

Área 1 – Teoria Econômica e Aplicada

Exportação, Taxa de Câmbio e Renda Mundial: Uma Análise Econométrica para os Principais Municípios Exportadores do Ceará, 2005 a 2013

Francisca Zilania Mariano
Professora UFC/Campus de Sobral
Doutoranda em Economia, CAEN/UFC
zilania@ufc.br

Dandara Nogueira Vasconcelos
Economista
dnv_dandara@hotmail.com

Endereço: Rua Coronel Estanislau Frota, s/n
CEP 62.010-560
Centro, Sobral, Ceará
Bloco I – *Campus* Sobral – Mucambinho
(88) 3695-5703

Exportação, Taxa de Câmbio e Renda Mundial: Uma Análise Econométrica para os Principais Municípios Exportadores do Ceará, 2005 a 2013

Resumo: O presente trabalho busca analisar os principais pólos exportadores do Ceará, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, fazendo uma comparação e verificando a influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações. A principal contribuição deste trabalho reside em tratar as exportações desse estado de forma desagregada, levando em consideração as especificidades da economia local, uma vez que os produtos exportados são heterogêneos. Para tanto, faz-se necessário verificar se houve quebra estrutural no período a ser analisado e assim empregar testes de raiz unitária, modelo Autoregressivo vetorial (VAR), causalidade de Granger, impulso resposta e decomposição da variância. Os dados utilizados foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA e o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior –MDIC, para um período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013. Dos resultados, observou-se que as séries analisadas se comportam de maneiras diferentes. Através da função impulso resposta é possível evidenciar que o valor das exportações de Cascavel e Sobral são os mais sensíveis a choque da renda mundial e ao analisar a decomposição da variância verifica-se que Fortaleza é o município que apresenta a maior proporção da variância do erro explicada pelo choque na própria variável, indicando ser a mais estável. Com isso, verifica-se que a relação entre as variáveis irá variar de acordo com o município analisado.

Palavras chaves: Exportações, Taxa de câmbio, Renda mundial, Modelo VAR

Export, Exchange Rate and World Income: An Econometric Analysis for the Major Exporters municipalities of Ceará, 2005-2013

This study aims to analyze the main export centers of Ceará, Fortaleza, Sobral, Maracanaú and Cascavel, making a comparison and checking the influence of the exchange rate and world income on exports. The main contribution of this work lies in that exports of this state in a disaggregated manner, taking into account the specificities of the local economy, since the exported products are heterogeneous. Therefore, it is necessary to determine whether there was a structural break in period to be analyzed and thus employ unit root tests, vector autoregression (VAR), Granger causality, impulse response and variance decomposition. The data used were obtained from the Institute for Applied Economic Research - IPEA and the Ministry of Development, Industry and Foreign Trade -MDIC, for a period from January 2005 to January 2013. From the results, it was observed that the series is analyzed behave in different ways. Through the impulse response function is possible to show that the value of exports of Cascavel and Sobral are more sensitive to shock the world income and analyze the variance decomposition we find that Fortaleza is the municipality with the highest proportion of the error variance explained by the shock in the same variable, indicating that the most stable. Thus, it appears that the relationship between the variables will vary with the municipality analyzed.

Key words: exports, exchange rate, World Income, VAR model.

1. INTRODUÇÃO

As exportações tem recebido nos últimos anos atenção especial por parte de estudiosos nas áreas de crescimento e desenvolvimento econômico. Fabris e Meurer (2009), Freire Júnior (2010) e Gomes e Fantinel (2012) buscam verificar a relação entre exportação, taxa de câmbio e renda mundial através da estimação de equações de exportações para os estados de Santa Catarina, Ceará e Rio Grande do Sul, respectivamente. Isso porque uma maior integração econômica de países e regiões possibilita a expansão e a alavancagem das atividades econômicas locais.

Com a adoção de políticas de incentivos financeiros e fiscais, observada a partir dos anos 80 para superar o desequilíbrio fiscal e intensificar o processo de crescimento econômico, as exportações cearenses passaram a apresentar um desempenho favorável com uma média de crescimento anual de 5,2%, porém este resultado ficou abaixo do observado para o Brasil nos últimos dez anos e isso resultou numa perda de participação relativa no total exportado pelo país (IPECE, 2013).

Com relação às exportações das regiões cearenses, segundo IPECE (2013), no período de 2003 a 2012, as regiões de Sobral e Sertão Central apresentaram valor acima da média cearense, elevando assim, as participações no total exportado pelo Estado. Já, as regiões do Litoral Oeste, Jaguaribe, Cariri e Baturité reduziram as participações e apresentaram queda no valor exportado em 2012, comparado ao ano de 2003. Referente à Região Metropolitana de Fortaleza (RMF), esta manteve o valor de 66% na participação e apresentou um ritmo de crescimento parecido com o do Ceará. Isso mostra que os principais setores exportadores cearenses podem apresentar comportamentos diferentes, reagindo de forma distinta à variações no cenário econômico.

De acordo com os dados do Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio - MDIC/SECEX, dos 184 municípios do Ceará, aproximadamente 45 municípios são exportadores, porém, apenas 17 destes apresentam alguma expressividade com participação acima de 1% da pauta, porém existe uma concentração em quatro municípios, Fortaleza, Maracanaú, Cascavel e Sobral, cuja participação conjunta foi de 60% do total exportado pelo Estado. Quanto aos produtos é importante observar, um forte crescimento ocorrido nas vendas de castanha de caju, calçados, ceras vegetais, couros e peles, melões entre outros produtos. Com isso, analisar as exportações do Ceará de forma agregada poderá omitir informações importantes quanto as especificidades da economia local, uma vez que os produtos exportados são heterogêneos. Assim, a sensibilidade das exportações à taxa de câmbio e à renda mundial podem variar de acordo com a pauta exportadora de cada município. Além disso, segundo dados do MDIC, apesar de Fortaleza ser o principal município exportador, as exportações de Sobral está em expansão, chegando, em alguns meses, a ultrapassar o volume exportado de Fortaleza.

Assim, o presente trabalho propõe-se em analisar os principais pólos exportadores do Ceará: Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, fazendo uma comparação e verificando a relação entre taxa de câmbio, renda mundial e exportação para cada município no período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013.

Os dados obtidos para a análise tem periodicidade mensal e foram retirados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio exterior (MDIC/SEDEX) no que se refere as exportações dos municípios e do IPEADATA referente a taxa de câmbio e a renda mundial.

Nesse trabalho optou-se por utilizar métodos de séries temporais através do vetor auto regressivo (VAR). Dessa forma, serão realizados teste da raiz unitária e teste KPSS para verificar a estacionaridade da série, causalidade de Granger para examinar se uma variável no presente ou no passado ajuda a prever outra, função impulso resposta para mostrar o efeito de um choque nos

valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do modelo e a decomposição da variância para expor o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do sistema.

Este trabalho apresenta além desta introdução, cinco capítulos. O segundo trata da discussão teórica e empírica da literatura sobre exportações. O terceiro descreve o perfil exportador do Estado do Ceará seguido da metodologia, resultados e conclusões.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Sendo o comércio exterior um assunto de bastante relevância, muito tem-se feito para conhecer e explorar mais sobre esse tema. Assim, desde os anos 50 são realizados intensos estudos empíricos a fim de se analisar as funções de importação e exportação. Desta forma, muitos trabalhos foram realizados, tais como, Goldstein e Khan (1978), que serviu como base para os trabalhos brasileiros de Braga e Markwald (1983) e Zine Junior (1989), pois os autores propuseram um modelo simultâneo de equação de exportação e as estimaram através do método de Máxima Verossimilhança.

