

**AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM EM COINTEGRAÇÃO
VARIANDO NO TEMPO**

ÁREA 1 – TEORIA ECONÔMICA E APLICADA

Rafael Kloeckner

Doutor em Economia - CAEN/UFC

mrrafaelk@hotmail.com

(85) 99918 2591

Luiz Ivan de Melo Castelar

Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN/UFC

lume1250@yahoo.com.br

Cristiano da Costa da Silva

Universidade Estadual do Rio Grande do Norte - UERN

cristiano.dacostadasilva@hotmail.com

Rodolfo Herald da Costa Campos

Universidade Estadual do Rio Grande do Norte - UERN

rodolfohcc@yahoo.com.br

AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM EM COINTEGRAÇÃO VARIANDO NO TEMPO

ÁREA 1 – TEORIA ECONÔMICA E APLICADA

RESUMO

O presente artigo tem como objetivo testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, que varie suavemente no tempo, entre as exportações do estado do Ceará e seus principais determinantes. A metodologia econométrica segue Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo (TV-VECM) através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev. A partir de uma amostra de 337 observações, entre janeiro de 1990 e janeiro de 2018, o teste tradicional de cointegração de Johansen do maior autovalor indicou a existência de um vetor de cointegração, invariante no tempo, entre as exportações cearenses e as *proxies* para renda externa, câmbio efetivo real e renda interna. O procedimento de Bierens e Martins (2010) foi então realizado e a hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes, foi rejeitada. As médias das elasticidades dinâmicas mensais estimadas foram: renda mundial 2,42, câmbio 0,69 e renda interna -0,75. O gráfico das elasticidades dinâmicas mostrou que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinais e magnitudes esperadas. A elasticidade câmbio apresentou períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria, assim como a elasticidade renda interna. Entretanto foi possível apontar diversos acontecimentos econômicos possivelmente capazes de explicar tal “*puzzle*”.

Palavras-chave: Exportações. Cointegração variante no tempo. Ceará.

ABSTRACT

This article aims to test the hypothesis that there is a long run relationship between exports from the state of Ceará and its main determinants, which varies smoothly over time. The econometric methodology used follows Bierens and Martins (2010), who modeled time-varying cointegration vectors (TV-VECM) through expansions in terms of Chebyshev time polynomials. From a sample of 337 observations, running from January 1990 to January 2018, Johansen's traditional cointegration test of the highest eigenvalue indicated the existence of a time-invariant cointegration vector between the exports from Ceará and the proxies for foreign income, real effective exchange rate and domestic income. The Bierens and Martins' procedure was then carried out and the null hypothesis of the test, that the long run foreign trade elasticities of Ceará are invariant through time, was rejected. The averages of the estimated monthly dynamic elasticities were: world income 2,42, exchange rate 0,69 and domestic income -0,75. The dynamic elasticities graph shows that the global income elasticity, throughout the sample period, remains with signs and magnitudes as expected. The exchange rate elasticity shows periods of signs contrary to what is expected by the theory, as well as the internal income elasticity. However, it was possible to point out several economic events possibly capable of explaining such a puzzle.

Keywords: Exports. Time variant cointegration. Ceará.

1 INTRODUÇÃO

A análise das vendas externas de uma região constitui importante aspecto a ser levado em consideração na elaboração de políticas públicas. Incentivar o aumento das exportações é uma das formas de estimular o desenvolvimento econômico, contribuindo para uma maior geração de empregos e de renda.

A média anual de crescimento das exportações do Ceará entre 1991 e 2017 foi de 9,8% ao ano, em termos reais. 2017 e 2003 foram os anos de maior crescimento no período, com 63,5% e 38,9% de alta respectivamente. 2015 foi o ano em que as exportações mais caíram, 28,1%, seguido pelo ano de 2009, auge da Grande Recessão Mundial, com queda de 15,5%. No referido período de quase três décadas o estado exportou em média 9,57% do total nordestino, e 0,75% do total brasileiro.

Este artigo tem como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, que varie suavemente no tempo, entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes. A teoria econômica e a literatura empírica apontam que as exportações são influenciadas principalmente pela renda externa, pela taxa de câmbio real e pela renda interna. Os objetivos específicos deste estudo são portanto estimar elasticidades dinâmicas de comércio exterior para o Ceará.

A metodologia econométrica a ser utilizada segue Bierens e Martins (2010), artigo onde é proposto um modelo vetorial de correção de erros em que a relação de cointegração varia suavemente no tempo. Os autores modelam os vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev, e a estimação é feita de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995).

O trabalho é apresentado da seguinte forma: na seção 2 será feita uma breve revisão de literatura teórica e empírica; na seção 3 será apresentado um panorama das exportações do Ceará entre 1990 e 2017; a seção 4 apresentará a estratégia econométrica; na seção 5 serão apresentados os dados utilizados e os resultados obtidos no estudo e, por fim, a seção 6 apresentará as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Especificação de um modelo de exportações

A formulação teórica dos determinantes das exportações utilizada neste artigo baseia-se na microeconomia. Os fatores condicionantes das vendas externas podem atuar tanto pela ótica da oferta quanto pela ótica da demanda por exportações. As ideias fundamentais discutidas nesta seção podem ser encontradas com maior profundidade em Goldstein e Khan (1978), Cavalcanti e Ribeiro (1998) e Barros *et al.* (2002).

A especificação de um modelo de exportações geralmente apresenta três alternativas: i) Hipótese de país pequeno: as exportações do país não são suficientemente expressivas para influenciar os preços no mercado internacional. O país em questão defrontar-se-ia com uma função de demanda por suas exportações infinitamente preço-elástica. Neste caso apenas a função de oferta de exportações é estimada; ii) Função de oferta de exportações perfeitamente preço-elástica e função de demanda com elasticidade-preço finita: esta função de oferta de exportações é baseada na existência de capacidade ociosa na indústria doméstica e/ou tecnologia de produção que apresente retornos constantes ou crescentes de escala. As estimações neste caso resumem-se a função de demanda por exportações. Esta pode estar

associada à grande representatividade no comércio mundial e/ou a produção de bens não-substitutos perfeitos ou bens diferenciados; iii) As funções de oferta e demanda por exportações possuem elasticidade-preço finita. Neste caso, preços e quantidades são determinados simultaneamente pela interação destas funções de exportações, e os bens podem ser considerados substitutos imperfeitos.

A função de demanda por exportações possui dois determinantes básicos: renda externa alocada no consumo de bens comercializáveis e variáveis de preço relativo. Os preços relativos comparam os preços dos produtos exportados pelo país ofertante com os preços dos bens substitutos no mercado externo. Sendo assim, de acordo Goldstein e Khan (1978), espera-se que a demanda por exportações que um país se defronta seja função positiva da renda externa e função negativa dos preços relativos de exportação.

As barreiras tarifárias e não-tarifárias, o grau de desenvolvimento do mercado financeiro de divisa cambiais, impostos e subsídios, entre outros, são fatores que também podem influenciar a demanda e oferta de exportações.

A função de oferta de exportações pode abranger várias variáveis explicativas, dado que muitos fatores podem afetar a capacidade e/ou a disposição dos produtores em exportar. As potenciais variáveis explicativas podem ser assim resumidas: i) Capacidade produtiva do setor exportador; ii) Ciclos de atividade interna: preferência pelo abastecimento do mercado interno; as exportações podem representar uma alternativa de demanda para evitar o aumento da capacidade ociosa das firmas; iii) Rentabilidade real da atividade exportadora: a) Receitas e despesas (salários, insumos, custos de distribuição, etc.) associadas às exportações; b) Remuneração das exportações relativamente às vendas no mercado doméstico: neste caso, é feita a comparação entre a receita de exportação e os preços dos produtos exportáveis vigentes no mercado interno; neste sentido, a comparação das rentabilidades nos mercados externos e doméstico através da taxa de câmbio real assume importância fundamental para as exportações.

Conseqüentemente, espera-se que a oferta de exportações seja função positiva da capacidade produtiva do setor exportador, função negativa dos ciclos de atividade interna, função positiva da rentabilidade da atividade exportadora (receitas e custos) e função positiva da taxa de câmbio real.

2.2 Revisão de literatura empírica

Boa parte dos estudos econométricos sobre as vendas externas envolvem estimações de funções de exportações (de oferta, de demanda ou forma reduzida) e de elasticidades câmbio e renda mundial, principalmente. De acordo com Cavalcanti e Ribeiro (1998), até o início dos anos 1980 a estimação das referidas funções para o Brasil adotava a hipótese de país pequeno (demanda inelástica), onde apenas a função de oferta era estimada (a exemplo de Cardoso e Dornbush (1980) e Musalem (1981)). Tal hipótese era aceita pela predominância de produtos primários e semimanufaturados na pauta de exportações (produtos relativamente homogêneos), e dada a pequena participação do Brasil no comércio internacional. A estimação de equações de oferta e demanda por exportações, com preços e quantidades sendo simultaneamente determinadas e com elasticidade preço-finitas, inicia-se com Pinto (1980) e Braga e Markwald (1983). Seguem esta linha Portugal (1993) e Zini (1988). As funções eram estimadas em suas formas estruturais ou reduzidas.

