



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

RAFAEL KLOECKNER

**ESTIMATIVAS DE UMA FUNÇÃO DE EXPORTAÇÕES PARA O ESTADO DO
CEARÁ**

FORTALEZA

2013
RAFAEL KLOECKNER

**ESTIMATIVAS DE UMA FUNÇÃO DE EXPORTAÇÕES PARA O ESTADO DO
CEARÁ**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar.

FORTALEZA
2013

K74e Kloeckner, Rafael.

Estimativas de uma função de exportações para o Estado do Ceará / Rafael,
Kloeckner. – 2013. 39 f.: il., enc. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia,
Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia,
Fortaleza, 2013.

Área de Concentração: Teoria econômica.

Orientação: Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar.

1. Exportação-Ceará. 2. Desenvolvimento econômico. I. Título.

CDD 330.1082

RAFAEL KLOECKNER

**ESTIMATIVAS DE UMA FUNÇÃO DE EXPORTAÇÕES PARA O ESTADO DO
CEARÁ**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em 27/02/2013.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Universidade Estadual do Ceará (IPECE)

AGRADECIMENTOS

À Jesus Cristo. À minha família.

Aos professores, colegas e funcionários do CAEN por todo apoio e companheirismo, os quais nomeio Ivan Castelar e Roberto Tatiwa, Cristiano da Silva e Luís Carlos, Dona Carmem e o grande Cléber.

À CAPES, pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de auxílio.

RESUMO

O valor total das exportações anuais do Estado do Ceará cresceu em média 8,7% ao ano entre 1990 e 2012. Este estudo tem como objetivo estimar uma função de exportações para este estado. A metodologia econométrica empregada baseia-se na análise de cointegração proposta por Johansen (1988). Diferentes fatores condicionantes de funções teóricas de oferta e demanda por exportações foram considerados como variáveis explicativas. Os resultados apresentados, em termos de sinais e magnitudes das elasticidades estimadas, são consistentes tanto em relação à teoria econômica quanto aos estudos empíricos já realizados para o Brasil. O modelo de correção de erros indicou que a taxa de câmbio possui pequena importância para explicar a taxa de crescimento das exportações no curto prazo. Na melhor aproximação para a relação de longo prazo, o vetor de cointegração estimado sugere que renda externa é mais importante do que o câmbio para explicar o crescimento das exportações. Estes resultados aparentam indicar que políticas públicas para o setor exportador poderiam estar mais concentradas em melhorias no suprimento da demanda (investimentos no setor portuário, por exemplo) e menos voltadas à política cambial de curto prazo.

Palavras-chave: Cointegração. Exportações. Ceará.

ABSTRACT

The total value of annual exports of the Brazilian State of Ceará increased by an average 8.7% per year between 1990 and 2012. This study aims to estimate an export function for this state. The econometric methodology employed is based on the cointegration analysis proposed by Johansen (1988). Different conditioning factors of theoretical functions of supply and demand for exports were considered as explanatory variables. The results presented, in terms of signs and magnitudes of the estimated elasticities, are consistent both in terms of economic theory and empirical studies conducted in Brazil. The error correction model indicated that the exchange rate has little importance in explaining the growth rate of exports in the short term. In the best approximation to the long-term relationship, the estimated cointegration vector suggests that foreign income is more important than the exchange rate to explain the growth of exports. These results appear to indicate that public policies for the export sector could be more focused on improvements in meeting demand (investment in the port sector, for example) and less focused on short-term exchange rate policy.

Keywords: Cointegration. Exports. Ceará.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Evolução das variáveis usadas nas estimações.....	31
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Panorama das Exportações do Ceará - 1989 a 2012.....	24
Tabela 2 – Os principais produtos exportados pelo Ceará	25
Tabela 3 – Exportações do Ceará: Principais Blocos Econômicos de Destino	26
Tabela 4 – Testes DF-GLS de Raiz Unitária.	32
Tabela 5 – Testes de cointegração de Johansen para as exportações do Ceará.....	32
Tabela 6 – Modelo Vetorial de Correção de Erros - VECM Restrito.....	34
Tabela 7 – Modelo de Correção de Erros – ECM.....	34
Tabela 8 – Modelo de Correção de Erros estimado por FM-OLS.....	36
Tabela 9 – Vetor de longo prazo estimado por FM-OLS.....	37

Sumário

1 INTRODUÇÃO	11
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	12
2.1 Literatura empírica	12
2.2 Especificação de um modelo de exportações	16
2.3 Metodologia econométrica: vetor de correção de erros	18
3 AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ	24
3.1 Breve panorama das exportações do Estado do Ceará	24
3.2 Variáveis relevantes	27
3.3 Uma função de exportações para o Estado do Ceará	30
4 CONCLUSÃO.....	38
REFERÊNCIAS.....	39

1 INTRODUÇÃO

A análise das vendas externas de uma região ou de um país constitui importante fator a ser levado em consideração na elaboração de políticas públicas. No que tange à análise macroeconômica, um alto nível de exportações contribui para a estabilidade do saldo em transações correntes do balanço de pagamentos. Além disso, incentivar o aumento das exportações é uma das formas de estimular o desenvolvimento econômico de uma região, contribuindo para uma maior geração de empregos e de renda.

O valor total das exportações anuais do Estado do Ceará cresceu em média 8,7% ao ano entre 1990 e 2012. Este estudo tem como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação estável de longo prazo entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes. A teoria econômica nos diz que as exportações são influenciadas principalmente pela renda externa e pela taxa de câmbio. Sendo assim, os objetivos específicos da dissertação são estimar as elasticidades de comércio exterior para o Ceará; ou seja, estimar uma função de exportações para o estado.

A metodologia empregada baseia-se na análise de cointegração proposta por Johansen (1988). Esta abordagem permite a estimação de relações de curto e longo prazo entre as variáveis. Outro aspecto interessante da metodologia é o fato de ser possível caracterizar a correção dos desequilíbrios temporários na direção da solução de longo prazo.

O trabalho é apresentado da seguinte forma: no capítulo 2 será feita a revisão de literatura teórica e empírica. O capítulo 3 fará um breve panorama das exportações do Ceará entre 1990 e 2012. Além disto, elencará as variáveis explicativas usadas nas estimações de funções de exportações para o estado e apresentará os principais resultados econométricos encontrados. O capítulo 4 resume as conclusões da dissertação e traz algumas sugestões de políticas públicas voltadas para o setor exportador.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Literatura Empírica

A disponibilidade de estudos econométricos sobre as exportações totais do estado do Ceará é muito pequena. Nesse sentido, esta revisão de literatura abordará principalmente os trabalhos que estimam funções de exportações para o Brasil. De acordo com Cavalcanti e Ribeiro (1998), até o início dos anos 1980 a estimação das referidas funções adotava a hipótese de país pequeno (demanda inelástica), onde apenas uma função de oferta era estimada (a exemplo de Cardoso e Dornbush (1980) e Musalem (1981)). Tal hipótese era aceita dada a predominância de produtos primários e semimanufaturados na pauta de exportações (produtos relativamente homogêneos) e dada a pequena representatividade do Brasil no comércio internacional.