Utilizando estrutura semelhante e com o objetivo de fazer uma melhor análise da renda mundial nas exportações, Braga e Markwald (1983) utilizaram dados anuais correspondentes ao período de 1959/81, escolheram o método de Mínimo Quadrado de três estágios para estimar as exportações brasileiras de produtos Manufaturados e concluíram que a demanda mundial das exportações brasileiras de manufaturados é bastante sensível a variação de preço e renda, sendo inapropriado tratar a demanda externa como infinitamente elástica.

Zine Junior (1989) realizou estudos para estimar as elasticidades de exportações e de importações por grupos de bens do período de 1970 a 1985, objetivando identificar e avaliar a relevância das principais variáveis que afetam-na. Na análise, o autor utilizou duas formulações teóricas, um modelo de economia pequena, o qual se depara com uma função de demanda infinitamente elástica por suas exportações e um modelo competitivo em dois países, que retira as hipóteses de elasticidades infinitas.

Com isso, o referido autor verificou que demanda e a oferta assumem o modelo de substitutos imperfeitos e dependem negativamente dos preços relativos, positivamente da renda e da capacidade instalada, já que na medida que cresce a capacidade produtiva também cresce a oferta para os mercados domésticos e externos. Além disso, observou que o índice de preço doméstico tem dois papéis nas funções de oferta da exportação, a rentabilidade de produzir bens exportáveis cai quando os custos domésticos sobem e quando o nível de preço doméstico sobe a rentabilidade de vender no exterior cai, reduzindo a oferta. E encontrou também, que a oferta brasileira de produtos de exportação responde a variação nos preços devido à taxa de câmbio e que certas características como, a elasticidade-preço baixa e a elasticidade-renda alta da demanda por exportação impõe obstáculo ao crescimento da receita das exportações.

Diante da situação de graves problemas na balança de pagamentos, Portugal (1993) realizou estudos sobre a estimação e análise das exportações levando em consideração as questões de não estacionaridade e instabilidade dos parâmetros. Para tanto, o autor estimou equações de oferta e demanda baseada nas seguintes suposições, substituição imperfeita, preços diferenciados e economia de um país pequeno. Utilizando dados anuais e trimestrais e modelos de parâmetros variáveis no tempo, buscou determinar se as mudanças na política comercial brasileira tiveram ou não impacto sobre a estabilidade dos coeficientes. Os resultados mostraram que os modelos de

parâmetros fixos tinham como principal característica a rapidez no processo de ajustamento e a instabilidade dos parâmetros não é tão substancial se comparada as importações.

Com o objetivo de estimar equações de exportações e importações para o Brasil de 1955/85 e fazer previsões, Castro e Cavalcanti (1997) utilizaram na análise dados em dólar o que se diferencia dos trabalhos anteriores, já que utilizavam índices que se destinava a desagregar os valores exportados e importados e colocar em dois componentes: preço e quantidade. A razão desta opção reside em fornecer resultados diretamente aplicáveis as balanças comerciais. A metodologia aplicada parte da investigação das propriedades de integração e cointegração das séries, os quais são estimadas pelo método de máxima verossimilhança e são restringida a um subsistema condicional do VAR/VECM.

Como variáveis explicativas, os autores utilizaram, a taxa de câmbio real e o nível de renda. Esperavam que aumentos na taxa de câmbio real e na renda mundial acarretem efeitos positivos e que elevações no nível de atividade doméstica produzam efeitos negativos sobre as exportações. Os resultados encontrados mostraram que os modelos estimados caracterizam por coeficientes significativos e robustos e que é reduzido o grau de confiança na existência de relações de cointegração para as exportações.

Utilizando dados trimestrais das exportações catarinenses, taxa de cambio e renda mundial durante o período de 1999 a 2009, Fabris e Meurer (2009), através da aplicação de Vetores Auto Regressivo (VAR), analisaram a evolução das exportações. Os resultados obtidos mostram que a renda mundial revela-se importante na determinação das exportações, o coeficiente estimado mostra-se elástico no longo prazo. No curto prazo, a velocidade de ajustamento das variáveis do modelo em direção ao equilíbrio ocorre lentamente, isto significa que existe uma pequena defasagem temporal até que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido.

Os resultados obtidos na decomposição da variância reforça a análise impulso resposta ao sugerir que a renda mundial e a taxa de cambio são variáveis expressivas na explicação da variável dependente.

Freire Junior (2010) utilizando-se de métodos de séries temporais estimou um vetor auto regressivo (VAR) e analisou o impacto do câmbio e da renda mundial sobre as exportações de calçados do Ceará no período de 1996 a 2009. O estudo constatou que as exportações de calçados são sensíveis as variações na taxa câmbio e na renda mundial e que o modelo de exportações dos calçados mostrou-se estável diante do fato de ter ocorrido na economia brasileira à implantação de dois planos econômicos e a crise na Rússia e na Ásia. A renda mundial na análise é exógena, pois em termos de política econômica doméstica as autoridades econômicas não podem influenciar o comportamento da renda mundial, restando atuar na política cambial.

Com o intuito de conhecer os determinantes das exportações de calçados do Rio Grande do Sul do período de 2003 a 2011 e tendo como base o trabalho de Castro e Cavalcanti (1998), Gomes e Fantinel (2012) também estimaram equações de exportação de através da utilização de um modelo vetorial Autoregressivo no qual deram ênfase as seguintes variáveis, exportações, taxa de câmbio real e efetiva e renda mundial.

Os resultados apontaram que no curto prazo os efeitos das variações de câmbio e renda são corrigido lentamente, ou seja, há uma baixa velocidade de convergência das exportações de calçados gaúchos para o seu nível de equilíbrio, as funções de impulso-resposta mostraram que a resposta do valor das exportações a um choque na taxa de câmbio e na renda mundial tem efeitos pouco expressivos e que há uma forte relação das exportações gaúchas com a taxa de câmbio real efetivo e com a renda mundial.

3. MUNICÍPIOS EXPORTADORES DO CEARÁ

Com uma população, segundo dados do IBGE de 2012 estimada em 8.778.575 habitantes, o estado do Ceará possui uma extensão territorial de 148.920,472 km² e 184 municípios. Além disso, apresenta uma das economias mais diversificadas da região nordeste.

Segundo Suliano e Cavalcante (2010), o estado do Ceará apresenta o PIB em valores correntes estimado em R\$ 74,9 bilhões, dos quais 48% estão localizados na capital do estado, Fortaleza. Destacam-se ainda a região metropolitana do interior: Maracanaú (5,37%), Sobral (3,53%), Caucaia (2,53%), Juazeiro do Norte (2,27%), Eusébio (1,41%), Horizonte (1,23%).

Quanto à balança comercial do estado, entre os anos de 2000 a 2012 tem registrado uma forte oscilação referente às variações da taxa de crescimento tanto das exportações como das importações, atingindo um saldo negativo na maioria dos anos, como se pode observar na tabela 1 abaixo:

Tabela 1- Balança Comercial do Ceará 2000 a 2012 (US\$ 1.000 F.O.B)

Ano	Exportações	Importações	Saldo
2000	495.339	717.920	-222.581
2001	527.668	624.317	-96.649
2002	545.023	635.910	-90.886
2003	762.603	540.777	221.826
2004	861.568	572.739	288.829
2005	933.589	588.484	345.106
2006	961.874	1.098.177	-136.303
2007	1.148.357	1.407.866	-259.509
2008	1.276.970	1.558.471	-281.500
2009	1.080.168	1.230.480	-150.312
2010	1.269.498	2.169.201	-899.703
2011	1.403.296	2.400.713	-997.418
2012	1.266.967	2.864.254	-1.597.287

Fonte: MDIC/SEDEX

De acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, nos anos de 2003, 2004 e 2005 a balança comercial passou a registrar superávit devido a exportações dos produtos manufaturados.