Portugal (1993) utiliza dados anuais entre 1950 a 1988 e dados trimestrais entre 1975 a 1988 para estimar equações de exportações brasileiras de bens industriais. O autor estima

tanto a função de demanda quanto a função de oferta de exportações, em um arcabouço de mecanismo de correção de erros seguindo o método de Engle e Granger (1987) e usando mínimos quadrados de dois estágios. O autor considerou ainda a possibilidade de mudanças paramétricas. A análise dessas mudanças contemplou o filtro de Kalman, em suas formas clássica e bayesiana, e a técnica de *switching regressions*. Os resultados das três técnicas apontam para pequena variação entre os coeficientes estimados para as equações de exportações industriais.

Castro e Cavalcanti (1998) estimam equações de importação e exportação para o Brasil a fim de realizar previsões condicionais da evolução das variáveis e subsidiar a avaliação de políticas econômicas. Diferentemente de outros trabalhos que utilizam índices de preços e quantidades, os autores utilizaram valores anuais, cujos resultados podem ser diretamente aplicados na análise da balança comercial. A base de dados abrange o período de 1955 à 1995. As exportações em dólares foram deflacionadas pelo IPA do EUA. A taxa de câmbio real EUA/Brasil foi multiplicada por um índice de incentivo às exportações. As importações mundiais foram utilizadas como *proxy* da renda mundial. A razão entre PIB realizado e PIB potencial foi utilizada para captar o nível de atividade doméstica. A metodologia empregada por Castro e Cavalcanti (1998) é baseada na cointegração e modelo de correção de erros. Para as exportações totais, os testes do maior autovalor e do traço indicaram a existência de um vetor de cointegração que, normalizado para as exportações, resultou em elasticidades renda mundial e câmbio real de 0,93 e 0,61, respectivamente.

Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010) estimam a influência do câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de calçados entre janeiro de 1996 e março de 2009 com dados trimestrais e utilizando cointegração. Os autores utilizaram como base de dados as exportações de calçados deflacionada pelo IPA-EUA, taxa de câmbio efetiva real e importações mundiais. Os resultados apontaram para uma elasticidade câmbio real de 2,22% no longo prazo e uma elasticidade renda mundial de 2,19%. Com relação com a dinâmica de curto prazo, o modelo de correção de erros estimado mostrou que a elasticidade câmbio real foi de 0,61%, enquanto a elasticidade renda mundial foi de 0,6%, sendo os desequilíbrios corrigidos em 3,5 trimestres.

Mortatti, Miranda e Bacchi (2011) estudam o comércio Brasil – China para commodities agrícolas, minerais e produtos industriais, no arcabouço do modelo de auto regressão vetorial com correção de erro (VECM), através da decomposição de Bernanke, com dados mensais entre 1995 e 2008. Foram utilizados dados de exportações em *quantum* para as categorias de produtos citadas e construíram índices de preços relativos para estes diferentes setores, calculados pela razão entre índices de preços externos e internos. Foi utilizado ainda como *proxy* da variável renda o valor total das importações chinesas. Os autores também consideraram a taxa de câmbio real entre os dois países e um índice de utilização de capacidade instalada da economia como um todo, considerando a relação entre o PIB real e o PIB potencial. De acordo com Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), a entrada da China na Organização Mundial do Comércio foi um fator importante que contribuiu para o crescimento do comércio bilateral. A variável *proxy* para a renda chinesa apresentou elasticidades contemporâneas de 1,57% para o modelo de *commodities* agrícolas, 1,20% para *commodities* minerais e 0,94% para produtos industriais. As elasticidades acumuladas foram maiores do que as iniciais. A elasticidade câmbio para as exportações de produtos industriais, agrícolas e minerais foi estimada em 1,31%, 0,76% e 0,48%, respectivamente, e também foi verificada a presença do efeito J no comércio Brasil – China, dado que os efeitos acumulados foram maiores que os de curto prazo. A variável utilização da capacidade instalada

apresentou coeficientes consistentes para os três modelos estimados, fato que reflete a preferência pelo mercado interno. Para todos os modelos o efeito acumulado estabiliza-se em torno de -1,5% a -2%. As elasticidades contemporâneas foram de -1,22% para os produtos agrícolas, -1,05% para os produtos minerais e -0,94% para os produtos industriais. Isso sugere que, para todas as categorias de produtos, um aquecimento da demanda interna provoca redução na oferta de exportação.

Schettini, Squeff e Gouvêa (2012) estimam funções de exportações brasileiras agregadas com base nas contas nacionais trimestrais entre 1995 e 2009. Partindo da teoria sobre cointegração em modelos uniequacionais, os autores consideraram três métodos de estimação que admitem formas distintas de não-linearidades: modelo de correção de erros com quebra estrutural, modelos de alternância entre regimes markovianos e modelos de espaço-estado. Segundo estes autores, se tornou comum na literatura trabalhar com modelos uniequacionais e estimar uma forma reduzida para as exportações. As variáveis explicativas utilizadas foram renda mundial (representada pelo total das importações mundiais) e taxa de câmbio real (taxa de câmbio nominal e a razão dos Índices de Preço do Atacado (IPA) dos EUA e Brasil). Os autores também utilizaram medidas para o nível de utilização da capacidade da indústria (medida pela Confederação Nacional da Indústria – CNI) e da economia como um todo (extraído através do filtro Hodrick-Prescott), mas estas não foram significativas. Dentre as principais conclusões de Schettini, Squeff e Gouvêa (2012) destaca-se existirem evidências de uma mudança positiva no nível da relação de longo prazo entre exportações agregadas, renda mundial e taxa de câmbio real em 2002. A elasticidade renda oscilou entre 0,92 e 1,2, enquanto a elasticidade preço variou entre -0,04 e 0,11. Os autores citam que as elasticidades de longo prazo apresentaram pequena variação entre os procedimentos econométricos utilizados.

Freire Jr. e Paiva (2014) utilizam o modelo VECM para estimar as elasticidades câmbio e renda mundial para as exportações cearenses de produtos industrializados, com dados trimestrais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010. Os autores deflacionam as exportações do Ceará com o índice de preço por atacado dos EUA, utilizam o índice da taxa de câmbio efetiva real do IPEA e utilizam como *proxy* para a renda mundial as importações mundiais totais. O vetor de cointegração estimado apresentou elasticidade câmbio de 0,36 e elasticidade renda mundial de 1,29.

Mariano e Vasconcelos (2014) estudam a influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações das cidades de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel com dados mensais entre 2005 e 2013. Utilizando um modelo VAR as autoras concluem que o valor das exportações de Cascavel e Sobral são mais sensíveis a choques da renda mundial.

Arruda e Martins (2017) investigam a ocorrência do fenômeno da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial do Estado do Ceará. Utilizando dados mensais entre janeiro de 2000 e julho de 2013 e vetores de correção de erros, os autores encontram que na maioria dos modelos considerados a reposta das exportações líquidas cearenses a uma depreciação cambial se mostra positiva e elástica, validando a condição de Marshall-Lerner.

3 UM BREVE PANORAMA DAS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ

Esta seção fará uma breve exposição da evolução das exportações do Ceará nos últimos anos. Uma análise mais aprofundada pode ser encontrada, por exemplo, em Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010) e em CIN/FIEC (2018). A média anual de crescimento

das exportações do Ceará entre 1991 e 2017 foi de 9,8% ao ano, em termos reais. A Tabela 1 a seguir apresenta as séries anuais, obtidas das somas mensais deflacionadas pelo índice de preços das exportações da FUNCEX (obtido junto ao IPEADATA (2018)). Os anos de 2017 e 2003 foram os de maior crescimento com 63,5% e 38,9% de alta respectivamente. O ano de 2015 foi o ano que as exportações mais caíram, 28,1%, seguido pelo ano de 2009, auge da grande recessão mundial, com queda de 15,5%. Esta queda de 2009 foi grande, porém menor do que as quedas nas exportações nordestinas, brasileiras e das importações mundiais, o que pode ser observado na Tabela 2. Todavia, no ano seguinte as exportações do Ceará tiveram menor recuperação do que nas outras três séries citadas.