A estimação de equação de oferta e demanda por exportações, com preços e quantidades sendo determinadas simultaneamente, com elasticidade preço-finitas, inicia-se com Pinto (1980) e Braga e Markwald (1983). Outros estudos que seguem esta linha são Portugal (1993) e Zini (1988). As funções eram estimadas em suas formas estruturais ou reduzidas.

Portugal (1993) estima equações de exportações brasileiras de bens industriais com dados anuais entre 1950 a 1988 e dados trimestrais entre 1975 a 1988. O autor estima, em um arcabouço de mecanismo de correção de erros, tanto a função de demanda quanto função de oferta de exportações, 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 com o objetivo 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. No referido trabalho foi abrangido 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 pelos autores é baseada na cointegração e modelo de correção de erros, além de testes de exogeneidade das variáveis condicionantes. 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.

Os coeficientes de ajustamentos estimados indicaram uma possível exogeneidade fraca da renda e do câmbio. Castro e Cavalcanti (1998) realizaram então um teste com restrições sobre o vetor de ajustamento, que confirmaram a hipótese de exogeneidade fraca daquelas variáveis para os parâmetros de longo prazo. As elasticidades apresentadas no vetor de cointegração restrito variaram muito pouco. No modelo de correção de erros estimado a diferença da taxa de câmbio não foi significativa, a velocidade de ajustamento foi estimada em 0,39 e a elasticidade renda mundial foi de 0,65.

Cavalcanti e Ribeiro (1998) estudaram a evolução das exportações brasileiras entre 1977 e 1996, usando cointegração e ECM (Modelo de Correção de Erros). O estudo teve como objetivos analisar o desempenho das exportações brasileiras no período, procurando identificar padrões na trajetória das exportações e estimar equações de exportação afim de identificar seus principais determinantes.

A base de dados desses autores foi composta por índices de *quantum* e de preço de exportação de manufaturados, básicos e semimanufaturados; índice de preço das vendas domésticas em dólares (IPA/taxa de câmbio nominal); índice de preço das importações dos países industrializados; índices das importações dos países industrializados; índice da produção física da indústria geral, e, índice de utilização da capacidade produtiva da economia como um todo (usando o PIB).

A metodologia econométrica usada por Cavalcanti e Ribeiro (1998) consistiu nos seguintes passos: testes de raízes unitária, especificação de VAR, análise de cointegração por máxima verossimilhança de Johansen (1988) e testes de exogeneidade fraca, estimação de uma equação auto-regressiva com defasagens distribuídas (ADL) na forma original ou reparametrizada sob

a forma de um modelo de correção de erros (ECM). De acordo com estes autores as estimativas para as equações de exportações por fator agregado, a partir de dados mensais, aponta para a importância das variáveis de preços relativos, dado pela relação entre preços de exportações e preços das vendas domésticas em dólares, denominado de taxa de rentabilidade das exportações.

Além disso, os autores concluem que as equações de longo prazo estimadas para as exportações de manufaturados e semimanufaturados são consistentes com uma relação de oferta, sugerindo a existência de uma curva de demanda infinitamente elástica, corroborando com a hipótese de país pequeno para esses produtos. Já a equação de longo prazo para as exportações de básicos aponta para uma relação de demanda.

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 de 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 erro 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) analisam o comércio Brasil – China para commodities agrícolas, minerais e produtos industriais, adotando um modelo de auto regressão vetorial com correção de erro (VECM), através da decomposição de Bernanke, com dados mensais entre 1995 e 2008. Os autores utilizaram dados das exportações em *quantum* para as categorias de produtos citadas, além disso, construíram índices de preços relativos para estes diferentes setores, calculados pela razão entre índices de preços externos e internos. Foi utilizado 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.

Segundo 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.

De acordo com esses autores, a elasticidade de longo prazo da variável preços relativos de exportação mostrou-se pouco significativa. Todavia, os autores ressaltam que os coeficientes dos preços relativos indicam que a demanda chinesa é elástica com relação aos preços, rejeitando a hipótese de que o Brasil enfrenta uma curva de demanda com elasticidade preço infinita. Consequentemente, a especificação correta para o comércio entre esses países seria a de produtos não substitutos perfeitos para os bens domésticos, rejeitando a hipótese de país pequeno. 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 lugar 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. O estudo sugere que o impacto da taxa de câmbio real no curto prazo é pequeno ou nulo. Já a elasticidade renda mundial pareceu exercer influência significativa, e a elasticidade renda de longo prazo se mostrou menor do que a elasticidade de curto prazo. A correção dos desequilíbrios na direção da solução de longo prazo foi estimada em menos de três trimestres.

2.2 Especificação de um modelo de exportações

As formulações teóricas dos determinantes das exportações, utilizadas nesta dissertação, baseiam-se nas teorias do consumidor e da firma. 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 em Goldstein e Khan (1978), Barros et al (2002) e Cavalcanti e Ribeiro (1988).

A especificação de um modelo de exportações geralmente apresenta três alternativas:

- a) 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;
- b) 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;
- c) 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:

- a) Capacidade produtiva do setor exportador;
- b) Ciclos de atividade interna: preferência pelo abastecimento do mercado interno; as exportações também podem representar uma alternativa de demanda para evitar o aumento da capacidade ociosa das firmas;
- c) Rentabilidade real da atividade exportadora:
 - i. Receitas e despesas (salários, insumos, custos de distribuição, etc.) associadas às exportações;
 - ii. 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.

Consequentemente, 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.

2.3 Metodologia econométrica: Vetor de correção de erros

Quando séries temporais não-estacionárias possuem uma dinâmica em comum, é possível especificar um modelo vetorial auto regressivo (VAR) mais amplo, denominado modelo vetorial de correção de erros – VECM. Um modelo VAR com variáveis não-estacionárias, mas diferenciadas, pode omitir variáveis relevantes. O VECM soluciona este problema¹.

Seguindo Engle e Granger (1987), cointegração é definida da seguinte forma: os elementos do vetor X_t , $n \times 1$ são ditos cointegrados de ordem (d, b) , denotados por $X_t \sim CI(d, b)$, se: i) todos os elementos de X_t são integrados de ordem d , ou seja, são $I(d)$; ii) existe um vetor não nulo β , tal que: $u_t = X_t' \beta \sim I(d - b)$, $b > 0$.

As variáveis do vetor X_t possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Dada a não estacionariedade dos componentes do vetor X_t , a tendência estocástica em comum a todas as variáveis caracteriza esta relação de equilíbrio. Este equilíbrio de longo prazo é dado por: $X_t' \beta = 0$, onde o vetor β é chamado vetor de cointegração, definindo uma combinação linear entre os elementos de X_t que segue uma tendência comum, sem desvios.