Segundo MDIC (2008), os principais produtos exportados são os industrializados, com destaque para produtos manufaturados e observa-se também, uma perda de participação relativa das exportações de produtos básicos. Quanto às importações, verifica-se também uma preponderância de produtos industrializados com ênfase em manufaturas. Já nos anos de 2009, 2010, 2011 e 2012 verifica-se, conforme a tabela 1, que ocorreram sucessivos déficits na balança comercial.

Dentre os produtos mais exportados, em 2012, destacam-se a castanha de caju com receita exterior de US\$ 148,5 milhões, correspondendo a 11,73% do valor total exportado do estado. Em segundo lugar na pauta de exportações aparecem calçados com participação de 10,27% e em seguida couros e peles (8,09%), os quais podem ser observados na tabela abaixo.

Tabela 2 : Principais Produtos Exportados -2012

Produtos	US\$	(%)
Castanha de Caju	148.575.140	11,73
Calçados/Tornozelo	130.059.542	10,27
Couros/Peles	102.523.657	8,09
Calçados de Borracha	89.077.555	7,03
Melões Frescos	78.589.139	6,2
Ceras Vegetais	66.842.620	5,28
Outros Calçados	58.842.207	4,64
Sucos	43.750.352	3,45

Fonte: MDIC/SEDEX.

Quanto ao destino das exportações, destaca-se os Estados Unidos da América como um dos principais parceiros comerciais participando 23,61% de todo o valor exportado pelo estado, ou seja, um valor de US\$ 29,9 milhões e em seguida a Argentina com uma participação de 9,19%, a Holanda com 8,34% e o Reino Unido 4,51%.

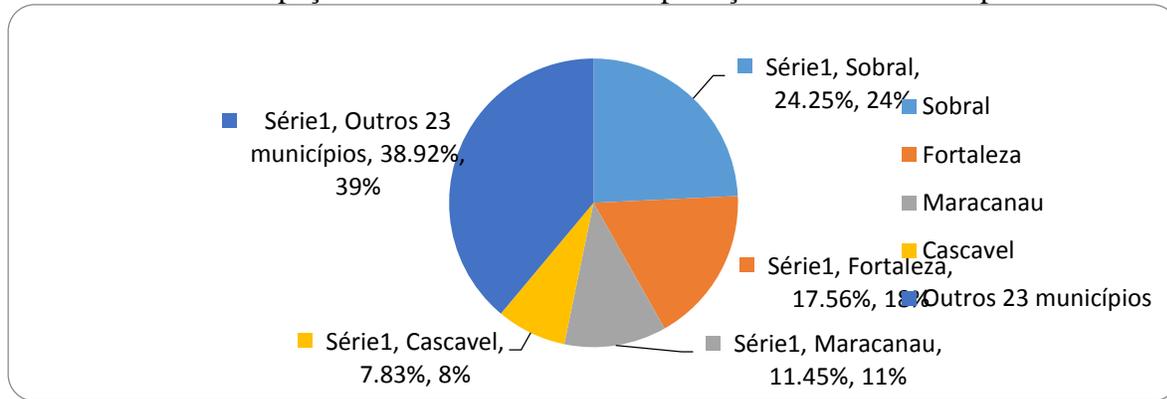
Tabela 3: Principais Destinos das Exportações Cearenses/ 2012

Destino	US\$	Participação (%)
Estados Unidos	299.155.124	23,61
Argentina	116.443.951	9,19
Holanda	105.686.126	8,34
China	67.397.136	5,32
Reino Unido	57.173.753	4,51
Hungria	45.479.447	3,59
Itália	45.371.102	3,58
Alemanha	43.936.613	3,47
Hong Kong	36.689.938	2,9
México	30.257.320	2,39

Fonte: MDIC/SEDEX

Dados mais recentes extraídos do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior de janeiro de 2012 mostraram que os cinco principais municípios cearenses que mais exportaram totalizando um volume de exportações de US\$ 86,6 milhões foram, Sobral, Fortaleza, Maracanaú, Icapuí e Cascavel. Sendo que o município de Sobral merece destaque exportando cerca de US\$ 29,3 milhões, representando 24,2% das exportações cearenses, resultado de um crescimento nas vendas de 43,0% em relação a janeiro de 2011, ultrapassando assim o município de Fortaleza em valor exportado no mês de janeiro de 2012. Como se pode ver abaixo graficamente.

Gráfico 1: Participação na Pauta das Exportações dos municípios Cearense/2012



Fonte: MDIC/SEDEX

O principal produto exportado por Sobral foram calçados que corresponderam a 99% da pauta de exportações do município. Quanto aos outros municípios, Fortaleza se destaca com a exportação de castanha de caju; consumo de bordo e cera vegetais, sendo que a forte redução nas vendas de castanha de caju justifica em grande parte a queda nas vendas externas do referido município, devido ao elevado peso desse produto na pauta, que chegou a responder por 66,7% em janeiro de 2011, reduzindo essa participação para 50,6% em janeiro de 2012, segundo informações do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e do Comércio Exterior.

Já Maracanaú, foi o terceiro município na pauta das exportações cearenses, com participação de 11,45 % registrando um aumento de 0,75% se comparado a 2010. Isso foi resultado do crescimento nas vendas externas desse município que se concentravam principalmente em têxteis, couros e peles, aparelho para cozinhar e ceras vegetais. Icapuí, por sua vez, alcançou o valor de US\$ 12,9 milhões em janeiro 2012 e suas vendas externas foram principalmente frutas, segundo dados do MDIC/SEDEX.

Cascavel, de acordo com Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, registrou baixa nas vendas de 21,3%, passando a participar com 7,8% das vendas em janeiro de 2012, em oposição aos 11% de participação de janeiro de 2011. Couros e peles concentraram 80% das vendas do referido município, sendo o segundo principal produto exportado a castanha de caju. A queda nas vendas, então, pode ser explicada pela redução nas vendas do principal produto em mais de US\$ 4,0 milhões.

4. METODOLOGIA

Com o propósito de atender os objetivos, optou-se por seguir o modelo desenvolvido por Castro e Cavalcante (1998) os quais estimaram equações de exportações e importações para o Brasil com dados anuais para um período de 1955-1995. Vale ressaltar que existem diversos trabalhos na literatura que utilizaram este modelo, tais como: Fabris e Meurer (2009), Freire Junior (2010), Gomes e Fantinel (2012), dentre outros.

Assim, a equação (1) será utilizada para a estimação das equações de exportações dos principais exportadores cearenses.

$$\text{LogExport} = \text{LogCambio} + \text{LogRenda} \quad (1)$$

Onde:

LogExport = Logaritmo do valor das exportações (*LnX*)

LogCambio = logaritmo da renda mundial (*LnTC*)

LogRenda = logaritmo do valor da taxa cambio real efetivo (*LnY*)

4.1- Base de Dados

Os dados utilizados neste trabalho referente às exportações dos municípios cearenses, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, em dólares americanos, do período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013 foram retirados do MDIC/SEDEX e deflacionados pelo IPA- Índice de Preços por Atacado dos EUA (Estados Unidos da América) a preços constantes de janeiro de 2013, divulgados pelo Fundo Monetário Internacional, Internacional Financial Statistics (FMI/IFS) e obtido através do IPEADATA.

