

# FLUXO DE EXPORTAÇÕES DO ESTADO DO CEARÁ ENTRE 1997-2009: uma análise a partir dos Vetores Autorregressivos

*Antônio Bruno Mota Pereira<sup>1</sup>  
Wellington Ribeiro Justo<sup>2</sup>  
Áydano Ribeiro Leite<sup>3</sup>*

**RESUMO:** O objetivo deste trabalho é analisar o fluxo de exportações do estado do Ceará no período compreendido entre os anos de 1997 a 2009 através dos Vetores Autorregressivos. Os resultados mostram que o setor exportador cearense possui uma grande capacidade de recuperação a curtíssimo prazo de choques provenientes de mudanças na conjuntura econômica internacional, levando em torno de seis a sete meses para retornar ao equilíbrio original após um choque. Ademais, a velocidade de recuperação do setor exportador da economia cearense deve-se ao fato de que a pauta exportadora do estado é predominantemente composta por bens de consumo não duráveis que, por natureza, apresentam demanda inelástica, corroborando assim, na formação de um “colchão” anticíclico

---

<sup>1</sup> Bacharel em Ciências Econômicas, aluno da Pós-graduação em Administração Financeira da Universidade Regional do Cariri. E-mail: antoniobruno12@hotmail.com.

<sup>2</sup> Doutor em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, professor associado do curso de Economia da Universidade Regional do Cariri. E-mail: justowr@yahoo.com.br

<sup>3</sup> Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba, professor assistente do curso de Economia da Universidade Regional do Cariri. E-mail: economistaaydano@yahoo.com.br

para o setor devido à menor perda de receitas em tempos de crise, em contraposição ao que ocorria em períodos passados.

**Palavras-chave:** Ceará. Vetores Autorregressivos. Exportações. Comércio exterior.

**ABSTRACT:** The aim of this study is to analyze the flow of exports from the state of Ceará in the period between the years 1997 to 2009 through the Vector Autoregressive. The results show that the export sector of Ceará has a great resilience to short-term shocks from changes in international economic situation, taking around six to seven months to return to the original equilibrium after a shock. Moreover, the speed of recovery of the export sector of the economy of Ceará, due to the fact that the export basket of the state is predominantly composed of consumer goods nondurable goods which are by nature inflexible. Corroborating thus the formation of a “cushion” for counter-cyclical sector due to lower revenue loss in times of crisis, in contrast to what happened in the colonial period.

**Keywords:** Ceará. Vector Autoregressive. Exports. Foreign trade.

## INTRODUÇÃO

Desde o período colonial até os dias de hoje as exportações no âmbito do mercado brasileiro apresentaram, ao longo do tempo, modificações acentuadas em sua composição. Tais mudanças decorrem de sofrerem, no decorrer dos tempos, uma modificação acentuada em sua estrutura. Tais mudanças decorrem do fato de que houve alterações na questão da variabilidade da demanda internacional ou das suas variáveis correlacionadas, como alterações da política de comércio exterior, alterações da legislação tributária relativa ao comércio exterior, formação de blocos econômicos regionais etc. As mudanças decorrem também da implementação de um mercado exportador nacional, subdividido em segmentos regionais especializados na exportação de um tipo de pauta específica. No caso brasileiro, as regiões Norte, Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste.

A existência de tal nível de especialização entre as diversas regiões brasileiras não decorre somente das vantagens comparativas inerentes a cada uma, mas também das relações inter-regionais entre as mesmas. Tal fato torna-se evidente na região Nordeste. Segundo Rosa e Alves (2001, p. 62-63):

Todavia, a própria dinâmica da industrialização brasileira exigia, cada vez mais, o fornecimento de insumos cujos preços e produtividade fossem condizentes com uma economia que se expandia e ampliava a demanda de insumos. Como os produtores nordestinos não foram capazes de acompanhar esta dinâmica e a própria região Sudeste caminhava a passos largos para substituir as importações nordestinas por produtos locais, restringiu-se paulatinamente a participação do nordeste no abastecimento de tais produtos, tornando-se o Sudeste mais produtivo e competitivo em relação aos bens antes atendidos pelo comércio inter-regional. Dessa forma, a Região foi pouco a pouco, sendo deslocada do mercado nacional.

Ainda de acordo com Rosa e Alves (2001), tal política de substituição de importações fez com que o Nordeste passasse a ter restrições a suas importações do exterior, substituindo-as por importações provenientes de outras regiões do Brasil, tornando-se assim um fornecedor líquido de divisas para o nosso país, principalmente para o Sudeste.