Já no curto prazo podem haver desvios desta tendência comum, sendo que estes desvios temporários do equilíbrio de longo prazo são expressados pelo erro de equilíbrio u_t . Sendo este erro de equilíbrio estacionário, ocorre que esta perturbação tende a dissipar-se ao longo do tempo, de modo que o equilíbrio de longo prazo é restabelecido.

Considerando um modelo VAR em nível, onde cada X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, e ignorando a possível existência de constante:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

¹ A exposição teórica desta seção é baseada em Bueno (2011) e Castro e Cavalcanti (1998). Uma exposição mais rigorosa pode ser encontrada em Enders (2010) e Hamilton (1994).

$$[I - (\Phi_1 L + \Phi_2 L^2 + \dots + \Phi_p L^p)] X_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Phi(L) X_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

O polinômio característico de $\Phi(L)$ é dado por:

$$\Phi(Z) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i Z^i \quad (4)$$

A existência ou não de raiz unitária e a quantidade de vetores de cointegração estará relacionada ao posto (número de linhas ou colunas independentes da matriz) de $\Phi(Z)$. Para haver estacionariedade, todos os autovalores da matriz Φ devem estar fora do círculo unitário.

Se $|\Phi(I)| = 0$ o posto $(\Phi) < n$, o processo terá raiz unitária e $\Phi(Z)$ pode ser fatorado do seguinte modo:

$$\Phi(Z) = (I - Z)(I - \lambda_1 Z)(I - \lambda_2 Z) \dots (I - \lambda_{p-1} Z) \quad (5)$$

O teorema de Granger separa a matriz de cointegração da matriz de ajustamento. Sendo $|\Phi(I)| = 0$, $Z \geq 1$ e $0 < \text{posto}(\Phi) = r < n$. Desta forma existem matrizes α e β de dimensão $n \times r$, tal que $\Phi = \alpha\beta'$, onde β é chamada matriz de cointegração e α matriz de ajustamento.

Manipulações algébricas da equação (3) resultam no modelo vetor de correção de erros:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que $\Gamma_i = \sum_{j=1+i}^p \Phi_j$, $i = 1, 2, \dots, p - 1$ e $\Phi = \alpha\beta'$, onde β é uma matriz com r vetores de cointegração e α é uma matriz com r vetores de ajustamento.

Sendo assim, ΔX_t é explicado pelos fatores de curto prazo ($\sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$) e pela relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas ΦX_{t-1} . Além disso, se $X_t \sim CI(1,1)$, X_t tem representação em forma de VECM. Este é o teorema da representação de Granger, que afirma que é sempre possível associar ao VAR a correção de erros na presença de cointegração.

A análise de cointegração proposta por Johansen (1988, 1991) permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração, por meio de testes para definir o posto da matriz Φ e usando estimação por máxima verossimilhança.

Havendo cointegração o posto da matriz $\Phi_{n \times n}$ é $r < n$ e haverá r vetores de cointegração. As variáveis serão todas estacionárias se o posto for n . Se o posto de Φ for nulo, não haverá cointegração e as variáveis serão não-estacionárias, caso análogo à raiz unitária no modelo univariado. Ou seja, posto nulo significa que $\Phi = 0$ e existe raiz unitária multivariada. Como o posto de Φ está entre 0 e n , Φ terá r autovalores diferentes de zero e $n - r$ autovalores iguais a zero, dado que o determinante de uma matriz é o produto de seus autovalores.

Os testes para encontrar os autovalores possuem valores críticos que dependem da configuração das variáveis do modelo. Variáveis determinísticas podem ser incluídas no nível de X_t e no vetor de cointegração:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde: d_t é um vetor com variáveis determinísticas e δ é uma matriz de coeficientes.

O modelo VECM correspondente será:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

É possível obter os autovalores da matriz Φ maximizando (8) com restrições sobre a matriz de covariância. Esses autovalores podem ser ordenados do maior para o menor, e a cada um deles corresponderá um autovetor associado aos vetores de cointegração contidos em β . Sendo assim, os testes de cointegração propostos por Johansen são o teste do traço e o teste do máximo autovalor ou o teste de razão de verossimilhança.

O teste do traço tem como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores. A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

Os autovalores são normalizados de forma que serão sempre menores que 1, tornando o logaritmo natural negativo. O posto de Φ é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero. Os autovalores obtidos serão próximos a zero se não houver cointegração. Isto aponta para a não estacionaridade ou instabilidade da matriz Φ e $\ln(1 - \lambda_i)$ tenderá a zero, o que favorecerá a hipótese nula do teste. A rejeição desta hipótese acontecerá quando λ_i for significativamente diferente de zero, $\ln(1 - \lambda_i)$ será negativo e a estatística de teste terá um valor alto. A distribuição do teste não é convencional e seus valores críticos podem ser encontrados em MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

O teste de razão de verossimilhança verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. Este autovalor máximo correspondente ao vetor de cointegração r^* mostra que há r^* vetores de cointegração. Sendo assim, a hipótese nula do teste é que existem r^* vetores de cointegração, enquanto a alternativa é que há $r^* + 1$ vetores de cointegração. A estatística do teste é:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

A determinação do modelo de cointegração envolve a existência de constante e tendência no nível do vetor X_t e no vetor de cointegração. O VECM (8) pode ser especificado de forma mais completa:

$$\Delta X_t = \alpha\{\beta'[X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1(t-1)]\} + (\delta_0 + \delta_1 t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Os modelos possíveis são os seguintes:

1. Sem termos determinísticos: $\mu_0 = \mu_1 = \delta_0 = \delta_1 = 0$;
2. Há intercepto apenas do vetor de cointegração: $\mu_0 \neq 0, \mu_1 = \delta_0 = \delta_1 = 0$;
3. Há intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível de X_t (constante dentro e fora do vetor de cointegração): $\mu_0, \delta_0 \neq 0, \mu_1, \delta_1 = 0$;²
4. Há tendência linear e intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível de X_t : $\mu_0, \mu_1, \delta_0 \neq 0, \delta_1 = 0$;
5. Há tendência linear e intercepto no vetor de cointegração e tendência quadrática no nível: $\mu_0, \mu_1, \delta_0, \delta_1 \neq 0$.

Segundo Johansen (1992), é possível testar a exogeneidade fraca das variáveis explicativas para os parâmetros de longo prazo através de restrições lineares sobre os vetores de ajustamento. A aceitação da hipótese de exogeneidade fraca leva a possibilidade de estimação do modelo de longo prazo e a realização de inferências a partir de uma equação única, sem perda de eficiência.