Como Proxy para renda mundial foi utilizada o valor das importações mundiais divulgados pelo Internacional Financial Statistics/IFS publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), os valores são deflacionados e transformados em índice com base em janeiro de 2013.

A taxa de câmbio real e efetiva foi obtida do IPEADATA, considerando como data base o período de janeiro de 2013. O índice da taxa de câmbio real pode ser calculado com relação a um único parceiro comercial ou a um conjunto de parceiros comerciais. Quando calculado para um conjunto de parceiros comerciais, o índice passa a ser denominado taxa de câmbio real efetiva.

4.2 –Modelo Econométrico

Para estimação das equações de exportações dos municípios cearenses foi escolhido o modelo Vetorial Autoregressivo (VAR), proposto por Sims (1980), que é usado para capturar as interdependências lineares entre múltiplas series temporais. As variáveis são tratadas de forma simétrica e simultânea, onde cada variável tem uma equação que explica a evolução com base nas próprias defasagens e das outras variáveis do modelo.

No modelo vetor auto regressivo (VAR) as variáveis são consideradas endógenas e devem ser estacionárias, o erro das equações se comportam como um ruído branco $\varepsilon_t \sim RB(0,1)$ e são não correlacionados.

Na forma geral, o VAR(p) pode ser definido da seguinte forma:

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

Em que:

Y_t é o vetor de variáveis;

Φ_i são matrizes (k x k) com os parâmetros das equações e ε_t são erros não correlacionados, com média zero e variância constante.

Para estimação deste modelo, as variáveis dever ser estacionárias, porém se estas não o forem devem ser diferenciadas antes de estimar o modelo. Porém, segundo Enders (1995) este não é o melhor método a ser utilizado. No caso de variáveis não estacionárias, o primeiro passo é verificar a ordem de integração e se estas forem integradas de mesma ordem, o próximo passo é fazer um

teste de cointegração, pois quando se diferencia as variáveis, omite a possibilidade da existência das relação de longo prazo.

Então, na presença de cointegração deve-se estimar um VECM (Vetor de Correção de Erros), no qual possui a seguinte especificação:

$$\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

O modelo de correção de erros é assim chamado porque explica a ΔY_t por dois componentes: os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i}$, e a relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas, ΦY_{t-1} , considerando que haja cointegração.

4.2.1 Teste de Cusum

De acordo Freire Junior (2010), este teste é baseado na soma cumulativa dos resíduos recursivos. A técnica é indicada para dados de séries temporais e pode ser usada, mesmo quando há incerteza sobre quando pode ter havido uma quebra estrutural. A hipótese nula, é que o coeficiente de um vetor β , é o mesmo para todo o período; e a hipótese alternativa é que há um distúrbio na variância. É um teste geral e não requer uma especificação, *a priori*, de quando ocorrerá uma quebra estrutural.

O teste de CUSUM seria então:

$$CUSUM = \sum_{R=K+1}^T \frac{w}{s} \quad , \text{ para } t=k+1, \dots, T \quad (4)$$

Onde:

w = resíduos recursivos;

s = erro padrão da regressão para todos os T pontos da amostra.

4.2.2- Teste de Raiz Unitária

Muito utilizado em modelos de séries temporais, o teste da raiz unitária é usado para verificar a se as variáveis são estacionárias ou não e a ordem de integração das variáveis. Dessa forma, existem diferentes testes para verificar a estacionaridade da série, dentre eles o teste de Dickey-Fuller (1979) e Phillips-Perron¹ (1988).

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) pode ser definido da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum \rho_k \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde Y_t é a variável, α é o intercepto, β e T são a inclinação e a tendência, respectivamente. A presença ou não da tendência e do intercepto irá depender do comportamento da série.

¹ Consiste em uma alternativa não paramétrica ao teste ADF.

Neste caso, a hipótese nula é a existência de raiz contra a alternativa de ausência. Assim, se a hipótese nula for rejeitada significa que a série não apresenta raiz unitária, logo esta será estacionária, porém se a nula for rejeitada indica que a série apresenta raiz unitária, ou seja, não estacionária.

Com isso, faz-se necessário encontrar a ordem de integração da variável, para tanto, diferencia-se a série e aplica o teste da raiz unitária na série diferenciada até encontrar estacionaridade.

4.2.3- Teste KPSS

Neste, a hipótese nula é a estacionaridade da série e a estatística é dada da seguinte forma:

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{S^2(l)} \quad (6)$$

Onde T representa o total de observações, S_t e $S^2(l)$ é a soma parcial dos desvios dos resíduos em relação a média amostral e a variância de longo prazo, respectivamente.

O uso do teste KPSS consiste em diminuir a incerteza decorrente do baixo poder do teste ADF, já que a existência de quebras estruturais pode dificultar à análise de uma série, podendo ser possível a série ser considerada não estacionaria sendo estacionaria ou vice versa. Portanto, o teste KPSS seria uma forma complementar a análise dos testes de raiz unitária tradicionais.

Assim, segue abaixo o quadro que mostra como deve preceder a análise conjunta dos testes.

Quadro 1 -Teste ADF e KPSS

KPSS (2)	ADF (1)	
	Aceita	Rejeita
Aceita	Decisão Inconclusiva (informações insuficientes)	Decisão Conclusiva (estacionaridade)
Rejeita	Decisão Conclusiva (Não estacionariedade)	Decisão Inconclusiva (Integração fracionária)

Fonte: Elaboração Própria

Assim, para testar a estacionaridade das séries, serão realizadas os teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

4.2.4- Teste de Cointegração de Johansen

Para verificar o relacionamento de longo prazo entre as variáveis, caso as series sejam integradas de mesma ordem, optou-se pelo método de cointegração de Johansen.

De acordo com Enders (1995), cointegração significa que séries temporais não estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia de cointegração baseada no posto ou rank (r) da matriz Π , tal como apresentado na equação (7).

$$\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (7)$$

Onde p é o número de defasagens escolhidas no modelo VAR, $\Phi = \alpha\beta'$; em que β fornece os vetores de cointegração e α os coeficientes de ajustamento e Λ_i matriz de coeficientes representando a dinâmica de curto prazo.

No primeiro caso, as variáveis endógenas serão estacionárias e o modelo de correção de erros não é utilizado. No segundo, implica que não existe cointegração e por fim, se o posto for reduzido, existirá r vetores de cointegração.

Para encontrar o número de vetores de cointegração existem dois testes, a saber: Estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do Autovalor (λ_{max}). O teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número

de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r ($H_0 = \text{Vetores de cointegração} \leq r$) contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r ($H_1 = \text{vetores de cointegração} > r$), podendo ser expresso na equação 8:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (8)$$

A intuição deste teste é que se não existe cointegração, então os autovalores serão próximos de zero. Assim, $\sum \ln(1 - \lambda_i) \rightarrow 0$; de tal modo que não se pode rejeitar a hipótese nula. Se por outro lado, os autovalores forem significativamente diferente de zero, então $\sum \ln(1 - \lambda_i)$ será negativo, assim a estatística terá um valor e a hipótese nula será rejeitada.