Já em relação à economia do estado do Ceará, Guimarães Neto (1989 apud ROSA; ALVES, 2001) afirma que o Ceará historicamente está marcado fortemente pelos traços da região Nordeste. Ou seja, a economia cearense tende a ser um elemento complementar ao centro dinâmico da economia brasileira (que no caso é a região Sudeste do país), possuindo também a característica de fornecedor líquido de divisas para o Brasil.

Frente à importância do setor exportador cearense na captação de divisas do exterior, foram realizados estudos aos quais tinham por finalidade: analisar o desempenho do setor exportador cearense frente ao mercado externo – como o realizado por Gomes e Reis (2001) –, ou analisar o impacto de variáveis econômicas selecionadas sob o nível de exportações do estado em determinados setores específicos, como é o caso de Silva, Cartaxo e Almeida (2004). No entanto, verificou-se a inexistência de um estudo empírico específico acerca de como se comportam as variáveis macroeconômicas componentes do comércio exterior cearense, frente a grandes oscilações não previstas da conjuntura econômica internacional, bem como a interação entre as mesmas de modo a se restabelecerem ao equilíbrio original.

A observação do volume exportado, da taxa de câmbio e da renda mundial ao longo do tempo pode auxiliar a captar o comportamento

do comércio exterior cearense frente a tais situações. Essas informações podem ser úteis para dirigir a ação dos produtores e pesquisadores, bem como auxiliar o governo estadual na adoção de políticas públicas com destinação a regulação do mercado externo.

Conforme o exposto, o presente estudo tem por objetivo principal a análise do comportamento das exportações cearenses utilizando o modelo (Vetor Autorregressivo) (VAR) de modo a captar os impactos contemporâneos das variáveis determinantes do setor exportador do estado. Para tanto, utilizam-se séries mensais referentes ao valor exportado, taxa de câmbio e renda mundial, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009.

## FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A seção a seguir traz de forma sintética a fundamentação teórica que respalda o modelo utilizado nas estimações.

### A TEORIA NEOCLÁSSICA DO LIVRE COMÉRCIO NA VISÃO DE HECKCHER-OKLIM

A teoria do comércio internacional, associada à política e concepções clássicas, chegava ao seu apogeu com os postulados ricardianos. A lógica das vantagens comparativas na teoria neoclássica do comércio internacional é representada pelo modelo de Heckcher-Oklim. A principal contribuição deste modelo constitui-se em

Uma elegante discussão sobre os fundamentos do conceito de vantagens comparativas e os ganhos do comércio exterior, baseada nas diferenças entre dotações domésticas dos fatores de produção e na diferença na intensidade do uso dos fatores na produção de diferentes produtos em países distintos. (GONÇALVES, 1998, p.14)

Observa-se que o pressuposto básico do modelo mostra que as vantagens comparativas de um país estabelecem-se a partir da dotação de fatores na economia. Além disto, refuta-se a teoria do valor-trabalho e introduz-se a teoria do valor-utilidade, onde os agentes econômicos são racionais e maximizadores de preferência. São ainda pressupostos do modelo: a inexistência de mobilidade internacional dos fatores de produção, de onde se explica a diferença dos custos e preços internacionais; a homogeneidade

nas tecnologias de produção entre países, onde a tecnologia e as funções de produção são dadas; retornos constantes de escala e concorrência perfeita.

Um exemplo do modelo pode ser descrito da seguinte forma: dois países, A e B, produzem bens X e Y utilizando tecnologias distintas. O país A é escasso com relação ao fator trabalho, mas possui o fator capital com relativa abundância. O preço do bem intensivo em trabalho (fator escasso) no país A é relativamente mais caro do que no país B. Por outro lado, o preço relativo do bem intensivo em capital é mais barato. Desta forma, o país A deverá exportar produtos intensivos em capital e importar aqueles que possuem intensidade do fator trabalho. Com isso, a liberalização da economia, segundo o modelo, dá-se de acordo com a variação de preços entre os países A e B, devido a diferenças na dotação de fatores. Com a abertura comercial ocorre uma mudança nos preços relativos, havendo uma tendência de equalização dos mesmos, com ganhos de comércio para todos os países envolvidos nas trocas comerciais.