Sendo assim, a densidade conjunta das variáveis $X_t = (Y_t', Z_t')'$, condicionada a seu passado pode ser fatorada no produto da densidade condicional de Y_t dado Z_t e da densidade marginal

² Há outros casos possíveis. Pode acontecer que não haja intercepto no vetor de cointegração, mas tendência linear no nível. Sendo assim, todos os elementos de X_t tem uma tendência linear, de forma que a combinação de seus elementos deverá resultar em uma constante, ou ainda não eliminar a tendência linear, como neste caso 3.

de Z_t . Logo a equação (11), considerando o intercepto no nível de X_t , pode ser decomposta no modelo condicional de Y_t dado Z_t :

$$\Delta Y_t = \omega \Delta Z_t + (\alpha_y - \omega \alpha_z) \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} (\Gamma_{yi} - \omega \Gamma_{zi}) \Delta X_{t-i} + \mu_y - \omega \mu_z + \varepsilon_{yt} - \omega \varepsilon_{zt} \quad (12)$$

e no modelo marginal de Z_t :

$$\Delta Z_t = \alpha_z \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{zi} \Delta X_{t-i} + \mu_z + \varepsilon_{zt} \quad (13)$$

em que $\omega = \Omega_{yz} \Omega_{zz}^{-1}$.

Inferências estatísticas usando apenas o modelo condicional (12) serão válidas se as variáveis contidas em Z_t forem exógenas fracas para os parâmetros de interesse. Isto acontecerá quando tais parâmetros dependerem exclusivamente dos parâmetros do modelo condicional e quando os parâmetros de ambos os modelos condicional e marginal forem de variação livre; ou seja, não estiverem sujeitos a restrições conjuntas³.

A hipótese de exogeneidade fraca pode ser testada por meio de imposição de restrições lineares sobre a matriz α . Se os parâmetros de interesse do estudo forem o de longo prazo β' , a condição necessária e suficiente para a exogeneidade fraca de Z_t é que $\alpha_z = 0$, ou seja, o vetor de cointegração não deve aparecer no modelo marginal (13).

Além disso, a aceitação das hipóteses de exogeneidade forte e superexogeneidade são necessárias se os objetivos do estudo forem previsões e simulações de política, respectivamente.

³ Engle, Hendry e Richard (1983), Johansen (1992).

3 AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ

Este capítulo abordará na primeira seção a evolução e composição das exportações do Estado do Ceará. A segunda seção discutirá as variáveis explicativas usadas no estudo econométrico. A seção 3.3 abrangerá os principais resultados estatísticos desta dissertação.

3.1 Breve panorama das exportações do Estado do Ceará

Esta seção fará uma breve exposição da evolução das exportações do Ceará nos últimos anos, seguindo de perto Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010). Sendo assim uma análise mais detalhada e aprofundada pode ser encontrada no trabalho destes autores.

A média anual de crescimento das exportações do Ceará entre 1989 e 2012 foi de 8,7%. Os anos de 2000 e 2003 foram os de maior variação percentual, com 33,4% e 39,9%, respectivamente. Excluindo estes anos, a média anual de crescimento foi de 6%. A Tabela 1 ilustra estes fatos:

Tabela 1: Panorama das Exportações do Ceará - 1989 a 2012. Valores correntes, US\$ FOB.

Ano	Exportações Cearenses	Cresc. Anual	Média Mensal
1989	\$219,595,370	-	\$18,299,614
1990	\$230,568,501	5.0%	\$19,214,042
1991	\$270,418,734	17.3%	\$22,534,895
1992	\$303,589,540	12.3%	\$25,299,128
1993	\$274,824,678	-9.5%	\$22,902,057
1994	\$334,860,983	21.8%	\$27,905,082
1995	\$352,131,235	5.2%	\$29,344,270
1996	\$380,433,715	8.0%	\$31,702,810
1997	\$353,002,493	-7.2%	\$29,416,874
1998	\$355,246,242	0.6%	\$29,603,854
1999	\$371,234,015	4.5%	\$30,936,168
2000	\$495,338,674	33.4%	\$41,278,223
2001	\$527,668,107	6.5%	\$43,972,342
2002	\$545,023,335	3.3%	\$45,418,611
2003	\$762,602,719	39.9%	\$63,550,227
2004	\$861,567,940	13.0%	\$71,797,328
2005	\$933,589,116	8.4%	\$77,799,093
2006	\$961,874,415	3.0%	\$80,156,201
2007	\$1,148,357,273	19.4%	\$95,696,439

2008	\$1,276,970,342	11.2%	\$106,414,195
2009	\$1,080,168,033	-15.4%	\$90,014,003
2010	\$1,269,498,551	17.5%	\$105,791,546
2011	\$1,403,295,759	10.5%	\$116,941,313
2012	\$1,266,967,291	-9.7%	\$105,580,608

Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio; AliceWeb (2013).

De acordo com Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), no ano de 2009 a participação conjunta dos vinte principais produtos na pauta de exportações foi de 79,66%, enquanto as vendas dos cinco primeiros responderam por 47,79% do total exportado. Entre os anos de 1996 e 2009, as exportações de Castanha de Caju sempre estiveram presentes na pauta. Este é um dos principais produtos exportados pelo Ceará, com um valor de US\$ 176,05 milhões em 2011 e participação de 12,55% das vendas externas totais. Além disso, as vendas de calçados, divididos em diferentes classificações segundo a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), são também muito importantes na pauta de exportação estadual.

Tabela 2: 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	12.569	2,38	-	-	-	-
Tornozelo	-	-	-	-	-	-
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: Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC e BNB (2013).

Com relação às exportações por fator agregado, entre os anos de 1997 e 2009 houve uma diminuição das vendas de produtos básicos e um aumento nos industrializados. Em 1997 eles respondiam por, respectivamente, 51,7% e 47%. Já no ano de 2009 os percentuais foram de 33,5% e 64,9%. Além disso, dentre os produtos industrializados, a composição destes em 2009 era de 15,3% de semimanufaturados e 49,5% de manufaturados.

No ano de 2009 as exportações de bens de capital responderam por 2,02% da pauta. Bens intermediários tiveram parcela de 27,84%. Já os bens de consumo responderam por 68,36%. Destes, a maioria foi de bens de consumo não-duráveis, 65,81% da pauta.

De acordo com informações do Banco do Nordeste, com base em dados do MDIC, os cinco principais países de destino das exportações do Ceará em 2011 foram Estados Unidos, Argentina, Holanda, Reino Unido e China. As participações foram de respectivamente 28,05%, 10,30%, 6,41%, 6,13% e 4,85%. Em 2001 a participação da China era praticamente inexistente. Neste ano, os cinco principais países foram Estados Unidos, Argentina, Itália, Holanda e Espanha.

A análise por principais blocos de destino mostra que a participação da Ásia (exclusive Oriente Médio) vem ganhando importância nos últimos anos, enquanto que a participação dos Estados Unidos na pauta exportadora vem diminuindo.

Tabela 3: Exportações do Ceará: Principais Blocos Econômicos de Destino (US\$ milhões FOB – valores correntes).

Nome	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 – UE	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: Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC e BNB (2013).

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. As outras principais empresas 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

participações na pauta foram de, respectivamente, 8,75%, 7,48%, 5,13%, 4,58%, 3,86%, 3,79%. De acordo com Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), das quatro primeiras empresas da lista duas exportam calçados, resultado dos incentivos governamentais de atração de indústrias para o Estado iniciado na década de 1990.

Por fim, os referidos autores destacam que no ano de 2009 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.