Já, o teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores seja r ($H_0 : \text{Vetores de cointegração} = r$), contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de cointegração ($H_1 : \text{Vetores de cointegração} = r+1$), podendo ser representado da seguinte forma (9):

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (9)$$

Após a verificação de existência de cointegração por meio da metodologia de Johansen, estima-se o modelo de correção de erro. A principal vantagem de se escrever o sistema através de um VECM, reside no fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo para ajuste nas variações das séries. Por outro lado, caso não exista cointegração estima-se um VAR e verificam-se as relações de causalidade das séries mediante o teste de causalidade de Granger, a função impulso-resposta através do método de Cholesky e a decomposição da variância dos erros de previsão.

5. RESULTADOS

5.1 Descrição da amostra

Para a análise foram utilizadas dados referentes as exportações dos principais municípios exportadores do Ceará, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, taxa de cambio e renda mundial, para um período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013.

Essas informações foram extraídas das bases de dados do MDIC/SEDEX e IPEADATA, cujas caracterização dos vetores médios das variáveis utilizadas no modelo por ano encontram-se dispostas na tabela 4.

Tabela 4: Valor Médio Exportado, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, 2005-2012

Ano	Fortaleza	Sobral	Maracanaú	Cascavel
2005	19.624.705	5.131.458	16.292.225	10.624.640
2006	20.936.679	6.443.368	16.646.545	9.999.536
2007	22.585.210	7.663.313	19.097.756	11.316.572
2008	20.411.857	11.534.524	19.333.135	13.266.659
2009	19.731.238	10.749.035	10.764.743	10.681.078
2010	22.060.225	14.994.097	12.325.950	13.408.440
2011	29.084.530	13.147.238	17.050.054	13.660.854
2012	20.506.839	15.190.628	13.617.615	16.357.456
2013	15.881.322	24.584.759	11.200.726	18.358.978

Fonte: MDIC/SEDEX.

Observa-se que Fortaleza é o município que apresenta o maior valor médio mensal das exportações de 2005 a 2012, porém em janeiro de 2013, a quantidade exportadas foi menor que o município de Sobral e Cascavel. Além disso, este município apresenta períodos de bastante oscilações.

Já Sobral, apesar da redução em 2009 e 2011, apresenta-se em ascensão atingindo o maior valor exportado em janeiro de 2013. Referente ao município de Maracanaú, observa-se um período de estabilidade entre 2005 e 2006; 2007 e 2008; crescente entre 2009 e 2011; redução em 2012 e 2013.

Por fim, o município de Cascavel apresenta um período crescente de 2009 a 2013. Vale ressaltar que em 2009, todos os municípios apresentaram uma redução comparados a 2008, sendo que Fortaleza e Sobral reduziram, aproximadamente 3% e 7%, respectivamente, enquanto Maracanaú apresentou a maior redução de 44%, seguido de Cascavel com 19%.

5.2 Teste de Estacionaridade

Para verificar a estacionaridade das séries, exportações dos municípios de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel; da renda mundial, e da taxa de câmbio, todas em logaritmo, utilizou-se, inicialmente o teste de raiz unitária – Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujos resultados estão expostos na tabela 5.

Tabela 5 – Teste ADF

Variável	Intercepto	Tendencia	Diferença	τ cal	τ (1%)	τ (5%)	τ (10%)
<i>LnXFortaleza</i>	sim	sim	0	-8,833	-4,056	-3,457	-3,155
<i>LnXSobral</i>	sim	sim	0	-5,567	-4,056	-3,457	-3,155
<i>LnXMaracanaú</i>	sim	não	0	-2,352	-3,500	-2,899	-2,583
<i>LnXMaracanaú</i>	não	não	1	-19,00	-2,589	-1,944	-1,614
<i>LnXCascavel</i>	sim	sim	0	-4,477	-4,058	-3,458	-3,155
<i>LnY</i>	sim	sim	0	-3,908	-4,056	-3,457	-3,155
<i>LnTC</i>	sim	sim	0	-1,546	-4,057	-3,457	-3,154
<i>LnTC</i>	não	não	1	-19,00	-2,590	-1,944	-1,615

Fonte: Elaboração Própria

Os resultados demonstram que, considerando as séries em nível, rejeita-se a presença de raiz unitária ao nível de 5% de significância para as exportações de Fortaleza, Sobral, Cascavel e para Renda mundial, ou seja, estas variáveis são consideradas estacionárias. Já para as exportações de Maracanaú e taxa de cambio não se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, sendo portanto, não estacionárias. Desta forma, fez-se necessário encontrar a primeira diferença e verificar a ordem de integração. Assim, após a primeira diferenciação, ambas foram estacionárias.

Como forma complementar ao teste ADF, realizou-se o teste KPSS, que esteve em conformidade com os resultados do teste ADF. A hipótese nula de que a variável é estacionária não foi rejeitada usando-se o nível de significância de 5% para as séries exportações de Fortaleza, Sobral, Cascavel e a para Renda mundial. Enquanto que para as demais, observou-se a presença de não estacionaridade, sendo necessário encontrar a primeira diferença, o qual se mostrou estacionária, conforme pode ver visto na tabela 6:

Tabela 6 - Teste KPSS

Variável	Intercepto	Tendencia	Diferença	τ cal	τ (1%)	τ (5%)	τ (10%)
<i>LnXFortaleza</i>	sim	sim	0	0,077	0,216	0,146	0,119
<i>LnXSobral</i>	sim	sim	0	0,083	0,216	0,146	0,119
<i>LnXMaracanaú</i>	sim	não	0	0,800	0,739	0,463	0,347
<i>LnXMaracanaú</i>	sim	não	1	0,127	0,739	0,463	0,347
<i>LnXCascavel</i>	sim	sim	0	0,105	0,216	0,146	0,119
<i>LnY</i>	sim	sim	0	0,102	0,216	0,146	0,119
<i>LnTC</i>	sim	sim	0	0,190	0,216	0,146	0,119
<i>LnTC</i>	sim	não	1	0,393	0,739	0,463	0,347

Fonte: Elaboração Própria

Após a verificação da estacionaridade das séries, observou-se que as variáveis que compõe a equação (1) são integradas de ordens diferentes, como pode ser observada na tabela 7. Assim, elimina-se a possibilidade de cointegração, pois para serem cointegradas é necessário que estas sejam não estacionárias e integradas de mesma ordem. Com isso, será estimado um VAR (Vetor Autoregressivo) com as variáveis estacionárias.

Tabela 7 – Ordem de Integração das Variáveis

Municípios	LnX	$LnTC$	LnY
Fortaleza	I(0)	I(1)	I(0)
Sobral	I(0)	I(1)	I(0)
Maracanaú	I(1)	I(1)	I(0)
Cascavel	I(0)	I(1)	I(0)

Fonte: Elaboração Própria

5.3 Teste de Causalidade

Com o propósito de verificar se uma variável causa outra no sentido de Granger, utilizou-se o teste de causalidade proposto por Granger (1969), o qual indica se os valores no presente ou no passado de uma variável ajuda a prever os valores futuros de outra. Vale ressaltar que este procedimento deve ser realizado com as variáveis estacionárias. Os resultados para as equações de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel são mostrados na tabela A1, em anexo e verifica-se que apenas as variáveis renda e taxa de cambio (diferenciada), renda e exportações de Sobral, causa Granger em ambos os sentidos e considerando um nível de significância até 10%, a taxa de câmbio (diferenciada) ajuda a prever as exportações de Fortaleza.