Tabela 1: Exportações do Ceará e do Nordeste – 1990 a 2017. Valores em US\$ FOB, deflacionados.

| Ano | Exp. Cearenses | Var. Real (%) | Exp. Nordestinas | Var. Real (%) |
|------|------------------|---------------|-------------------|---------------|
| 1990 | 230.454.216,03 | | 3.027.442.852,19 | |
| 1991 | 272.630.862,73 | 18,3 | 2.884.326.047,51 | -4,7 |
| 1992 | 304.022.845,26 | 11,5 | 3.037.810.027,25 | 5,3 |
| 1993 | 275.375.170,44 | -9,4 | 3.018.345.119,27 | -0,6 |
| 1994 | 330.418.488,74 | 20,0 | 3.454.636.198,33 | 14,5 |
| 1995 | 350.791.540,17 | 6,2 | 4.223.891.338,20 | 22,3 |
| 1996 | 381.180.162,83 | 8,7 | 3.864.389.513,64 | -8,5 |
| 1997 | 352.172.219,20 | -7,6 | 3.954.630.257,58 | 2,3 |
| 1998 | 358.025.190,21 | 1,7 | 3.749.168.880,74 | -5,2 |
| 1999 | 373.244.495,74 | 4,3 | 3.378.978.906,12 | -9,9 |
| 2000 | 492.814.752,85 | 32,0 | 3.998.766.757,21 | 18,3 |
| 2001 | 530.500.119,59 | 7,6 | 4.215.263.433,76 | 5,4 |
| 2002 | 543.762.239,79 | 2,5 | 4.655.405.335,07 | 10,4 |
| 2003 | 755.214.927,21 | 38,9 | 6.060.013.646,81 | 30,2 |
| 2004 | 851.973.378,68 | 12,8 | 7.950.282.328,49 | 31,2 |
| 2005 | 918.802.316,38 | 7,8 | 10.423.331.143,40 | 31,1 |
| 2006 | 947.429.661,07 | 3,1 | 11.514.050.771,97 | 10,5 |
| 2007 | 1.130.691.924,70 | 19,3 | 12.885.982.722,92 | 11,9 |
| 2008 | 1.270.813.945,44 | 12,4 | 15.355.512.239,81 | 19,2 |
| 2009 | 1.073.293.749,09 | -15,5 | 11.538.523.589,44 | -24,9 |
| 2010 | 1.246.209.527,72 | 16,1 | 15.583.335.094,33 | 35,1 |
| 2011 | 1.393.159.428,80 | 11,8 | 18.737.493.941,29 | 20,2 |
| 2012 | 1.270.226.982,43 | -8,8 | 18.857.707.082,80 | 0,6 |
| 2013 | 1.419.268.502,61 | 11,7 | 17.285.530.452,76 | -8,3 |
| 2014 | 1.483.823.439,94 | 4,5 | 16.082.213.520,86 | -7,0 |

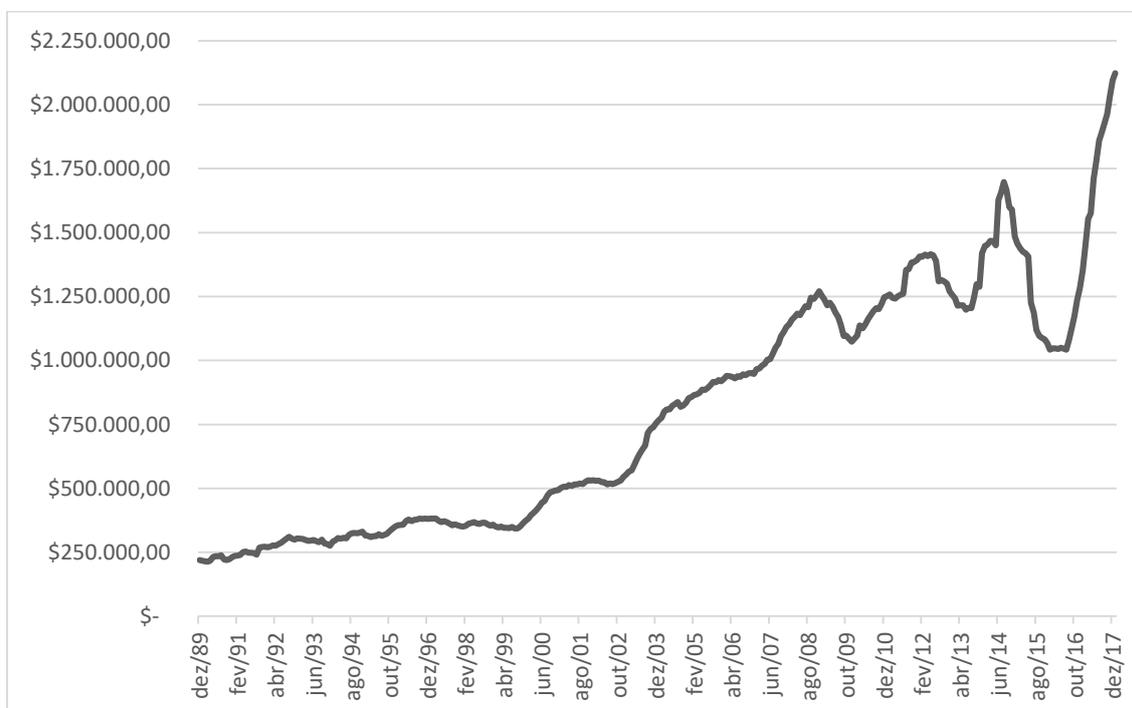
| | | | | |
|-------------------------|------------------|-------|-------------------|-------|
| 2015 | 1.067.249.432,49 | -28,1 | 14.940.442.443,75 | -7,1 |
| 2016 | 1.281.374.541,45 | 20,1 | 12.678.245.008,19 | -15,1 |
| 2017 | 2.094.960.131,05 | 63,5 | 16.721.102.405,40 | 31,9 |
| Cresc. Médio 1991-2000: | | 8,6 | | 3,4 |
| Cresc. Médio 2001-2010: | | 10,5 | | 16,0 |
| Cresc. Médio 2011-2017: | | 10,7 | | 2,2 |
| Cresc. Médio 1991-2017: | | 9,8 | | 7,7 |

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

O ano de 2009 foi o pior ano para as exportações brasileiras e importações mundiais desde 1990, com quedas de 22,7% e 24%, respectivamente. Já o melhor ano foi o de 2004, com altas de 32% e 21,9%. Examinando a parte de baixo das tabelas 1 e 2 é possível comparar o desempenho médio do setor exportador em diferentes períodos. As exportações do Ceará, entre 1991 e 2017, cresceram mais do que as exportações nordestinas, brasileiras e do que as importações mundiais. Portanto o setor exportador do estado ganhou participação relativa no período. O crescimento das exportações cearenses nos diferentes subperíodos apresentados também aparenta ter menor variabilidade do que as demais regiões.

O crescimento médio das exportações do Ceará após 2001, observado na Tabela 1, é maior do que na década anterior. Este fato pode ser igualmente visualizado na figura a seguir.

Figura 1: Exportações cearenses acumuladas em 12 meses, em US\$ mil *free on board*, deflacionadas.



Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Tabela 2: Exportações brasileiras e importações mundiais – 1990 a 2017. Valores em US\$ FOB e CIF, deflacionados.

| Ano | Exp. Brasileiras | Var. Real (%) | Importações Mundiais | Var. Real (%) |
|-------------------------|--------------------|---------------|-----------------------|---------------|
| 1990 | 31.373.105.356,83 | | 3.429.421.149.280,65 | |
| 1991 | 31.844.096.442,08 | 1,5 | 3.603.332.471.734,42 | 5,1 |
| 1992 | 35.859.599.869,45 | 12,6 | 3.876.227.360.748,92 | 7,6 |
| 1993 | 38.622.151.691,08 | 7,7 | 3.712.598.773.519,29 | -4,2 |
| 1994 | 42.932.180.910,05 | 11,2 | 4.172.431.162.882,10 | 12,4 |
| 1995 | 46.322.687.059,61 | 7,9 | 4.992.081.591.673,04 | 19,6 |
| 1996 | 47.848.005.078,88 | 3,3 | 5.274.985.370.384,65 | 5,7 |
| 1997 | 52.915.544.992,98 | 10,6 | 5.654.233.738.029,86 | 7,2 |
| 1998 | 51.541.965.227,98 | -2,6 | 5.567.000.291.176,87 | -1,5 |
| 1999 | 48.283.166.001,16 | -6,3 | 5.785.582.988.481,94 | 3,9 |
| 2000 | 54.815.810.441,97 | 13,5 | 6.567.438.415.076,08 | 13,5 |
| 2001 | 58.588.132.324,14 | 6,9 | 6.392.413.981.625,60 | -2,7 |
| 2002 | 60.377.150.887,90 | 3,1 | 6.586.351.159.626,80 | 3,0 |
| 2003 | 72.460.015.307,01 | 20,0 | 7.647.143.084.382,55 | 16,1 |
| 2004 | 95.635.383.385,36 | 32,0 | 9.322.649.225.967,64 | 21,9 |
| 2005 | 117.351.216.187,98 | 22,7 | 10.669.043.634.146,50 | 14,4 |
| 2006 | 136.507.956.588,76 | 16,3 | 12.180.077.874.394,00 | 14,2 |
| 2007 | 158.359.002.765,13 | 16,0 | 13.978.113.939.775,50 | 14,8 |
| 2008 | 196.627.144.223,89 | 24,2 | 16.406.778.209.036,10 | 17,4 |
| 2009 | 151.988.955.228,26 | -22,7 | 12.468.072.580.510,60 | -24,0 |
| 2010 | 198.189.893.048,47 | 30,4 | 15.105.141.268.434,90 | 21,2 |
| 2011 | 254.460.791.585,36 | 28,4 | 17.974.352.320.245,60 | 19,0 |
| 2012 | 243.276.246.862,61 | -4,4 | 18.181.769.593.904,50 | 1,2 |
| 2013 | 242.557.350.200,73 | -0,3 | 18.519.676.564.644,40 | 1,9 |
| 2014 | 227.358.001.125,61 | -6,3 | 18.818.802.756.986,30 | 1,6 |
| 2015 | 194.780.104.889,96 | -14,3 | 16.413.283.683.875,20 | -12,8 |
| 2016 | 183.210.173.551,49 | -5,9 | 15.804.419.215.215,60 | -3,7 |
| 2017 | 217.262.561.940,17 | 18,6 | 17.442.946.276.814,80 | 10,4 |
| Cresc. Médio 1991-2000: | | 5,9 | | 6,9 |
| Cresc. Médio 2001-2010: | | 14,9 | | 9,6 |
| Cresc. Médio 2011-2017: | | 2,3 | | 2,5 |
| Cresc. Médio 1991-2017: | | 8,3 | | 6,8 |

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018) e do FMI (2018).