3.2 Variáveis relevantes

Esta seção discutirá brevemente a base de dados usada na estimação da função de exportação para o estado do Ceará. Todas as variáveis têm periodicidade mensal e as séries vão de janeiro de 1990 a julho de 2012, compreendendo 271 observações.

As exportações totais do estado do Ceará em dólares correntes, valores *free on board*, foram obtidas do sistema ALICEWEB do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio – MDIC⁴. Estes valores foram deflacionados pelo índice geral de preços das exportações do Brasil, calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX. A opção por esta forma de deflacionamento, e não pelo índice de preços por atacado dos Estados Unidos (usado em alguns trabalhos da área) vem do fato de a série resultante ser uma boa *proxy* para o verdadeiro *quantum* exportado pelo Ceará⁵. Esta variável será chamada de XCE nas estimações econométricas deste trabalho.

Os dados utilizados para a construção das variáveis *proxy* condicionantes da demanda por exportações cearenses, obtidas do *International Financial Statistics (IFS)* do Fundo Monetário Internacional (FMI) e seguindo as ideias da seção 3.1, foram as seguintes:

- a) Importações mundiais totais em dólares correntes (CIF);
- b) Importações totais dos países industrializados (CIF);

⁴ 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\$ 9.878.602.143 exportados pelo Rio Grande do Sul (RS) em 2004, não significa que o total desse valor foi exportado por empresas sediadas no RS. Este foi o valor de mercadorias exportadas produzidas/extraídas/cultivadas no RS, independentemente de onde esteja localizada a empresa exportadora.

⁵ 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.

- c) Índices de preços das importações mundiais totais;
- d) Índices de preços das importações totais dos países industrializados.

Com base em a) e c) foi construída a série MW, valor real (*quantum*) das importações mundiais totais. Com base em b) e d) foi construída a série MWI, valor real (*quantum*) das importações dos países industrializados.

Além disso foram construídas duas séries de preços relativos: i) relação preços das exportações brasileiras e preços das importações mundiais totais (IPX/IPW); ii) relação preço das exportações brasileiras e preço das importações dos países industrializados (IPX/IPWI).

Espera-se que a demanda por exportações cearenses em quantum (XCE) responda positivamente ao aumento do valor real das importações mundiais totais (MW) ou das importações dos países industrializados (MWI) e negativamente a aumentos nos preços relativos (IPX/IPW ou IPX/IPWI).

Os dados utilizados como *proxies* dos condicionantes da oferta de exportações do Ceará foram as seguintes:

- a) Índice de câmbio efetivo real (IPA-DI) do Banco Central do Brasil: de acordo com o BACEN a taxa de câmbio real ajusta a taxa de câmbio nominal ao diferencial de variação de preços interno e externo. A taxa de câmbio real efetiva aprimora a análise ao incorporar ao cálculo da taxa real uma cesta de países, geralmente escolhidos conforme sua relevância no comércio exterior. Como os índices de preços funcionam como uma proxy para a variação dos custos de produção, a TCER melhor representaria o nível de competitividade externa de um país. Assim, um aumento da TCER significa uma desvalorização da taxa de câmbio em termos reais, o que pode ser entendido como um aumento da competitividade do setor exportador nacional.

A série TCER baseia-se na taxa de câmbio nominal BRL/USD e nas paridades das demais moedas frente ao dólar. Como deflator externo utiliza-se o IPA de cada país. O deflator interno é o IPA – DI da FGV. Para o cálculo desta taxa é adotada uma cesta contendo os quinze países mais significativos no âmbito do comércio exterior. A ponderação de cada país dentro desta cesta é revista periodicamente: até dezembro/1991, pela participação nas exportações brasileiras do período de julho/1991

a junho/1992; de 1992 a 1996, pela participação nas exportações do período 1992 a 1995; de 1997 a 2000, pela participação nas exportações do período 1994 a 1997; em 2001, pela participação nas exportações do período 1998 a 2000; em 2002, pela participação nas exportações do período 1999 a 2001; em 2003, pela participação nas exportações do período 2000 a 2002; de 2004 a 2006, pela participação nas exportações do período 2001 a 2003; desde 2007, pela participação nas exportações do período 2004 a 2006.

A composição da cesta atualmente utilizada contém os seguintes países e seus respectivos pesos: EUA 28,8%; Argentina 12,5%; China 8,9%; Países Baixos 7,3%; Alemanha 6,3%; México 5,3%; Japão 4,3%; Itália 4,3%; Chile 4,3%; Rússia 3,4%; Reino Unido 3,2%; França 3,2%; Bélgica 3,1%; Espanha 2,8%; Coreia do Sul 2,3%. Os 15 países elencados representaram 66% do total exportado pelo Brasil no período 2004 a 2006.

- b) Índice de rentabilidade das exportações da FUNCEX: Calculado a partir da relação entre o índice de preço e o índice de custo para o total das exportações. O índice de preço das exportações (em dólar) é transformado em reais pela taxa de câmbio nominal média do mês. O índice de custo das exportações é calculado agregando-se os índices setoriais ponderados por sua respectiva participação nas exportações. Por sua vez, o índice de custo de um determinado setor baseia-se na participação dos insumos (bens e serviços) de procedência nacional, dos insumos importados e dos salários e encargos;
- c) Produção Industrial do Ceará, cuja fonte é o IBGE, Pesquisa Industrial Mensal;
- d) Utilização da capacidade instalada da indústria, fonte CNI;
- e) Consumo de energia elétrica industrial e comercial do Brasil, em GWh, fonte Eletrobrás;
- f) Consumo de energia elétrica nacional total, em GWh, fonte Eletrobrás.

O ano-base de todas as séries é 2005. A análise das séries pelo correlograma sugere não ser preciso modelar a sazonalidade. Além disso, as séries foram transformadas em logaritmo natural, o que possibilita interpretar as inclinações como sendo elasticidades.

3.3 Uma função de exportações para o Estado do Ceará

Esta seção examinará a hipótese de que existe uma relação de longo prazo entre as exportações do estado do Ceará e seus eventuais condicionantes de demanda e/ou de oferta.

A análise econométrica envolveu os passos comuns aos estudos de cointegração. Primeiramente testes de raiz unitária foram realizados nas variáveis de interesse, afim de checar a ordem de integração destas, ou seja, se eram de fato não-estacionárias. Posteriormente, especificou-se um VAR onde a determinação da ordem de defasagem baseou-se no critério de Schwarz e na busca por ausência de autocorrelação nos resíduos.