5.4 Defasagem do modelo

Para determinar o número de defasagem do modelo VAR, utilizou-se os critérios de escolha Schwarz, (SCH) que incorpora um termo de penalidade para o aumento do número de parâmetros incorporados no modelo. Assim deve-se aceitar o SCH de menor valor. O critério de informação, SCH, recomenda incluir um modelo com uma defasagem para a análise de Fortaleza, doze para Sobral e três defasagens para a Maracanaú e Cascavel, como se pode observar na tabela 8.

Tabela 8 - Defasagem do VAR

Defasagem	Fortaleza	Sobral	Maracanaú	Cascavel
0	-5.983.440	-4.786.476	-5.844.577	-6.360.950
1	-7.094827*	-6.360.520	-7.374.603	-7.435.535
2	-7.021.202	-6.593.017	-7.361.161	-7.442.645
3	-7.056.510	-6.693.996	-7.491328*	-7.537834*
4	-6.986.108	-6.730.017	-7.421.942	-7.474.952
5	-6.867.924	-6.565.790	-7.352.388	-7.397.045
6	-6.936.950	-6.451.248	-7.462.122	-7.252.393
7	-6.869.248	-6.392.728	-7.424.534	-7.202.777
8	-6.743.262	-6.236.898	-7.278.697	-7.040.347
9	-6.730.595	-6.238.056	-7.257.499	-7.063.147
10	-6.583.593	-6.449.589	-7.249.505	-7.040.915
11	-6.596.143	-6.711.736	-7.292.724	-6.942.931
12	-6.862.100	-6.977529*	-7.455.621	-7.224.658

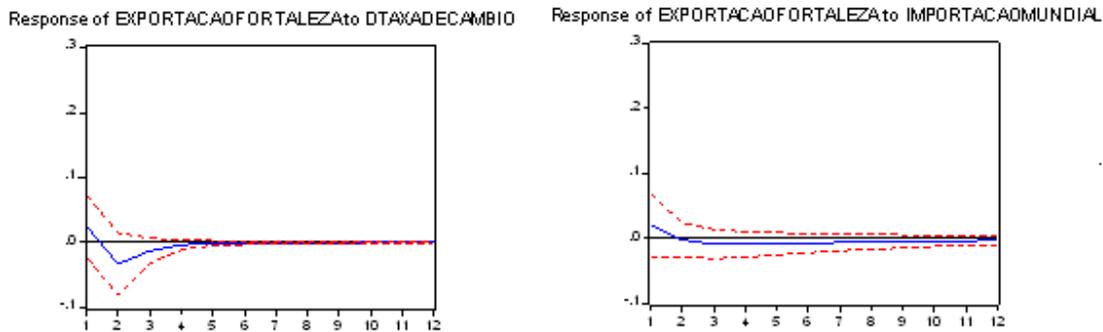
Fonte: Elaboração Própria

5.5 Função Impulso Resposta

Após a estimação do modelo, foi obtido a função de impulso resposta, o qual mostra o efeito de um choque exógeno de uma perturbação aleatória sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas. Porém, para encontrá-la faz necessária, indicar a ordenação das variáveis e esta foi feita através da decomposição de Cholesky, onde a variável renda foi considerada a variável mais exógena, seguida da taxa de câmbio (diferenciada) e das exportações, seguindo a teoria econômica e aos trabalhos de Fabris e Meurer (2009), Freire Jr et. al (2010) e Gomes e Fantinel (2012).

As figuras abaixo mostram as respostas do valor as exportações a choques, em um desvio padrão, na taxa de câmbio e renda mundial. Desse modo, de acordo com a figura 1, um choque (positivo) não antecipado na taxa de crescimento do câmbio real efetiva acarreta um efeito positivo sobre as exportações de Fortaleza no primeiro mês, porém se dissipa a partir do quarto período. Resultado semelhante pode ser observado com o efeito de um choque na renda mundial sobre as exportações, porém, neste caso, este demora um pouco mais a desaparecer.

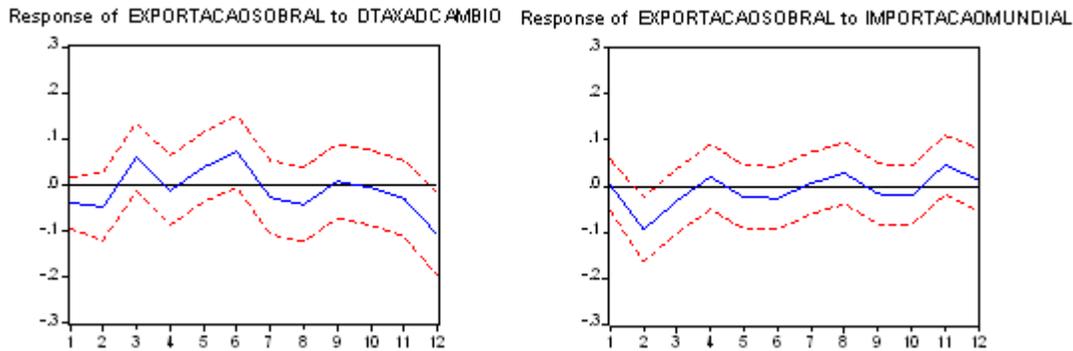
Figura 1: Impulso Resposta Fortaleza



Fonte: Elaboração Própria

Na figura 2, um choque na taxa de crescimento do cambio resulta no inicio em efeito negativo nas exportações de Sobral, porem esta fica oscilando tendendo para quedas ao final de 12 períodos. Um choque na renda mundial inicialmente causa um efeito quase nula sobre as exportações, no primeiro mês, apresentando-se negativo até o terceiro período e oscilando a partir deste. Com isso, observa-se que este município é mais sensível à choques que afetam renda mundial e à oscilações na taxa de cambio.

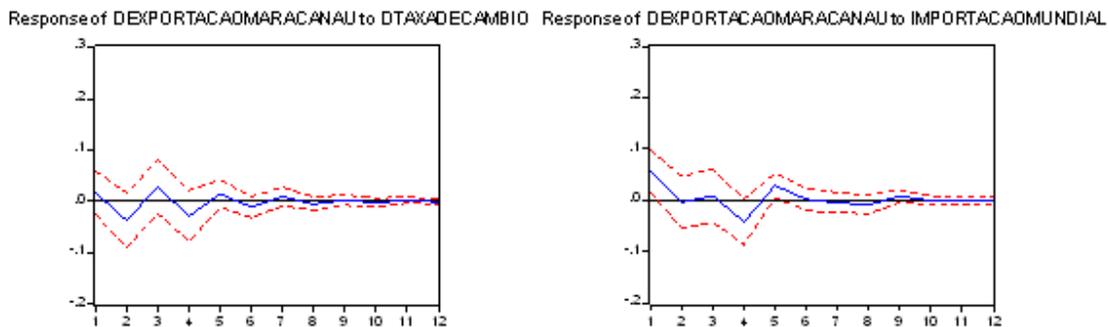
Figura 2: Impulso Resposta Sobral



Fonte: Elaboração Própria

Já na figura 3, observa-se que as exportações de Maracanaú reage positivamente a um choque não antecipado nas duas variáveis analisadas, sendo que, o choque na renda mundial apresenta um maior efeito.