Fato importante a ser notado na Tabela 2, a ser retomado posteriormente, é o maior crescimento médio anual das importações mundiais no período 2001-2010. Possivelmente isso está relacionado à entrada da China na Organização Mundial do Comércio no início dos anos 2000.

A Tabela 3 apresenta a participação das exportações do Ceará no total do nordeste e do Brasil. Entre 1991 e 2017 o estado exportou em média 9,57% do total nordestino, e 0,75% do total brasileiro. O ano de maior participação relativa no total da região nordeste foi o de 2001, com 12,59%; já no total brasileiro o melhor ano do período foi o de 2003, com 1,04%. O ano de menor participação relativa foi o de 2012, com o estado exportando 6,74% do total nordestino e 0,52% do total brasileiro.

Tabela 3: Participação das exportações cearenses no total do nordeste e nacional, em %.

| Ano | Exp. Ceará / Exp. Nordeste | Exp. Ceará / Exp. Brasil |
|------|----------------------------|--------------------------|
| 1990 | 7,61 | 0,73 |
| 1991 | 9,45 | 0,86 |
| 1992 | 10,01 | 0,85 |
| 1993 | 9,12 | 0,71 |
| 1994 | 9,56 | 0,77 |
| 1995 | 8,30 | 0,76 |
| 1996 | 9,86 | 0,80 |
| 1997 | 8,91 | 0,67 |
| 1998 | 9,55 | 0,69 |
| 1999 | 11,05 | 0,77 |
| 2000 | 12,32 | 0,90 |
| 2001 | 12,59 | 0,91 |
| 2002 | 11,68 | 0,90 |
| 2003 | 12,46 | 1,04 |
| 2004 | 10,72 | 0,89 |
| 2005 | 8,81 | 0,78 |
| 2006 | 8,23 | 0,69 |
| 2007 | 8,77 | 0,71 |
| 2008 | 8,28 | 0,65 |
| 2009 | 9,30 | 0,71 |
| 2010 | 8,00 | 0,63 |
| 2011 | 7,44 | 0,55 |
| 2012 | 6,74 | 0,52 |

| | | |
|------------------|-------|------|
| 2013 | 8,21 | 0,59 |
| 2014 | 9,23 | 0,65 |
| 2015 | 7,14 | 0,55 |
| 2016 | 10,11 | 0,70 |
| 2017 | 12,53 | 0,96 |
| Média 1991-2000: | 9,81 | 0,78 |
| Média 2001-2010: | 9,88 | 0,79 |
| Média 2011-2017: | 8,77 | 0,65 |
| Média 1991-2017: | 9,57 | 0,75 |

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

A Tabela 4 apresenta os principais produtos exportados pelo estado em diferentes períodos. No ano de 2009 a participação conjunta dos vinte principais produtos na pauta de exportações do Ceará foi de 79,66%, de acordo com Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), e as vendas dos cinco primeiros produtos responderam por 47,79% do total. As exportações de Castanha de Caju sempre estiveram presentes na pauta exportadora entre os anos de 1996 e 2009, sendo que este é um dos principais produtos exportados pelo estado, com um valor de US\$ 176,05 milhões em 2011 e participação de 12,55% das vendas externas totais. As vendas de calçados, divididos em diferentes classificações segundo a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), também são muito importantes na pauta de exportação estadual.

Tabela 4: Os principais produtos exportados pelo Ceará (US\$ mil *FOB* – Valores correntes).

| Ano | 2001 | | 2006 | | 2011 | |
|---|--------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|
| | Valor | Partic. % | Valor | Partic. % | Valor | Partic. % |
| Castanha de Caju | 87.920 | 16,68 | 136.16 | 14,23 | 176.05 | 12,55 |
| Calçados com parte sup. De Borracha | - | - | - | - | 135.52 | 9,66 |
| Outros Calçados de Sola de Borracha | - | - | - | - | 92.447 | 6,59 |
| Calçados de Borracha | 30.247 | 5,74 | 72.103 | 7,53 | 80.443 | 5,73 |
| Petróleo | - | - | - | - | 77.356 | 5,51 |
| Melões Frescos | - | - | 29.108 | 3,04 | 76.392 | 5,44 |
| Couros de Bovinos | - | - | - | - | 66.149 | 4,71 |
| Outras Peles de Bovinos | - | - | - | - | 60.775 | 4,33 |
| Ceras Vegetais | 17.652 | 3,35 | 24.881 | 2,60 | 58.216 | 4,15 |
| Lagostas Congeladas Não Inteiras | - | - | 36.698 | 3,83 | 42.864 | 3,05 |
| Couro/Pele Bovina com Acabamento | 18.819 | 3,57 | - | - | - | - |
| Calçados com Sola de Borracha | - | - | 15.246 | 1,59 | - | - |
| Calçados de Couro Natural Cobre Tornozelo | 12.569 | 2,38 | - | - | - | - |

| | | | | | | |
|--|--------|-------|--------|-------|---|---|
| Outros Couros/Peles Bovinos | - | - | 111,60 | 11,66 | - | - |
| Outros Calçados de Couro Natural | 45.611 | 8,65 | 98.511 | 10,29 | - | - |
| Tecido de Algodão Denim | 59.548 | 11,30 | 56.506 | 5,90 | - | - |
| Camarões Congelados | 30.957 | 5,87 | - | - | - | - |
| Outros Camarões Congelados | - | - | 48.008 | 5,02 | - | - |
| Couros/Peles de Bovino/Equídeo | 38.411 | 7,29 | - | - | - | - |
| Lagostas (Palinurus, Panulirus e Jasus) Congeladas | 34.342 | 6,52 | - | - | - | - |

Fonte: Banco do Nordeste (2012).

Entre os anos de 1997 e 2009 houve uma diminuição das vendas de produtos básicos e um aumento nos industrializados. No ano de 1997 eles respondiam por 51,7% e 47% respectivamente. Em 2009 os percentuais foram de 33,5% e 64,9%. Dentre os produtos industrializados, a composição em 2009 era de 15,3% de semimanufaturados e 49,5% de manufaturados.

A participação da Ásia (exclusive Oriente Médio) como destino para as exportações do Ceará vem ganhando importância nos últimos anos, enquanto que a participação dos Estados Unidos na pauta exportadora vem diminuindo.

Tabela 5: Exportações do Ceará: Principais Blocos Econômicos de Destino (US\$ milhões FOB – valores correntes).

| Ano | 2001 | | 2006 | | 2011 | |
|---------------------------------------|-------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|
| | Valor | Partic. % | Valor | Partic. % | Valor | Partic. % |
| Estados Unidos (Inclusive Porto Rico) | 240 | 45,47 | 286 | 29,83 | 394 | 28,09 |
| União Europeia – EU | 119 | 22,53 | 286 | 27,97 | 388 | 27,67 |
| Mercado Comum do Sul – MERCOSUL | 54 | 10,33 | 120 | 12,59 | 176 | 12,55 |
| Ásia (Exclusive Oriente Médio) | - | - | 61 | 6,35 | 147 | 10,50 |
| Aladi (Exclusive MERCOSUL) | 50 | 9,5 | 99 | 10,30 | 108 | 7,71 |
| Canadá | 13 | 2,4 | - | - | - | - |

Fonte: Banco do Nordeste (2012).

De acordo com Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), no ano de 2009 a principal empresa exportadora do Ceará foi Grendene S.A., com valor exportado de US\$ 129.590.954 e participação de 12% na pauta. Outras empresas importantes foram Cascavel Couros Ltda., Paquetá Calçados Ltda., Vicunha Têxtil S/A, Intermelon Comercial Exportadora e Importadora, Calçados Aniger Nordeste Ltda. E Iracema Indústria e Comércio de Castanhas de Caju, esta última com exportações de US\$ 40.989.153. Suas respectivas participações na pauta foram de 8,75%, 7,48%, 5,13%, 4,58%, 3,86%, 3,79%. Além disso, no referido ano apenas quatro municípios, Fortaleza, Maracanaú, Cascavel e Sobral exportaram valores acima dos US\$ 100 milhões, apresentando uma participação conjunta de 57,05% do total exportado pelo Estado.

No ano de 2017 o município de São Gonçalo do Amarante exportou US\$ 1,1 bilhão, mais da metade da pauta exportadora do estado, segundo o CIN/FIEC (2018). A Companhia

Siderúrgica do Pecém – CSP foi a principal responsável por este resultado. Sobral, com vendas externas de US\$ 177,7 milhões, ultrapassou Fortaleza no mesmo ano e figurou em segundo no ranking exportador. Em 2017 os Estados Unidos foram os principais compradores de produtos cearenses, e destaca-se um grande crescimento nas vendas para Coréia do Sul, México e Turquia.

4 METODOLOGIA ECONOMETRICA: COINTEGRAÇÃO VARIANTE NO TEMPO

A metodologia econométrica utilizada neste artigo segue Bierens e Martins (2010). Os autores propõe um modelo vetorial de correção de erros em que a relação de cointegração varia suavemente no tempo, sendo que o arcabouço de Johansen é um caso especial do modelo. Um teste de razão de verossimilhança é definido para a cointegração não-variante no tempo, e sua distribuição assintótica qui-quadrado é derivada. Os autores então aplicam o teste para a hipótese de paridade do poder de compra entre preços internacionais e taxas de câmbio nominais, encontrando evidências de cointegração variante no tempo.