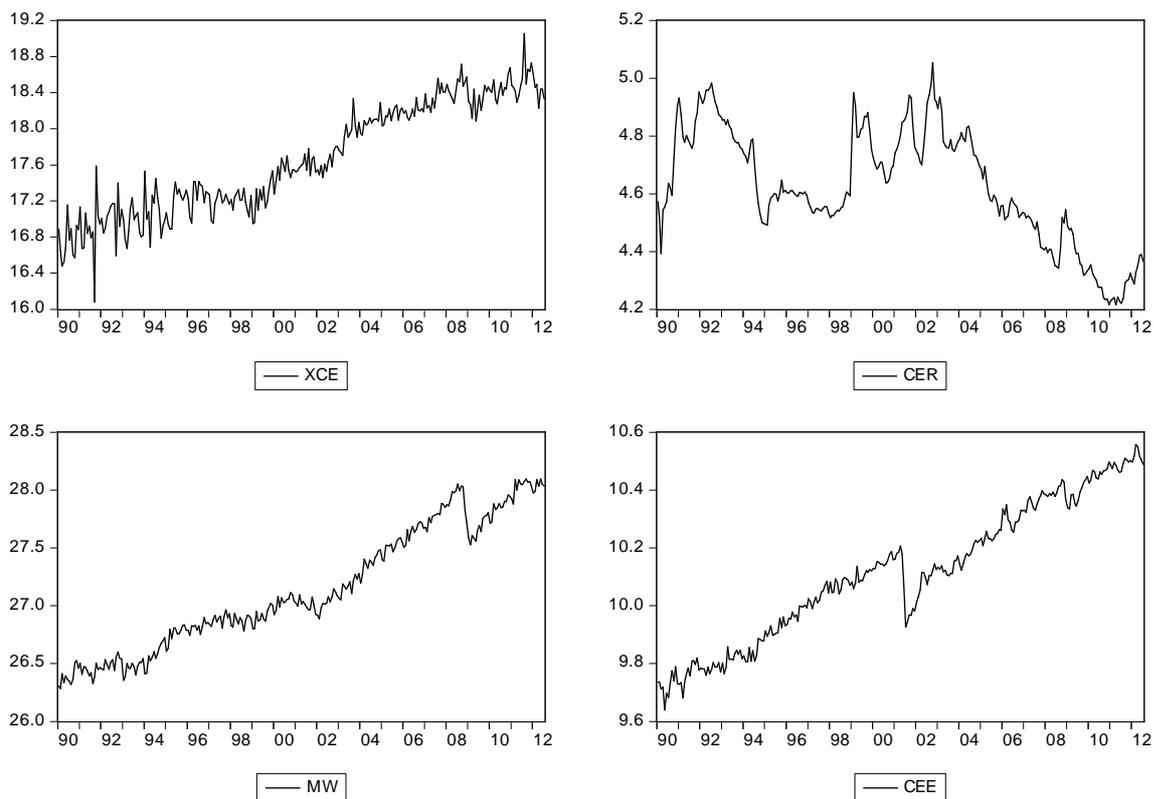
A próxima etapa envolveu a análise de cointegração, onde foram realizados de Johansen (teste do traço e teste do máximo autovalor). Seguindo a linha de raciocínio de Cavalcanti e Ribeiro (1998) e de acordo com a teoria econômica descrita na seção 3.2 desta dissertação, caso fosse encontrados dois vetores de cointegração possivelmente um deles seria identificado como uma relação de demanda por exportações, e o outro como uma relação de oferta. Caso fosse encontrado apenas um vetor, esta relação possivelmente estaria relacionada ou a uma forma reduzida de exportações, ou a uma função de oferta, ou a uma função de demanda. Como destacam os referidos autores, esta metodologia difere das abordagens em que se pressupõe, a priori, a existência de uma equação de oferta ou de um sistema simultâneo de oferta e demanda.

A etapa seguinte consistiu em estimar o modelo VECM restrito impondo restrições lineares sobre os vetores de ajustamento da matriz de longo prazo, o que permitiu testar a exogeneidade fraca das variáveis explicativas para os parâmetros de interesse.

A partir da aceitação da hipótese de exogeneidade fraca foi estimado um modelo de correção de erros (ECM) para as exportações do Estado do Ceará.

As estimações apresentadas nesta seção abrangerão somente os resultados cujas variáveis apresentaram o melhor poder de explicação do desempenho exportador do Ceará no período da amostra. Sendo assim, o vetor de variáveis escolhido conterá as exportações cearenses (XCE), as importações mundiais totais (MW), a taxa de câmbio real efetiva (CER) e o consumo total de energia elétrica do Brasil (CEE). Os gráficos das séries encontram-se na figura a seguir:

Figura 1: Evolução das variáveis usadas nas estimações.



Fonte: Elaboração do autor.

Os correlogramas destas quatro séries sugerem a não estacionariedade de todas elas, dado o lento e exponencial decaimento da autocorrelação. Os testes tradicionais de raiz unitária aplicados nas séries apresentaram resultados inconclusivos, excetuando-se o câmbio efetivo real, se mostrou não-estacionário. Possivelmente estes resultados estão relacionados à: i) redução do poder dos testes (não rejeição da hipótese nula quando ela é falsa) na presença de termos determinísticos; ii) distorções de tamanho do teste, o que acontece quando a raiz do processo de médias móveis é muito alta; iii) sensibilidade dos testes à ordem da defasagem autoregressiva p , o que pode ser contornado com modificações nos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ).

Sendo assim, a tabela a seguir apresenta os resultados dos testes DF – GLS, utilizando o critério de informação de Akaike modificado (MAIC). A hipótese nula de raiz unitária não foi rejeitada em nenhum caso. Consequentemente, todas as séries foram consideradas integradas de ordem 1, ou seja $I(1)$.

Tabela 4 – Testes DF-GLS de Raiz Unitária.

<i>Variável</i>	<i>DF-GLS (c)</i>	<i>DF-GLS (c,t)</i>
<i>XCE</i>	1,1027	-1,5217
<i>CER</i>	-1,7267	-2,0159
<i>MW</i>	2,2419	-2,2136
<i>CEE</i>	1,5977	-2,6824

Fonte: Elaboração do autor.

¹DF-GLS (c) e DF-GLS (c,t) denotam, respectivamente, as estatísticas de teste com constante e com constante e tendência. Os valores críticos baseiam-se em MacKinnon (1996) e em Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Tabela 1).

A especificação do VAR inicia com oito defasagens para as variáveis XCE, CER, MW e CEE. Tomando em conjunto o critério de informação de Schwarz (que indica duas defasagens) e o teste de Wald para a exclusão de defasagens (exclui a quinta defasagem), chega-se a um VAR(4). O teste LM de autocorrelação serial dos resíduos do VAR(4) indica que estes são correlacionados até a terceira defasagem, enquanto que a hipótese nula de não correlação serial é aceita na quarta defasagem. Sendo assim, o VAR a partir do qual é realizada a análise de cointegração é um VAR(4), permitindo uma tendência nos dados.

A tabela a seguir apresenta 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 explicativas (constante dentro e fora do vetor de cointegração).

Tabela 5: Testes de cointegração de Johansen para as exportações do Ceará.

Teste de posto para cointegração irrestrita (Traço)

Número de eq. de cointegração	Autovalor	Estatística traço	Valor Critico 0,05	Prob.**
Nenhuma *	0.118580	58.68101	47.85613	0.0035
No máximo 1	0.051966	24.97995	29.79707	0.1621

Teste do traço indica 1 equação de cointegração ao nível 0.05.