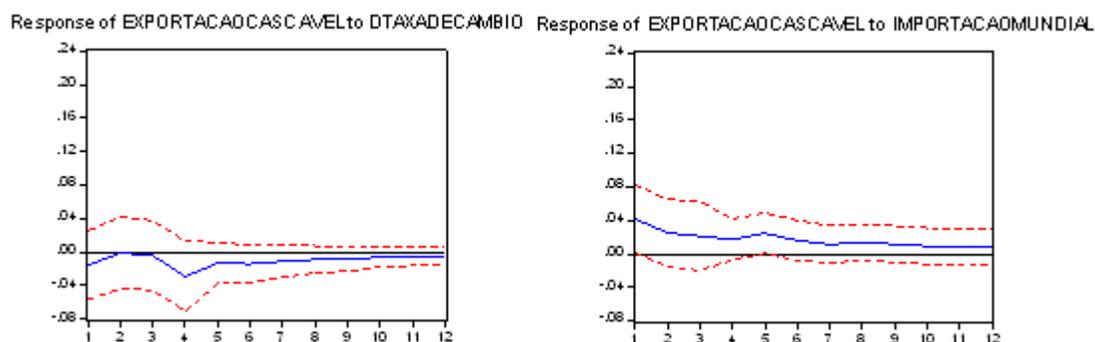
Figura 3: Impulso resposta de Maracanaú



Fonte: Elaboração Própria

A figura 4, referente a Cascavel, observa-se que um choque na taxa de cambio resulta nos quatro primeiros meses um efeito negativo, enquanto que um choque na renda mundial ocasiona apenas efeitos positivos sobre o valor das exportações deste município e com durações prolongadas, mais de doze meses. Assim, se ocorrer um choque nesta variável, este irá demorar mais de doze períodos para se dissipar.

Figura 4: Impulso resposta Cascavel



Fonte: Elaboração Própria

5.6 Decomposição da Variância

Além da função impulso resposta, também foi realizado a análise da decomposição da variância que consiste em explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR, ou seja, a decomposição da variância do erro de previsão nos diz qual a proporção dos movimentos nas séries devido a seus próprios choques versus choques de outras variáveis.

Dessa forma, os resultados são apresentados na tabela A2 em anexo, sendo possível verificar que as variáveis renda mundial e variação na taxa de cambio são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações dos municípios de Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, com destaque para o segundo, onde, aproximadamente 29% da variância do erro de previsão das exportações é explicada pelos choques destas variáveis ao final de 12 período (1 ano), em seguida, tem-se Maracanaú, Cascavel e Fortaleza, com 13,61%, 12,92% e 4,69%, respectivamente.

Além disso, observa-se que a renda mundial teve um impacto superior a taxa de câmbio sobre o valor das exportações dos municípios Maracanaú e Cascavel, pois, individualmente, a variável renda mundial explica aproximadamente 8,43% e 9,29% da variância do erro de previsão das exportações desses municípios, respectivamente, enquanto, a variável taxa de câmbio é responsável por cerca de 5,20% e 3,63% dessa variância considerando o período analisado. Já para Fortaleza e Sobral, a taxa de cambio apresentou maior impacto sobre o valor das exportações do que a renda mundial, explicando cerca de 3,23% e 17,82%, respectivamente, enquanto a renda é responsável por 1,44% e 11,14%. Na estimação também foi realizado também o teste de CUSUM que encontra-se em anexo e verificou-se que as retas ficaram dentro do intervalo de confiança a 5%, mostrando assim que o modelo encontra-se estável, desta forma, não foi rejeitado a hipótese nula de estabilidade do modelo.

CONCLUSÃO

Este trabalho procura ampliar o debate na literatura sobre os principais determinantes das exportações, ao analisar a relação entre estas, taxa de cambio e renda mundial. O Diferencial deste trabalho reside em tratar as exportações do Ceará de forma desagregada, analisando essa relação para os principais municípios exportadores do estado, Fortaleza, Maracanaú, Sobral e Cascavel.

Para tanto, utilizou-se um modelo de Vetor Auto regressivo (VAR) para estimação das equações de exportação no período de janeiro de 2005 a janeiro de 2013.

Dos testes de raiz unitária, observou-se que as séries são estacionárias, exceto, para as exportações de Maracanaú e a taxa de cambio, onde foi tomada a primeira diferença para obtenção da estacionaridade. Quanto a causalidade de Granger foi verificado que a renda mundial e a variação da taxa de cambio, renda e exportação de Sobral influenciam uma a outra na previsão e que a variável taxa de cambio ajuda a prever as exportações de Fortaleza.

Com o intuito de verificar como as exportações de cada municípios reage a choques na variação da taxa do câmbio e da renda mundial foram obtidas as funções de impulso-resposta que mostraram que a resposta do valor das exportações a um choque nestas variáveis tem efeitos pouco expressivos, com destaque para o município de Cascavel, o qual se mostrou o mais sensível a choques na renda mundial.

A decomposição da variância aponta que variáveis renda mundial e a variação na taxa de cambio são fatores determinantes na explicação da evolução do valor das exportações dos municípios, Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel, com ênfase no segundo, onde aproximadamente 29% da variância do erro de previsão das exportações é explicada pelos choques dessas variáveis ao final de 12 período (1 ano). Além disso, para os municípios de Cascavel e Maracanaú, a renda mundial se mostrou mais importante sobre o valor das exportações, explicando 8,4% e 9,29% da variância do erro de previsão, enquanto que para Fortaleza e Sobral, esta variável teve um impacto de 1,44% e 11,14%, respectivamente. Vale ressaltar, que Fortaleza é o município que apresenta a maior proporção da variância do erro explicada pelo choque na própria variável, indicando ser a variável com mais estabilidade.

Acredita-se na relevância dos resultados aqui encontrados ao mostrar a relação entre exportações, taxa de cambio e renda mundial para os principais municípios exportadores do Ceará, onde esta irá variar de acordo com o município analisado, uma vez que essas variáveis possuem impactos diferentes sobre as exportações destes municípios.

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

BRAGA, H. C; MARKWALD, R. A. **Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo.** (Texto para Discussão, n. 57) Rio de Janeiro: IPEA, 1983.

CASTRO, A. S; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n.1, p. 1-68, março. Rio de Janeiro, 1997.

DICKEY, D. A.; W. A. FULLER **Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root.** **J. Am. Stat. Assoc.** v. 74, p. 427–431, 1979.

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** New York: John Wiley, 1995

ENFOQUE ECONÔMICO. **O comércio Exterior Cearense por Municípios e Empresas.** Fortaleza: IPECE, v.22. Jan.2012

ENFOQUE ECONÔMICO. **Importações cearense crescem mais que as exportações.** Fortaleza: IPECE, v.13. Nov.2011.

FREIRE JUNIOR, J; LIMAPAIVA, W; NETO TROMPIERI, N. **Taxa de Câmbio, Renda Mundial e Exportações de Calçados: Um estudo para a economia Cearense.** Fortaleza: IPECE, p.3-11, 2010.

GOMES, E; FANTINEL, V. **O impacto da taxa de cambio e renda mundial nas exportações de calçados gaúchos.** Porto Alegre, p.6-13, 2012.

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

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <idades.ibge.gov.br/xtras/home.php>. Acesso em agosto de 2013

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE). O comércio Exterior Cearense por Municípios e Empresas. Fortaleza, v.22 Jan.2012

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE) INFORME. Dinâmica das Exportações Cearenses nos Últimos Dez Anos: Uma Avaliação dos Principais Setores. Fortaleza, v.58 .Jan.2013

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** v. 12, n. 2–3, p. 231–254. 1988

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em: <www.mdic.gov.br>. Acesso em: agosto de 2013

PHILLIPS, P.C.B. AND P. PERRON. Testing for Unit Roots in Time Series Regression. **Biometrika**, v.75, p.335-346, 1988

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.