A literatura em cointegração inicia com os trabalhos de Granger (1987), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Desde então a abordagem padrão, de que os vetores de cointegração não variam no tempo, foi evoluindo para permitir mudança estrutural. Uma *survey* interessante é encontrada em Maddala e Kim (1998).

O teste de razão de verossimilhança de Bierens e Martins (2010) tem como hipótese nula a cointegração invariante no tempo, ao permitir que os vetores de cointegração no modelo vetorial de correção de erros (VECM) sejam funções suaves do tempo, uma abordagem similar a Park e Hahn (1999). Bierens e Martins (2010) propõe modelar estes vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev. A estimação do VECM é de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995). A hipótese nula de cointegração padrão corresponde então à hipótese de que os parâmetros no VECM que são relacionados aos polinômios temporais de Chebyshev são conjuntamente zero. Esta hipótese pode então ser testada através da razão de verossimilhança.

A representação do modelo vetorial de correção de erros, em que a relação de cointegração varia no tempo (TV-VECM) em Bierens e Martins (2010), é dada da seguinte forma. Considere o VECM(p) variando no tempo com erros Gaussianos, sem interceptos e tendências temporais,

$$\Delta Y_t = \Pi'_t Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

onde $Y_t \in \mathbb{R}^k$, $\varepsilon_t \sim i. i. d N_k[0, \Omega]$ e T é o número de observações. O objetivo é testar a hipótese nula de cointegração invariante no tempo (TI), $\Pi'_t = \Pi' = \alpha\beta'$, onde α e β são matrizes fixas $k \times r$ com posto r , contra cointegração variante no tempo (TV) do tipo

$$\Pi'_t = \alpha\beta'_t$$

onde α continua o mesmo mas os β_t são matrizes $k \times r$ variantes no tempo com posto constante r .

As matrizes β_t em Bierens e Martins (2010) são modeladas usando polinômios temporais de Chebyshev (CTP). Tais polinômios $P_{i,T}(t)$ são definidos por

$$P_{0,T}(t) = 1, \quad P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos(i\pi(t - 0,5)/T), \\ t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, 2, 3, \dots$$

Dado que os polinômios temporais de Chebyshev são ortonormais, qualquer função $g(t)$ de tempo discreto pode ser representada por

$$g(t) = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t), \quad \text{onde} \quad \xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(t) P_{i,T}(t).$$

Se $g(t)$ é suave ela pode ser bem aproximada por

$$g_{m,T}(t) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$$

para algum número natural fixado $m < T - 1$.

Portanto é possível escrever β_t como $\beta_t = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$, onde $\xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \beta_t P_{i,T}(t)$, $i = 0, \dots, T - 1$, são matrizes $k \times r$ desconhecidas. A hipótese nula de cointegração invariante no tempo corresponderá a $\xi_{i,T} = O_{k \times r}$, para $i = 0, \dots, T - 1$, e a alternativa de cointegração TV corresponderá a $\lim_{t \rightarrow \infty} \xi_{i,T} \neq O_{k \times r}$ para algum $i \geq 1$. Operacionalmente, sob a hipótese alternativa β_t é especificado como,

$$\beta_t = \beta_m(t/T) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$$

para algum m fixado. Como os polinômios de Chebyshev de ordem baixa são funções relativamente suaves de t , é permitido que β_t mude gradualmente ao longo do tempo sob a hipótese alternativa de cointegração variante no tempo (TVC).

A modelagem de TVC através de polinômios temporais de Chebyshev é então realizada da seguinte forma. Substituindo $\Pi'_t = \alpha \beta'_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_i P_{i,T}(t) \right)'$ na equação (1) tem-se

$$\Delta Y_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_i P_{i,T}(t) \right)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1')$$

para algumas matrizes ξ_i . A hipótese nula é testada através de um teste de razão de verossimilhança

$$LR^{tvc} = -2[\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m)]$$

onde $\hat{l}_T(r, 0)$ é a log-verossimilhança do VECM(p) de (1'), convenientemente modificado, para o caso de $m=0$, e $\hat{l}_T(r, m)$ é a log-verossimilhança do VECM(p) de (1') (convenientemente modificado) para o caso onde $Y_{t-1}^{(m)} =$

$(Y'_{t-1}, P_{1,T}(t)Y'_{t-1}, P_{2,T}(t)Y'_{t-1}, \dots, P_{m,T}(t)Y'_{t-1})'$. Em ambos casos r é o posto de cointegração.

A estimação do VECM é de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995). Sendo assim, o teste LR da hipótese nula de cointegração padrão (TI) contra a alternativa TVC assume a forma

$$LR_T^{tvc} = -2[\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m)] = T \sum_{j=1}^r \ln \left(\frac{1 - \hat{\lambda}_{0,j}}{1 - \hat{\lambda}_{m,j}} \right) \quad (2)$$

onde os $\hat{\lambda}_{m,j}$ são as soluções do problema de autovalores generalizado.

Após estabelecerem as hipóteses a respeito do processo gerador de dados (DGP) sob a hipótese nula e demonstrarem a distribuição assintótica, Bierens e Martins (2010) chegam ao seguinte teorema: *Dado $m \geq 1$ e $r \geq 1$, sob a hipótese nula de cointegração padrão a estatística LR dada por LR_T^{tvc} definida em (2) é assintoticamente distribuída como χ_{mkr}^2 .*

Com relação ao tamanho empírico, os autores referem que para T pequeno o teste sofre de distorções de tamanho. Usando os valores críticos assintóticos para $T=100$ o teste tende a sobre-rejeitar a correta hipótese nula de cointegração padrão. Já para $T=500$ as distribuições empírica e assintótica quase coincidem.

Posteriormente ao estabelecimento das hipóteses a respeito do processo gerador de dados (DGP) sob a hipótese alternativa de TVC e a apresentação da distribuição assintótica, Bierens e Martins (2010) referem que o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio de Chebyshev. A escolha ótima de m pode ser comparada à escolha ótima de um processo autoregressivo, onde geralmente é usado os critérios de informação Hannan-Quinn (1979) ou Schwarz (1978). Os autores sugerem que estes critérios de informação também podem ser usados para estimar m consistentemente se m é finito.

Bierens e Martins (2010) também demonstram que é possível incluir uma constante (drift) no TV-VECM(p), e sugerem como pesquisa futura a inclusão de tendências temporais e dummies sazonais.

5 RESULTADOS

A hipótese de que existe uma relação de longo prazo, variante no tempo, entre as exportações do estado do Ceará e seus condicionantes de demanda e de oferta é examinada a seguir. O estudo econométrico envolveu os passos usuais aos estudos de cointegração. Testes de raiz unitária são realizados nas variáveis de interesse para determinar suas ordens de integração, ou seja, saber se são não-estacionárias. Especificou-se então um VAR e em seguida procedeu-se a análise de cointegração (inicialmente invariante no tempo), onde foram realizados os testes de tradicionais Johansen, o teste do traço e o teste do máximo autovalor. Seguindo a abordagem de Cavalcanti e Ribeiro (1998) e de acordo com a teoria econômica descrita anteriormente, caso fossem encontrados dois vetores de cointegração possivelmente um deles seria identificado como uma relação de demanda por exportações, enquanto o outro estaria associado a relação de oferta. Encontrado apenas um vetor, esta relação possivelmente estaria relacionada a uma forma reduzida de exportações, ou a uma função de oferta, ou ainda a uma função de demanda. Posteriormente realiza-se o procedimento de Bierens e Martins (2010) para obter as elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará, ou seja, um vetor de cointegração que varia no tempo.

5.1 Descrição da base de dados

A base de dados usada na estimação de uma função de exportação variante no tempo para o estado do Ceará têm periodicidade mensal, e as séries vão de janeiro de 1990 a janeiro de 2018, compreendendo 337 observações.

As exportações totais cearenses em dólares correntes, valores *free on board (FOB)*, foram obtidas no antigo sistema ALICEWEB do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio – MDIC¹, e na nova plataforma de comércio exterior do MDIC chamada COMEX STAT, que veio a substituir o ALICEWEB. Os dados foram deflacionados pelo índice geral de preços das exportações (IPX) do Brasil, calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX. A opção por esta forma de deflacionamento, e não por exemplo pelo índice de preços por atacado dos Estados Unidos (usado em alguns trabalhos da área) advém do fato de a série resultante ser uma boa *proxy* para o verdadeiro *quantum* exportado pelo estado². A variável resultante é chamada de XCE nas estimações econométricas.

As importações mundiais totais em dólares correntes *CIF (Cost, Insurance and Freight)*, deflacionadas pelo índice de preços das importações mundiais totais, foram utilizadas para a construção da variável *proxy* condicionante da demanda por exportações do Ceará. Tais séries foram obtidas do *International Financial Statistics (IFS)* do Fundo Monetário Internacional (FMI). A variável resultante é chamada de MWa nas estimações econométricas, o valor real (*quantum*) das importações mundiais totais, *proxy* para a renda mundial. Espera-se que a demanda por exportações cearenses (XCE) responda positivamente ao aumento do valor real das importações mundiais totais (MWa)³.