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

**P-valores MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Teste de posto para cointegração irrestrita (Máximo autovalor)

Número de eq. de cointegração	Autovalor	Estatística Máx. Autovalor	Valor Critico 0,05	Prob.**
Nenhuma *	0.118580	33.70106	27.58434	0.0072
No máximo 1	0.051966	14.24843	21.13162	0.3450

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

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

**P-valores MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Coefficientes de cointegração normalizados (erros padrão entre parênteses)

XCE	CER	MW	CEE
1.000000	-0.568967	-1.631061	0.912672
	(0.13590)	(0.16570)	(0.36417)

Coefficientes de ajustamento (erros padrão entre parênteses)

D(XCE)	-0.429609
	(0.08814)
D(CER)	0.003680
	(0.02023)
D(MW)	0.082424
	(0.03213)
D(CEE)	-0.008130
	(0.01382)

Ambos os testes do traço e do maior autovalor indicam a existência de um vetor de cointegração; ou seja, rejeitam a hipótese de não-cointegração ao nível de 5%. A relação de equilíbrio de longo prazo estimada 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.

Uma desvalorização da taxa de câmbio efetiva real de 1% provocaria no longo prazo, um aumento nas exportações cearenses de 0,57%. Um aumento de 1% nas importações mundiais deve provocar um aumento de 1,63% nas exportações do estado. Já uma aceleração da atividade econômica do Brasil (representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica) acarretaria uma queda nas exportações do Ceará na magnitude de 0,91%, refletindo a preferência pelo mercado interno. Nota-se que, no longo prazo, as exportações estaduais sofrem maior influência relativa da variável de demanda por exportações “renda mundial”.

Há indícios de exogeneidade fraca de CER, MW e CEE para os parâmetros de longo prazo, considerados os baixos valores dos coeficientes de ajustamento estimados. A tabela a seguir confirma esta hipótese de exogeneidade fraca das variáveis câmbio efetivo real, importações mundiais e consumo de energia elétrica. A hipótese de que os coeficientes de ajustamento das equações de CER, MW e CEE são nulos não foi rejeitada pelo teste da razão de verossimilhança. O vetor de cointegração restrito normalizado para as exportações apresentou elasticidades próximas ao vetor irrestrito, excetuando a elasticidade da variável CEE.

Tabela 6: Modelo Vetorial de Correção de Erros - VECM Restrito.

Restrições:

 $A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0$

Testes de restrições de cointegração:

Número de eq. de cointegração	Log-likelihood Restrito	Estatística LR	Graus de liberdade	Probabilidade
1	1673.847	5.986089	3	0.112289
2	1682.222	3.484364	2	0.175138
3	1687.442	3.450779	1	0.063222

 1 Equação de Cointegração: Convergência atingida após 5 iterações.

Coeficientes de cointegração restritos

XCE	CER	MW	CEE
9.806406	-5.554649	-13.96028	4.517248

Coeficientes de ajustamento (erros padrão entre parênteses)

D(XCE)	-0.048252 (0.00909)
D(CER)	0.000000 (0.00000)
D(MW)	0.000000 (0.00000)
D(CEE)	0.000000 (0.00000)

O vetor de cointegração restrito, normalizado para XCE, foi (1 -0,57 -1,42 0,46).

Conforme o que foi discutido na seção 2.3, dada a exogeneidade fraca das variáveis CER, MW e CEE é possível realizar inferências estatísticas a partir de uma equação única, ou seja, usando apenas um modelo condicional para as exportações cearenses e ignorando os processos marginais geradores das outras variáveis.

A estimação de uma modelo de correção de erros (ECM), excluindo variáveis não significativas, apontou para uma pequena ou insignificante importância das variações na taxa de câmbio efetiva real sobre as exportações no curto prazo. A tabela a seguir apresenta um modelo estimado:

Tabela 7: Modelo de Correção de Erros – ECM.

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.529724	0.074922	7.070302	0.0000
EQCR(-1)	-0.485841	0.069992	-6.941380	0.0000

D(XCE(-1))	-0.364494	0.067445	-5.404268	0.0000
D(XCE(-2))	-0.167403	0.068788	-2.433619	0.0156
D(XCE(-3))	-0.168449	0.057397	-2.934830	0.0036
D(MW(-3))	0.682347	0.157396	4.335238	0.0000
D(CEE(-1))	-0.732631	0.374016	-1.958825	0.0512

No curto prazo uma elevação de 1% na taxa de crescimento das importações mundiais deve induzir a um aumento de 0,68% na taxa de crescimento das exportações do Ceará, três períodos a frente⁶. Uma elevação de 1% no crescimento do consumo de energia elétrica deve produzir, no período seguinte, uma queda de 0,73% no crescimento das exportações estaduais.

O termo de correção de erro EQCR expressa o equilíbrio de longo prazo entre as exportações, o câmbio efetivo real, as importações mundiais e o consumo de energia elétrica (correspondente ao vetor de cointegração restrito). Sendo assim, um desvio de 1% deste equilíbrio de longo prazo deve acarretar, no período seguinte, uma variação compensatória de 0,48% na taxa de crescimento das exportações do Ceará.

Apesar da aparente robustez de todos os resultados encontrados, estes devem ser interpretados com cautela. Na análise de longo prazo, ambos os testes de Johansen demonstraram a existência de um vetor de cointegração. Os sinais e as magnitudes dos coeficientes encontrados apresentaram-se coerentes com a literatura teórica e empírica. A exogeneidade fraca das variáveis explicativas e as estimativas de curto prazo também apresentaram resultados satisfatórios. Todavia, os testes de diagnóstico para o modelo de curto prazo indicaram que muito trabalho ainda precisa ser feito a fim de encontrar uma boa aproximação para uma hipotética função de exportações agregadas cearenses.

Os resíduos não apresentaram indícios de autocorrelação serial, porém apresentaram indícios de heterocedasticidade e não-normalidade. Os testes de quebra estrutural de Chow e de Quandt-Andrews foram inconclusivos.

Aparentemente a principal limitação desta dissertação é não trabalhar com cointegração com quebra estrutural. Como apontam Maddala e Kim (1998), inferências em testes de cointegração são afetadas por mudanças estruturais. Além do mais, ao considerar relações cointegradas, deve-se distinguir entre quebras nas relações e quebras nas variáveis individuais. Neste último

⁶ Como todas as series estão em um logaritmo natural, as diferenças destas resulta em taxas de crescimento.

caso ainda há o problema de que as datas das quebras nas diferentes variáveis pode não coincidir.