FABRIS, T, R.; MEURER, R. **O comportamento de curto prazo das exportações catarinenses.** Santa Catarina: Universidade Federal de Santa Catarina,2009

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**. v.48, p. 1-48, 1980.

SULIANO, D.C; CAVALCANTE, A. L. **Municípios Exportadores Cearenses: Uma abordagem recente.** (Texto para Discussão n. 70). Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica, Ceará, p.5-12, Fev.2010.

ZINE JÚNIOR.A.A. Funções de exportação e importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.18, n. 3, p. 615-622, dez. 1989

ANEXOS

A1 - Causalidade de Granger: Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel

Hipótese / Análise Fortaleza	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	95	0.04825	0.82662
dLnTC não causa granger em LnX		295.079	0.08920
LnY não causa granger em dLTC	95	552.720	0.02086
dLTC não causa granger em LnY		503.963	0.02717
LnY não causa granger em LnX	96	140.982	0.23811
LnX não causa granger em LnY		0.68193	0.41104
Hipótese / Análise Sobral	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	84	0.91411	0.53875
dLnTC não causa granger em LnX		133.266	0.22523
LnY não causa granger em dLnTC	84	275.954	0.00485
dLnTC não causa granger em LnY		385.893	0.00023
LnY não causa granger em LnX	85	235.985	0.01467
LnX não causa granger em LnY		228.682	0.01800
Hipótese / Análise Maracanaú	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	93	1.03186	0.38266
dLnTC não causa granger em LnX		1.08033	0.36184
LnY não causa granger em dLnTC	93	4.59420	0.00496
dLnTC não causa granger em LnY		4.38192	0.00641
LnY não causa granger em LnX	93	1.82050	0.14945
LnX não causa granger em LnY		0.60004	0.61671
Hipótese / Análise Cascavel	Obs.	Estatística	Probabilidade
LnX não causa granger em dLnTC	93	2.44266	0.06961
dLnTC não causa granger em LnX		0.47287	0.70199
LnY não causa granger em dLnTC	93	4.59420	0.00496
dLnTC não causa granger em LnY		4.38192	0.00641
LnY não causa granger em LnX	94	0.81494	0.48902
LnX não causa granger em LnY		0.91480	0.43727

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A2 - Análise da Decomposição da Variância – Fortaleza, Sobral, Maracanaú e Cascavel

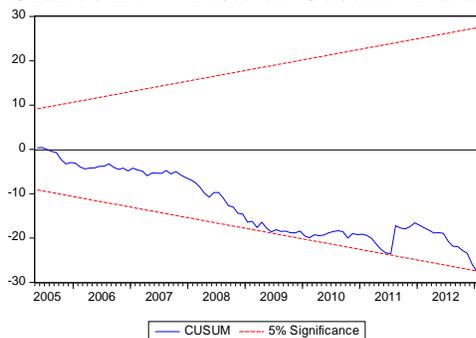
Período	LnXFortaleza	LnY	dLnTC	LnXSobral	LnY	dLnTC
1	98.15142	0.763612	1.084967	100.0000	0.000000	0.000000
2	96.28498	0.747881	2.967138	87.86880	11.10135	1.029846
3	95.88691	0.877801	3.235291	82.85891	11.07417	6.066924
4	95.72464	1.024604	3.250752	82.36561	11.40841	6.225978
5	95.60818	1.143631	3.248192	80.97784	11.66346	7.358704
6	95.52109	1.233551	3.245358	77.15582	11.40346	11.44072
7	95.45635	1.300470	3.243175	76.46989	11.25392	12.27620
8	95.40831	1.350139	3.241546	74.76725	11.58984	13.64291
9	95.37267	1.386994	3.240337	74.54247	11.81200	13.64553
10	95.34622	1.414345	3.239439	74.42149	12.04113	13.53738
11	95.32658	1.434647	3.238773	73.21231	13.24646	13.54122
12	95.31200	1.449718	3.238278	71.02887	11.14490	17.82623

Período	LnXMaracanaú	LnY	dLnTC	LnXCascavel	LnY	dLnTC
1	91.27969	7.984349	0.735958	94.94056	4.434080	0.625361
2	92.12947	5.178464	2.692064	93.46032	5.923865	0.615811
3	91.08975	5.102715	3.807530	92.99902	6.403229	0.597748
4	87.73606	7.441209	4.822732	90.94647	6.701438	2.352092
5	86.71391	8.343095	4.942995	89.55192	7.801026	2.647057
6	86.69440	8.248735	5.056862	88.85533	8.157030	2.987644
7	86.57395	8.258623	5.167429	88.42404	8.358831	3.217129
8	86.47224	8.335344	5.192415	87.97227	8.674265	3.353466
9	86.39806	8.411637	5.190305	87.61882	8.898858	3.482317
10	86.39658	8.409122	5.194296	87.40703	9.044395	3.548574
11	86.38697	8.412320	5.200706	87.23009	9.173989	3.595923
12	86.38446	8.413614	5.201930	87.07445	9.293911	3.631636

Fonte: Elaboração Própria

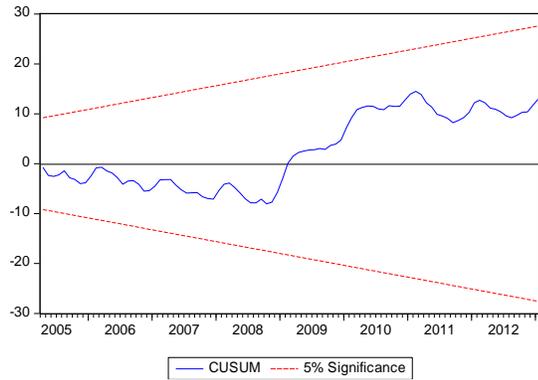
Anexo B – Teste de Cusum

Gráfico B1 - Teste de Cusum - Fortaleza



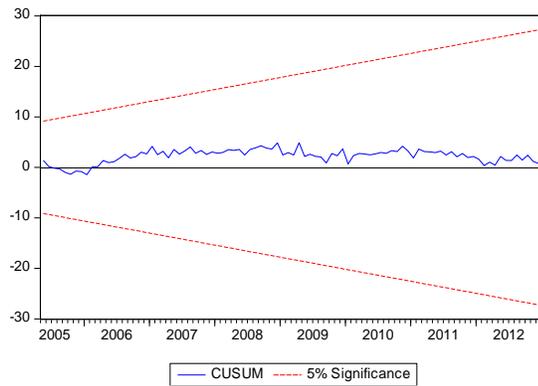
Fonte: Elaboração Própria

Gráfico B2 - Teste de Cusum - Sobral



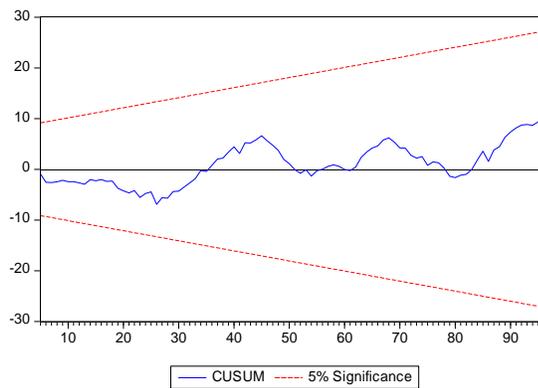
Fonte: Elaboração Própria

Gráfico B3 - Teste de Cusum - Maracanaú



Fonte: Elaboração Própria

Gráfico B4 - Teste de Cusum - Cascavel



Fonte: Elaboração Própria