As duas *proxies* dos condicionantes da oferta de exportações do Ceará foram um índice da taxa de câmbio efetiva real, ano base 2010, calculado pelo IPEA, e o consumo de energia elétrica nacional total, em GWh, cuja fonte é a Eletrobrás.

O índice da taxa de câmbio efetivo real, obtido na plataforma IPEADATA, é uma média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do Brasil em relação a 23 países com maiores participações na pauta de exportação. A taxa de câmbio real bilateral calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-EP-DI/FGV) do Brasil e o Índice de Preços ao Produtor (IPP) do país em caso. As ponderações utilizadas pelo IPEA variam a cada ano, sendo obtidas pelas participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras para os países considerados nos 2 anos imediatamente anteriores. O peso de cada país *i* no cálculo

¹ O critério adotado pelo MDIC para as exportações por unidade da federação considera o estado produtor da mercadoria. Por exemplo, quando há um valor de US\$ 2.102.137.332 exportados pelo Ceará em 2017, não significa que o total desse valor foi exportado por empresas sediadas no estado. Este foi o valor de mercadorias exportadas produzidas/extraídas/cultivadas no Ceará, independentemente de onde esteja localizada a empresa exportadora.

² Os índices de preço da FUNCEX são calculados segundo o critério de FISHER, enquanto o *quantum* é obtido implicitamente pela deflação da variação do valor e do preço calculados no período.

³ A série do índice de preços das importações mundiais totais foi descontinuada em outubro de 2016, ou ainda não foi atualizada até presente data. Sendo assim, o restante da série das importações mundiais (apenas 16 meses de um total de 337) foi deflacionada pelo índice de preços das importações totais dos países industrializados (até abril de 2017) e pelo índice de preço das importações dos EUA (de maio/17 a jan/18). Estes três deflatores possuem médias mensais de variação de preços de importação praticamente idênticas para a amostra total. As estimativas das elasticidades dinâmicas apresentaram pouca variação quando a amostra abrange somente o período até setembro de 2016, como será visto a seguir.

das taxas de câmbio efetivas de todos os meses de um determinado ano corresponde à participação desse país i no total das exportações brasileiras provenientes dos 23 países selecionados nos dois anos anteriores. Portanto, os pesos de cada país na construção da taxa são móveis ao longo da série, incorporando assim as mudanças na importância relativa de cada país ao longo do tempo⁴.

A variável mensal em logaritmo resultante é chamada de CER_{Ipa} nas estimações econométricas. Como os índices de preços funcionam como uma *proxy* para a variação dos custos de produção, a taxa de câmbio efetiva real melhor representaria o nível de competitividade externa de um país ou região. Assim, um aumento em CER_{Ipa} significa uma desvalorização da taxa de câmbio em termos reais, o que pode ser entendido como um aumento da competitividade do setor exportador do Ceará.

A segunda condicionante da oferta de exportações do Ceará, a qual de acordo com as ideias discutidas na seção 2.1 atua como alternativa às vendas externas, é a *proxy* para a renda brasileira Consumo de energia elétrica nacional total (comercial, industrial e residencial), em GWh. A variável mensal em logaritmo resultante é chamada de EET nas estimações econométricas. Espera-se que a oferta de exportações seja função negativa dos ciclos de atividade nacional, e como estes ciclos estão positivamente relacionados ao consumo de energia elétrica, um aumento neste consumo tende a diminuir a oferta de produto ao exterior.

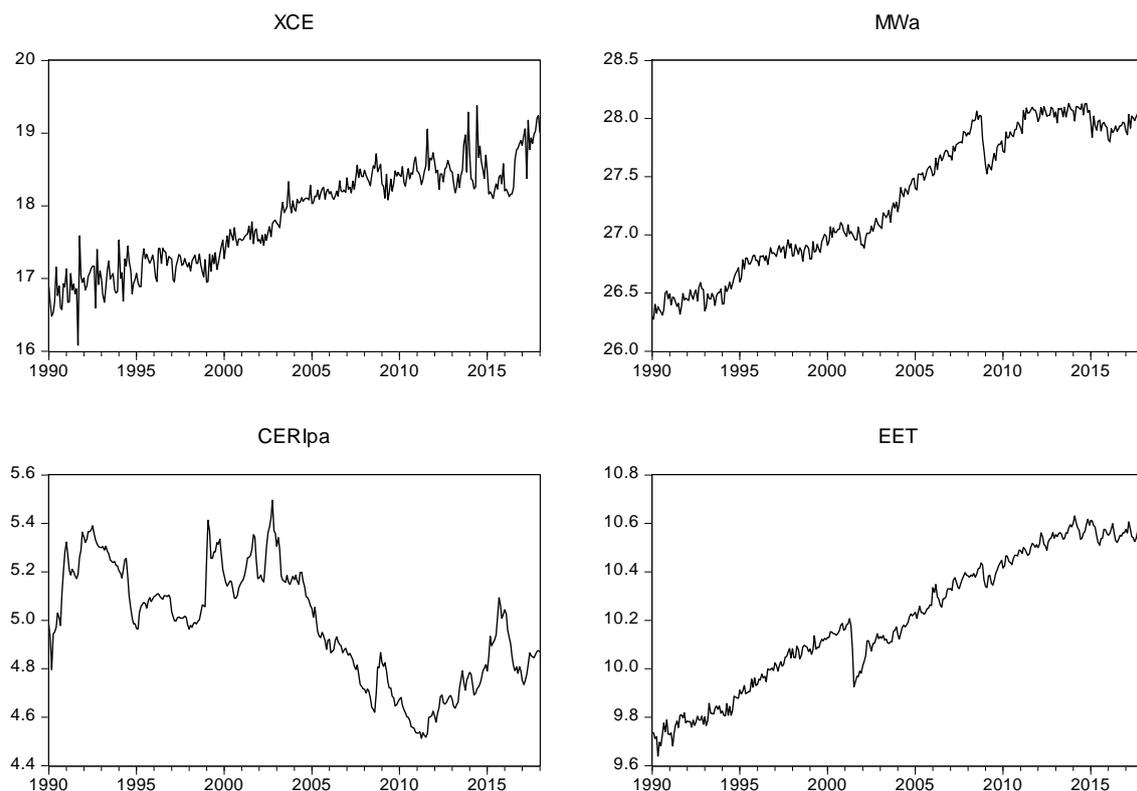
Todas as séries foram transformadas em logaritmo natural, possibilitando interpretar os parâmetros como sendo elasticidades de comércio exterior. A seção seguinte apresentará e discutirá os principais resultados obtidos na pesquisa.

5.2 Estimativas das elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará

Os gráficos das séries em logaritmo das exportações cearenses deflacionadas, das importações mundiais totais deflacionadas, da taxa de câmbio real efetiva e do consumo total de energia elétrica do Brasil encontram-se na figura a seguir. Testes de raiz unitária são realizados nas variáveis, especifica-se um VAR, procede-se a análise de cointegração invariante no tempo e por fim realiza-se o procedimento de Bierens e Martins (2010) para obter as elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará.

⁴ Para detalhes da metodologia ver: <http://www.ipeadata.gov.br/doc/Nota%20Metodol%C3%B3gica%20-%20tx%20de%20cambio%20efetiva%20real.pdf>

Figura 2: Evolução das variáveis utilizadas nas estimações.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Os correlogramas destas quatro séries sugerem a não estacionariedade de todas elas, dado o lento decaimento da autocorrelação. A tabela a seguir apresenta os resultados dos testes de raiz unitária.

Tabela 6: Testes de raiz unitária.

| Variável | Teste ADF | | Teste PP | | Teste KPSS | |
|----------|----------------|-----------------------|----------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | Constante | Constante e Tendência | Constante | Constante e Tendência | Constante | Constante e Tendência |
| | <i>P-valor</i> | <i>P-valor</i> | <i>P-valor</i> | <i>P-valor</i> | <i>Estatística de teste</i> | <i>Estatística de teste</i> |
| XCE | 0,851 | 0,00 | 0,157 | 0,00 | 2,15* | 0,23* |
| MWA | 0,782 | 0,646 | 0,722 | 0,051 | 2,15* | 0,21* |
| CERlpa | 0,432 | 0,08 | 0,455 | 0,278 | 1,36* | 0,175* |
| EET | 0,631 | 0,318 | 0,766 | 0,00 | 2,15* | 0,132** |

O critério de Schwarz foi utilizado para seleção das defasagens do teste ADF.

* Significante a 5%. ** Significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Apesar dos resultados dos testes padrão não serem unânimes, todas as séries foram consideradas integradas de ordem 1, ou seja $I(1)$, para os modelos a serem estimados a seguir. A série XCE não aparenta ter sazonalidade. Já a série MWa apresenta indícios, assim como EET. Todavia, optou-se por não dessazonalizar as séries para não alterar as características da relação de longo prazo entre elas, especialmente em relação a taxa de câmbio, pois esta é função também de exportações e importações.

A especificação do VAR inicia com doze defasagens para as variáveis XCE, MWa, CERIPA e EET. Levando em consideração o critério de informação de Hannan-Quinn, que indica quatro defasagens, e o teste de Wald para a exclusão de defasagens, que exclui a quinta defasagem, chega-se a um VAR(4). Em seguida procedeu-se os testes de cointegração de Johansen, assumindo três defasagens nas variáveis e permitindo intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível das variáveis, ou seja, constante dentro e fora do vetor de cointegração.