Uma análise dos acontecimentos econômicos nacionais e internacionais das últimas duas décadas permite encontrar vários fatores que poderiam influenciar uma mudança nos parâmetros aqui estimados. Uma simples análise nos gráficos das séries apresentados anteriormente aponta para alguns destes acontecimentos: a mudança no regime cambial brasileiro em 1999, o racionamento de energia elétrica em 2001, a entrada da China na OMC no mesmo ano e a chamada Grande Recessão Mundial iniciada em 2008, entre outros. Poder-se-ia pensar também nas crises asiática e russa de 1997 e 1998, o ‘estouro da bolha tecnológica’ de 2000 nos EUA, o ‘*overshooting*’ cambial das eleições do Brasil de 2002 etc. Como ressaltam Schettini, Squeff e Gouvêa (2012), no limite os parâmetros mudariam o tempo todo⁷.

Apesar disto, considerando o caso de cointegração com quebra estrutural, conforme Cavalcanti e Frischtak (2001), p.38: ‘...se a hipótese nula de não-cointegração não é rejeitada pelos testes-padrão, mas é rejeitada pelo teste de Gregory e Hansen (1996), há evidências da existência de cointegração com uma quebra estrutural; ...se a hipótese nula de não-cointegração é rejeitada pelos testes padrão e também pelo teste de Gregory e Hansen, há evidências da existência de cointegração sem quebra estrutural’.

A fim de testar a estabilidade do vetor de longo prazo e do modelo de curto prazo, procedeu-se a reestimação de ambos através do método de cointegração com equação única por FM-OLS, que permite testar a instabilidade dos parâmetros seguindo Hansen (1992). Sob a hipótese alternativa de não-cointegração, espera-se evidências de instabilidade nos parâmetros.

As estimativas de curto prazo produziram resultados bastante similares, porém há indícios de instabilidade, como mostra a tabela a seguir:

Tabela 8: Modelo de Correção de Erros estimado por FM-OLS.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
EQCR3(-1)	-0.301018	0.063453	-4.743975	0.0000
D(XCE(-1))	-0.458141	0.061179	-7.488576	0.0000
D(XCE(-2))	-0.222586	0.062633	-3.553816	0.0005
D(XCE(-3))	-0.211960	0.052326	-4.050767	0.0001
D(MW(-3))	0.722222	0.142690	5.061456	0.0000

⁷ Algumas tentativas de modelar eventuais “quebras” foram realizadas, sem produzir resultados satisfatórios. Por exemplo, uma *dummy* exógena foi considerada para o período do racionamento de 2001. Esta variável foi significativa apenas no modelo marginal de CEE. Como o coeficiente de ajustamento é zero pelos testes de exogeneidade fraca, não há melhora nos resultados estimados.

D(CEE(-1))	-0.798832	0.339070	-2.355950	0.0192
C	0.333013	0.067923	4.902789	0.0000

Teste de Cointegração – Instabilidade dos Parâmetros Hansen

Estatística Lc	Tendências Estocásticas (m)	Tendências Determinísticas (k)	Tendências Excluídas (p2)	Prob.*
14.31846	6	0	0	< 0.01

*Hansen (1992b) Lc(m2=4, k=0) p-valores, onde m2=m-p2 é o número de tendências estocásticas na distribuição assintótica

As estimativas de longo prazo apresentaram resultados mais satisfatórios. As elasticidades são muito próximas às estimadas pelo método de Johansen e o teste de Hansen indicou estabilidade, como mostra a tabela abaixo:

Tabela 9: Vetor de longo prazo estimado por FM-OLS.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
CER	0.473901	0.109251	4.337723	0.0000
MW	1.521640	0.124334	12.23832	0.0000
CEE	-0.702715	0.275106	-2.554338	0.0112
C	-18.73430	1.551536	-12.07468	0.0000

Teste de Cointegração – Instabilidade dos Parâmetros Hansen

Estatística Lc	Tendências Estocásticas (m)	Tendências Determinísticas (k)	Tendências Excluídas (p2)	Prob.*
0.332657	3	0	0	> 0.2

*Hansen (1992b) Lc(m2=3, k=0) p-valores, onde m2=m-p2 é o número de tendências estocásticas na distribuição assintótica

Na nossa opinião, o que parece claro é que a mudança de regime cambial no Brasil em 1999, a entrada na China na OMC em 2001 e o posterior forte crescimento da economia mundial que se seguiu até 2008 foram fatores que impulsionaram um maior crescimento das exportações do Ceará. Uma análise cuidadosa nos gráficos das séries de exportações cearenses e importações mundiais aparenta indicar uma ‘mudança na inclinação’ em ambas as séries, de forma que a relação de longo prazo estimada nesta dissertação parece ter se mantido relativamente constante.

4 CONCLUSÃO

O objetivo principal deste estudo, de testar a hipótese de que existe uma relação estável de longo prazo entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes, parece ter sido alcançado com relativo sucesso. Os resultados apresentados, em termos de sinais e magnitudes das elasticidades estimadas, são consistentes tanto em relação à teoria econômica quanto aos estudos empíricos já realizados para o Brasil.

Uma desvalorização da taxa de câmbio efetiva real de 1% provocaria no longo prazo, um aumento em torno de 0,5% nas exportações totais cearenses. Um aumento de 1% nas importações mundiais deve provocar um aumento de 1,5% nas exportações do estado. Já uma aceleração da atividade econômica do Brasil (representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica) acarretaria uma queda nas exportações do Ceará na magnitude de 0,7%, refletindo a preferência pelo mercado interno.

Aparentemente a principal limitação desta dissertação é não trabalhar com cointegração com quebra estrutural. A relação de longo prazo acima citada se mostrou estável. O mesmo não aconteceu para a relação de curto prazo. Todavia, o modelo de correção de erros indicou que a taxa de câmbio possui pequena importância para explicar a taxa de crescimento das exportações no curto prazo, fato que encontra respaldo em outros trabalhos empíricos similares.

O vetor de cointegração estimado sugere que renda externa é mais importante do que o câmbio para explicar o crescimento das exportações. Estes resultados aparentam indicar que políticas públicas para o setor exportador deveriam estar mais concentradas em melhorias no suprimento da demanda (investimentos no setor portuário, por exemplo) e menos voltadas à política cambial de curto prazo.

REFERÊNCIAS

AMAZONAS, A., BARROS, A. R. Manufactured exports from Brazil: determinants and consequences. **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, n. 1, p. 73-100, jan.-mar.1995.

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.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. **Revista Brasileira de Economia**, v. 34, n. 3, 1980.

CARVALHO, A. & NEGRI, J. A. D., **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 698, 2000.

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.; FRISCHTAK, C. R. **Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão 821, p.10, 2001.

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.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3ª ed. Wiley Series in Probability and Statistics, 517p., 2010.

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

ENGLE, R. F., HENDRY, D. F., RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

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.

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.

GOMES, V.; ELLERY Jr. R. Perfil das Exportações, Produtividade e Tamanho das Firms no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 1, p. 33-48, jan.- mar.2007.

GREGORY, A. W., HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, p. 99-126, 1996.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton University Press. 1^a ed. 800p., 1994.

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

———. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 389-402, 1992.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.

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

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.

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.

RIOS, S.M. P. Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 17, n. 2, p. 299-332, 1987.

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.