
		Int.	Int. e Tend.	Int.	Int. e Tend.	Int.	Int. e Tend.
Câmbio Real	Nível	-2.00 [-2.86]	-2.30 [-3.43]	5.14 [0.46]	0.45 [0.15]	-1.30 [-2.87]	-2.21 [-3.43]
	Primeira Diferença	-11.51* [-2.86]	-11.54* [-3.43]	0.09* [0.46]	0.07* [0.15]	-11.51* [-2.87]	-11.54* [-3.43]
Renda Doméstica	Nível	-1.46 [-2.86]	2.69 [-3.43]	2.69 [0.46]	0.28 [0.15]	-2.05 [-2.87]	-2.20 [-3.43]
	Primeira Diferença	-4.80* [-2.86]	-5.92* [-3.43]	0.01* [0.46]	0.01* [0.15]	-19.35* [-2.87]	-19.40* [-3.43]
Renda Externa	Nível	-2.40 [-2.86]	-3.07 [-3.43]	1.47 [0.46]	0.37 [0.15]	-1.80 [-2.87]	-2.07 [-3.43]
	Primeira Diferença	-3.37* [-2.86]	-3.36** [-3.43]	0.16* [0.46]	0.16** [0.15]	-3.40** [-2.87]	-3.37** [-3.43]
Exportações Líquidas (Totais)	Nível	-1.63 [-2.86]	-2.52 [-3.43]	2.06 [0.46]	0.97 [0.15]	-2.20 [-2.87]	-2.35 [-3.43]
	Primeira Diferença	-9.89* [-2.86]	-7.05* [-3.43]	0.04* [0.46]	0.09* [0.15]	-16.27* [-2.87]	-16.25* [-3.43]
Exportações Líquidas (Básicos)	Nível	-2.07 [-2.86]	-1.93 [-3.43]	0.85 [0.46]	0.81 [0.15]	-2.40 [-2.87]	-2.43 [-3.43]
	Primeira Diferença	-8.26* [-2.86]	-7.50* [-3.43]	0.04* [0.46]	0.01 [0.15]	-17.28* [-2.87]	-17.23* [-3.43]
Exportações Líquidas (Industrializados)	Nível	-0.83 [-2.86]	-1.91 [-3.43]	2.46 [0.46]	0.77 [0.15]	-2.25 [-2.87]	-2.24 [-3.43]
	Primeira Diferença	-8.20* [-2.86]	-8.24* [-3.43]	0.02* [0.46]	0.01 [0.15]	-17.15* [-2.87]	-17.12* [-3.43]

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%.

## APÊNDICE B

Tabela B1 – Testes de traço e de máximo autovalor – Saldo Total

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

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

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B2 – Teste de traço e de máximo autovalor – Modelo Básicos

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

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

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Tabela B3 – Teste de traço e de máximo autovalor – Industrializados

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

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

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

## ANEXO A

O Modelo BRM parte das equações a seguir:

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

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

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

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

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

Diferenciando as expressões acima, tem-se:

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

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

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

$$-\partial P_x = \partial P_x^* e + P_x^* \partial e \quad (C5')$$

Das expressões (6), (7), (8) e (9), obtém-se:

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

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

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

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

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):

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

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

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

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:

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

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

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

Diferenciando (C3):

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

Substituindo  $\partial P_x$ ,  $\partial P_m$ , (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  $\partial P_x$ , de (C7), temos:

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

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

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

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:

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

■