Tabela 7: Testes de cointegração de Johansen para as exportações do Ceará.

Teste do posto para cointegração irrestrita (Traço)

| Número de eq. de cointegração | Autovalor | Estatística traço | Valor Critico 0,05 | P-valor |
|-------------------------------|-----------|-------------------|--------------------|---------|
| Nenhuma * | 0.090053 | 64.56584 | 47.85613 | 0.0007 |
| No máximo 1* | 0.061122 | 33.14105 | 29.79707 | 0.0199 |
| No máximo 2 | 0.033185 | 12.13866 | 15.49471 | 0.1504 |

Teste do traço indica 2 equações de cointegração ao nível 0.05.

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

Teste de posto para cointegração irrestrita (Máximo autovalor)

| Número de eq. de cointegração | Autovalor | Estatística Máx. Autovalor | Valor Critico 0,05 | P-valor |
|-------------------------------|-----------|-------------------------------|--------------------|---------|
| Nenhuma * | 0.090053 | 31.42480 | 27.58434 | 0.0152 |
| No máximo 1 | 0.061122 | 21.00239 | 21.13162 | 0.0521 |
| No máximo 2 | 0.033185 | 11.23827 | 14.26460 | 0.1427 |

Teste do máximo autovalor indica 1 equação de cointegração ao nível 0.05.

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

Coeficientes de cointegração normalizados (erros padrão entre parênteses)

| XCE | MWA | CERIPA | EET |
|----------|-----------|-----------|-----------|
| 1.000000 | -1.868408 | -0.675196 | 1.209985 |
| | (0.26388) | (0.20609) | (0.51272) |

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

O teste do traço indica a existência de dois vetores de cointegração, rejeitando assim a hipótese de não-cointegração. Já o teste do maior autovalor indica a existência de um vetor de cointegração. Levando em consideração a existência deste único vetor, a relação de equilíbrio de longo prazo estimada (na forma reduzida) para as exportações cearenses é coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos já realizados para as exportações brasileiras, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude. Note que da equação (1), com β' invariante no tempo, temos que no equilíbrio de longo prazo os coeficientes de cointegração normalizados da tabela 7 rendem $\beta'Y_{t-1} = 0$. A resolução da equação para XCE indica que uma elevação de 1% nas importações mundiais deve provocar um aumento, no longo prazo, de 1,87% nas exportações do Ceará. Uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio efetiva real acarretaria um aumento de 0,67% nas exportações do estado. Uma aceleração da atividade econômica do Brasil, representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações cearenses na magnitude de 1,21%, refletindo a preferência pelo mercado interno. Percebe-se que as exportações estaduais sofrem maior influência relativa da variável de demanda por exportações “renda mundial” no longo prazo.

Diferentes acontecimentos econômicos nacionais e internacionais das últimas décadas poderiam apontar para uma inconstância nos parâmetros de longo prazo aqui estimados. Importantes episódios foram a mudança no regime cambial brasileiro em 1999, a entrada da China na Organização Mundial do Comércio no início dos anos 2000, a chamada Grande Recessão Mundial iniciada em 2008 e a significativa queda no nível de atividade brasileiro entre 2014 e 2016. Outros acontecimentos relevantes foram as crises asiática e russa de 1997 e 1998, o estouro da bolha tecnológica de 2000 nos EUA e o ‘overshooting’ cambial das eleições do Brasil de 2002. Portanto há suficientes razões econômicas e teóricas (a Crítica de Lucas, por exemplo) para supor que as elasticidades de exportação podem alterar-se frequentemente. A seguir será utilizada a metodologia proposta por Bierens e Martins (2010) para investigar a hipótese de cointegração variante no tempo entre as vendas externas cearenses e seus condicionantes.

Como visto anteriormente, Bierens e Martins (2010) propõe um modelo vetorial de correção de erros onde a relação de cointegração varia suavemente no tempo, em que o arcabouço de Johansen é um caso especial do modelo, e definem um teste de razão de verossimilhança com distribuição assintótica qui-quadrado.

A hipótese nula do teste é que o vetor de cointegração de quatro variáveis é invariante no tempo. A hipótese alternativa é de que o vetor varia no tempo, isto é, alguns ou todos os quatro componentes do vetor de cointegração são combinações lineares de m polinômios temporais de Chebyshev. Segundo Bierens e Martins (2010) o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio, e tal escolha pode ser feita usando o critério de informação Hannan-Quinn.

O valor mínimo encontrado para o referido critério de informação foi de -11,76473, indicando a escolha ótima $m = 6$ para a ordem do polinômio de Chebyshev. O teste de Bierens e Martins (2010) é descrito na tabela a seguir. A distribuição assintótica sob a hipótese nula é uma $\chi^2_{(mrk)} = \chi^2_{(24)}$.

Tabela 8: Teste de Bierens e Martins (2010) de cointegração variante no tempo, com $m = 6$

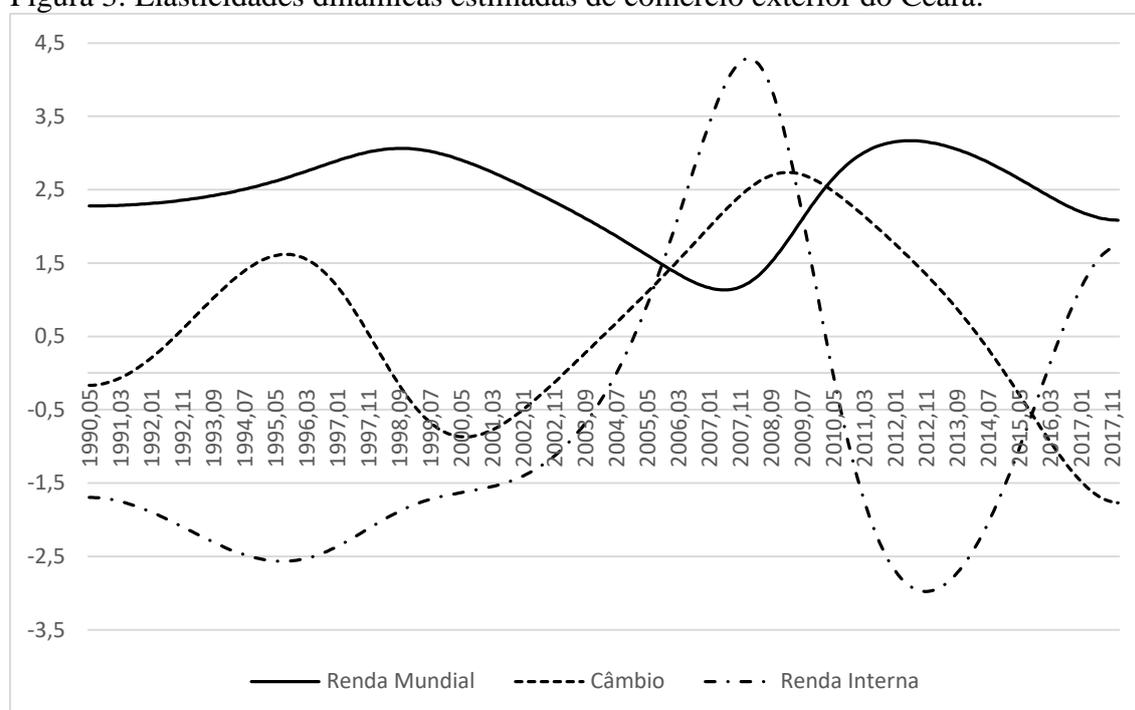
| | |
|--|-----------------|
| Distribuição assintótica nula: | $\chi^2_{(24)}$ |
| Valor crítico ao nível de significância de 5%: | 36,41 |
| P-valor: | 0,00 |

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Tal como visto na seção que expôs a metodologia de Bierens e Martins (2010), um valor pequeno de m impõe um comportamento suave para o vetor β_t , se aproximando do caso invariante no tempo. Para se ter uma ideia da importância do resultado descrito na tabela anterior, para o mesmo procedimento utilizando $m = 1$ a estatística de teste é 16,54, a distribuição $\chi^2_{(4)}$ possui o valor crítico de 9,49 a 5% e, portanto, a hipótese nula de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes é rejeitada.

A figura a seguir apresenta as elasticidades de longo prazo estimadas, ou seja, o vetor de cointegração variante no tempo β_t normalizado e resolvido para XCE.

Figura 3: Elasticidades dinâmicas estimadas de comércio exterior do Ceará.



Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

As médias das elasticidades dinâmicas estimadas para todos os meses do período da amostra são as seguintes: renda mundial 2,42, câmbio 0,69, renda interna -0,75. Note que os sinais são os mesmos e as magnitudes são similares ao vetor de cointegração invariante no tempo obtido pelo método de Johansen. Um aumento da renda mundial, representada aqui por uma elevação nas importações mundiais totais, teria o efeito médio de elevar as exportações do Ceará no longo prazo. Uma melhora na razão de preços de comércio exterior, representada aqui pelo índice da taxa de câmbio efetiva real, igualmente tende a elevar as vendas externas do estado. Já uma aceleração na atividade econômica brasileira, aproximada por um aumento no consumo total de energia elétrica (comercial, industrial e residencial) no

país, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações, dada uma preferência teórica por abastecer o mercado interno⁵.