O teorema Heckcher-Oklin pode ser resumido da seguinte forma: o país exporta produtos intensivos do fator abundante no mercado doméstico e esta abundância pode ser verificada quando o país possui um estoque deste fator superior aos estoques internacionalmente existentes. As relações de comércio devem ser mantidas com países que possuem dotações distintas de fatores e a validade do teorema depende de mais duas premissas, equilíbrio da balança comercial e utilização da mesma tecnologia de produção entre os países para determinação do padrão de comércio. (FONSECA, 2004)

O teorema de Heckcher-Oklin foi testado empiricamente em 1953, pelo economista russo Leontief, tentando aplicar o modelo à economia americana. O autor constatou que os EUA importavam bens com intensidade de capital, seu fator de produção com maior abundância, e exportavam bens com intensidade do fator trabalho, contrapondo-se a ideia básica do teorema. Este trabalho do economista russo ficou conhecido, a partir de então, como o “paradoxo de Leontief”. A partir das contribuições de Heckcher-Oklin foram derivados mais dois teoremas importantes. Os mesmos podem ser resumidos da seguinte forma, conforme Fonseca (2004):

- Teorema de Stolper-Samuelson: O aumento do preço de um bem intensivo em capital provoca a elevação na remuneração do capital e queda na remuneração do trabalho, onde se observa a existência de uma relação direta do preço do bem com a remuneração dos fatores.

- Teorema de Rybczynski: defende a existência de uma relação direta entre a quantidade produzida do bem e a dotação do fator intensivo na produção daquele bem, pois, se por qualquer razão esta dotação aumenta, mantido fixo o preço do bem, as quantidades produzidas deverão ser aumentadas.

Alguns autores trabalham com a reformulação do modelo original, a partir da existência de dois países com graus distintos de desenvolvimento e nos quais os fatores de produção utilizados são o trabalho qualificado e o trabalho menos qualificado. (WOOD, 1997) O que se opõe em questão, a partir desta preposição, são as diferenças qualitativas educacionais que interferem na remuneração do fator mão de obra entre países centrais e aqueles que estão em processo de desenvolvimento. Assim, os países centrais detentores do trabalho qualificado devem exportar bens com intensidade neste fator. Nestes países, o aumento relativo do preço do bem intensivo em mão de obra mais qualificada ocorre após abertura do comércio. A consequência posterior deste fato é o estímulo à produção de bens intensivos em mão de obra menos qualificada, proporcionando um fomento à remuneração relativa à mão de obra menos qualificada.

## A CRÍTICA E ANÁLISE DE VINER

Entre os autores e teóricos do livre comércio que teceram críticas à teoria de Heckcher-Oklim, destaca-se o economista Viner. (MOREIRA; CORREIA, 1996) Na sua obra intitulada *The customs union issue*, lançada na década de 1950, sobre a integração econômica, Viner (1951) aponta duas questões fundamentais, que não foram levadas em conta na elaboração do teorema de Heckcher-Oklim. A primeira diz respeito à determinação de preços e a segunda está relacionada às economias de escala, base de seu trabalho. Com relação à primeira questão, Viner (1951) não admite a determinação de preço com base nos pressupostos neoclássicos ou marginalistas, visto que por esta análise são desprezados fatores essenciais que exercem forte influência na eficiência da produção dos países. Dentre esses fatores, destacam-se como principais os aspectos culturais e sociólogos, além das condições naturais. Sobre a segunda questão, Viner (1951) observa, no teorema anteriormente citado, a ausência dos ganhos de escala proporcionados pela abertura comercial.

No seu trabalho explicita-se favoravelmente a eliminação das barreiras comerciais entre países, com enfoque nas economias de escala resultantes do processo de abertura comercial. Defendia, também, a união alfandegária

num determinado bloco comercial entre países. Sobre isto, exemplifica da seguinte forma:

- Uma união alfandegária entre dois países A e B provocando a eliminação das barreiras comerciais entre ambos.
- Um desses países terá de exportar o produto de menor custo médio (CME) e importar os produtos aos quais os custos são elevados internamente.
- De forma semelhante trabalha o país que mantém laços comerciais com o mesmo, onde a redução dos custos médios de produção amplia os ganhos de escala. Por fim, este traria o bem-estar a cada país membro de um determinado bloco comercial.

A principal contribuição de Viner foi o suporte a arcabouço que o seu trabalho deu nas formulações das concepções da nova teoria internacional do comércio.

## METODOLOGIA

Na seção a seguir será apresentado o modelo a ser estimado. As variáveis utilizadas assim como a fonte dos dados.

## FONTE DOS DADOS

Para a estimação do modelo especificado serão utilizadas séries de tempo mensais entre o período de jan/1997 a dez/2009 das seguintes variáveis: valor total exportado de bens pelo estado do Ceará (em mil US\$),<sup>4</sup> retirado do Sistema Gerenciador de Séries Temporais – Módulo Público do Banco Central do Brasil; índice da taxa de câmbio efetiva real,<sup>5</sup> extraído do Ipeadata, mensurado como medida da competitividade das exportações brasileiras, calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil, considerando o total de participações de cada com base no ano de 2001 utilizando como medida da inflação nacional o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e o valor das importações mundiais (em

---

<sup>4</sup> A variável referente às exportações totais do estado do Ceará será denominada *expcealog*.