A característica mais importante a ser notada no gráfico das elasticidades dinâmicas é a de que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinal e magnitudes esperadas, teórica e empiricamente. Além disso, percebe-se que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das vendas externas cearenses no longo prazo, mais importante do que as variáveis de preço e de substituição pelo mercado interno. Nota-se ainda que a elasticidade renda externa aparenta ter menor variabilidade no longo prazo.

A elasticidade câmbio, apesar de em média ter sinal e magnitudes esperadas, apresenta períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria. O sinal se altera em julho de 1998, e volta a ter o comportamento esperado em fevereiro de 2003. A elasticidade média neste período é de -0,55, ou seja, uma desvalorização cambial de 1% diminuiria as exportações do estado em 0,55% no longo prazo. Os pouco mais de quatro anos em questão foram repletos de acontecimentos que podem explicar tal “*puzzle*”. No início do período a taxa de câmbio nominal ainda era dada pelo sistema de bandas cambiais, haveria eleições e grande incerteza com relação ao futuro do regime, e o Brasil precisou obter ajuda financeira do FMI. Aconteceu ainda a moratória da dívida russa após a crise dos tigres asiáticos de fins de 1997. Logo em seguida no início de 1999 houve a mudança do regime cambial brasileiro, onde o governo foi forçado, por escassez de reservas internacionais, a adotar o câmbio flutuante. Nos anos seguintes houveram a moratória Argentina, estouro da bolha tecnológica nos EUA e atentados terroristas. Talvez estes acontecimentos ajudem a explicar o sinal contrário da elasticidade observada. De janeiro de 2015 até o fim da amostra a sensibilidade câmbio volta a alterar de sinal, com uma média de -1,07. Este período coincide com uma grande queda no nível de atividade econômica nacional, o impedimento da presidente da república e com importante desaceleração nas importações mundiais totais.

A elasticidade renda interna tem em média sinal e magnitude esperadas, todavia, assim como a elasticidade câmbio, apresenta períodos de comportamento inverso ao esperado. No período entre agosto de 2004 a abril de 2010 a sensibilidade média é de 2,46; um aquecimento a economia brasileira tenderia a aumentar as exportações. O período entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2008 foi marcado por um importante crescimento econômico no Brasil, simultaneamente a uma grande elevação nas importações mundiais totais (e também no crescimento econômico mundial). Dada esta simultaneidade no avanço das atividades econômicas interna e externa, talvez não seja totalmente implausível este resultado empírico de sinais iguais para as elasticidades renda interna e externa. Seria possível ter o mesmo raciocínio para o fim da amostra considerada. De fevereiro de 2016 em diante a elasticidade renda interna média é de 1,08, mesmo sinal da renda externa. Todavia aqui estes sinais iguais poderiam estar relacionados as simultâneas desaceleração da atividade nacional e das importações mundiais.

Em síntese, das estimativas para o vetor de cointegração variante no tempo β_t , apresentadas na figura anterior, é possível perceber que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das vendas externas cearenses no longo prazo, com sinais de

⁵ As médias das elasticidades dinâmicas estimadas para a amostra contendo o subperíodo de janeiro de 1990 a setembro de 2016, período em que há disponibilidade do índice de preços das importações mundiais totais, como mencionado na nota de rodapé 3, são as seguintes: renda mundial 1,82, câmbio 0,54, renda interna -0,44. O gráfico das elasticidades dinâmicas é muito similar ao da figura 3, porém com elasticidades tanto máximas quanto mínimas ligeiramente menores em módulo para as três variáveis.

elasticidades invariantes e magnitudes esperadas. Além disso, usando esta metodologia de Bierens e Martins (2010), observar-se que as médias das elasticidades dinâmicas estimadas na amostra (renda mundial 2,42, câmbio 0,69, renda interna -0,75) apresentam sinais e magnitudes similares ao vetor de cointegração invariante no tempo obtido pelo método tradicional de Johansen.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, variante no tempo de forma suave, entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes. A metodologia econométrica utilizada seguiu Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev.

A partir de uma amostra de 337 observações, entre janeiro de 1990 e janeiro de 2018, o teste de cointegração de Johansen do maior autovalor indicou a existência de um vetor de cointegração, invariante no tempo, entre as exportações cearenses e as *proxies* de renda externa, câmbio efetivo real e renda interna. Esta relação de equilíbrio de longo prazo estimada foi coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos no Brasil, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude. Uma elevação de 1% nas importações mundiais tenderia a provocar um aumento, no longo prazo, de 1,87% nas exportações do Ceará. Uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio efetiva real acarretaria um aumento de 0,67% nas exportações do estado. Já uma aceleração da atividade econômica do Brasil, representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações cearenses na magnitude de 1,21%.

Como há razões econômicas e teóricas para supor que as elasticidades de exportação podem alterar-se ao longo do tempo (por exemplo a Grande Recessão Mundial iniciada em 2008 e a Crítica de Lucas), em seguida foi utilizada a metodologia de Bierens e Martins (2010) para investigar a possibilidade de cointegração variante no tempo. A hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes, foi então rejeitada.

As médias das elasticidades dinâmicas estimadas foram: renda mundial 2,42, câmbio 0,69 e renda interna -0,75. Os sinais obtidos foram os mesmos e as magnitudes similares ao vetor de cointegração invariante no tempo. Um aumento da renda mundial teria o efeito médio de elevar as exportações do Ceará no longo prazo; uma melhora na razão de preços de comércio exterior igualmente tende a elevar as vendas externas, enquanto uma aceleração na atividade econômica brasileira tenderia a provocar uma diminuição nas exportações.

O gráfico das elasticidades dinâmicas mostrou que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinal e magnitudes esperadas. A elasticidade câmbio apresentou períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria, assim como a elasticidade renda interna. Todavia, é razoável supor que diversos acontecimentos econômicos possam explicar tal “*puzzle*”.

Portanto, as estimativas para o vetor de cointegração variante no tempo indicaram que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das vendas externas cearenses no longo prazo, com sinais de elasticidades invariantes e magnitudes esperadas. Estes resultados parecem indicar que políticas públicas para o setor exportador poderiam ser

concentradas em melhorias no suprimento desta demanda externa, tais como investimentos no setor portuário e na logística de escoamento da produção.

REFERÊNCIAS

- ARRUDA, E. F.; MARTINS, G. Curva J e Condição de Marshall-Lerner: evidências para as exportações líquidas cearenses. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 15, n. 1, 2017.
- BARROS, G. S. D. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de ofertas de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 865, 2002.
- BIERENS, H. J.; MARTINS, L. F. Appendix: Time Varying Cointegration. http://econ.la.psu.edu/~hbierens/TVCOINT_APPENDIX.PDF. 2009.
- BIERENS, H. J.; MARTINS, L. F. Time-varying cointegration. **Econometric Theory**, v. 26, n. 5, p. 1453-1490, 2010.
- BNB – **Banco do Nordeste**. Relatório de Comércio Exterior. Disponível em www.bnb.gov.br, 2012.
- BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **Pesquisa e Planejamento Econômico** 13 (3), 707-744, 1983.
- CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. **Revista Brasileira de Economia**, v. 34, n. 3, 1980.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro**, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr. 1998.
- CAVALCANTE, A. L.; PAIVA, W. L.; FREIRE JÚNIOR, J. **Uma análise da distribuição espacial por municípios e destinos dos principais produtos exportados cearenses**, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Texto para Discussão 83, jun. 2010.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 545, 1998.
- CIN/FIEC. **Centro Internacional de Negócios do Ceará, Federação das Indústrias do Estado do Ceará**. Ceará em Comex, jan. 2018.
- FREIRE Jr, J.; PAIVA, W. L. **Efeitos da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de produtos industrializados**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Texto para Discussão 103, 2014.
- FREIRE Jr, J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N. **Taxa de câmbio, renda mundial e exportações de calçados: um estudo para a economia cearense**. Instituto de Pesquisa e

Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Economia do Ceará em Debate 2010: 262-280.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, 1987.

FMI – **Fundo Monetário Internacional**. Disponível em: www.imf.org, 2018.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. **The Review of Economics and Statistics**, 60 (2): 257-86, 1978.

GRANGER, C.W.J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 48, 213-218, 1987.

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, 2018.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

———. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica** 59, 1551–1580, 1991.

JOHANSEN, S. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. **Oxford University Press**. 1995

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. **Unit Roots, Cointegration, and Structural Change**. Cambridge: Cambridge, 1998.

MARIANO, F. Z.; VASCONCELOS, D. N. **Exportação, taxa de câmbio e renda mundial: uma análise econométrica para os principais municípios exportadores do Ceará, 2005 a 2013**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, X Encontro Economia do Ceará em Debate, 2014.

MDIC. **Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior**. Disponível em www.mdic.gov.br, 2018.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil – China de *commodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, 2011, pp. 311 – 335.

MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 35, n. 1, p. 17-41, jan.- mar.1981.

PARK, J.Y.; HAHN, S.B.. Cointegrating regressions with time varying coefficients. **Econometric Theory** 15, 664–703. 1999.

PINTO, M.B.P. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. **Estudos Econômicos**, v. 10, n. 3, set-dez. 1980.

PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 313-348, ago. 1993.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. Estimativas da função exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais, 1995 – 2009. **Economia Aplicada**, v. 16, n.1, 2012, pp. 167 – 196.

ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.