<sup>5</sup> A variável Taxa de Câmbio Efetiva Real será denominada *taxcamlog*.

bilhões de dólares)<sup>6</sup> como *proxy* da renda mundial, obtida também no sistema Ipeadata, sendo proveniente das estatísticas do Fundo Monetário Internacional (FMI). Todas as variáveis em nível serão logaritmizadas para a aplicação do modelo.

## VETOR AUTORREGRESSIVO

Dada a fragilidade no tratamento dado aos estudos entre variáveis na forma de equações simultâneas, causada pela inserção de variáveis no modelo para solucionar o problema de identificação do mesmo, Sims (1980) propôs uma abordagem alternativa que, além de conseguir tratar várias séries no modelo, mensuraria o impacto das inovações sobre as variáveis contidas no sistema. Esta abordagem ficou conhecida como processo de Vetores Autorregressivos.

Segundo Maia (2002) e Justo e Lima (2006), este método de análise multivariado pode ser descrito na sua forma primitiva simples da seguinte maneira:

$$y_t = b_{10} + b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$z_t = b_{20} + b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2)$$

Onde,  $y_t$  e  $z_t$  podem representar o comportamento de duas séries diferentes, respectivamente, no tempo  $t$ ;  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são ruídos brancos. Este sistema apresenta que a variável  $y_t$  pode ser expressa como função da sua autorregressividade e da variável  $z_t$  no tempo contemporâneo e na sua defasagem. Da mesma forma, o sistema apresenta que a variável  $z_t$  pode ser expressa como função da sua autorregressividade e da variável  $y_t$  no tempo contemporâneo e na sua defasagem.

As equações (1) e (2) formam o sistema que relaciona  $y_t$  e  $z_t$ . As mesmas podem ser representadas num formato matricial chamado VAR estrutural. Formalmente,

$$\begin{vmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix} \quad (3)$$

ou

$$B_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

<sup>6</sup> A variável Importação Mundial será representada por *immunlog*.

$$B = \begin{vmatrix} 1 & b_2 \\ b_2 & 1 \end{vmatrix}; \quad x_t = \begin{vmatrix} y_t \\ z_t \end{vmatrix}; \quad \Gamma_0 = \begin{vmatrix} b_0 \\ b_2 \end{vmatrix}; \quad \Gamma_1 = \begin{vmatrix} \gamma_1 & \gamma_2 \\ \gamma_2 & \gamma_2 \end{vmatrix}; \quad e_t = \begin{vmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{vmatrix}.$$

Pré-multiplicando todo sistema pela inversa de B, tem - se:

$$B^{-1}B_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (5)$$

tal que a inversa de B seja,

$$B^{-1} = \begin{vmatrix} \frac{1}{1-b_2} & \frac{b_2}{1-b_2} \\ \frac{b_2}{1-b_2} & \frac{1}{1-b_2} \end{vmatrix}$$

Sims (1980) destaca que os termos de erro são funções de inovações, que podem ser dados por:

$$B^{-1}\varepsilon_t = \begin{vmatrix} \frac{1}{1-b_2} & \frac{b_2}{1-b_2} \\ \frac{b_2}{1-b_2} & \frac{1}{1-b_2} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{vmatrix} \quad (6)$$

Assim, os termos de erro seriam compostos pelas inovações  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$ , que se apresenta num VAR(1) como segue:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (7)$$

Onde,  $v = B^{-1}\Gamma_0$ ;  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ ; e  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ ;  $x_t$  é um vetor (nx1) que contém as variáveis presentes no modelo;  $v$  é um vetor (nx1) de interceptos;  $A_1$  é uma matriz (nxn) de coeficientes; e  $e_t$  é um vetor (nx1) de erros, que são ruído branco.

A generalização do modelo autorregressivo de ordem um, VAR (1), para um modelo autorregressivo de ordem superior, VAR(p), pode ser apresentado da seguinte forma:

$$x_t = v + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t, \text{ onde } p = 1, 2, 3 \dots \quad (8)$$

Onde  $x_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) que contém as variáveis presentes no modelo;  $v$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de interceptos;  $A_i$  é uma matriz ( $k \times k$ ) de coeficientes; e  $e_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de erros, formados pelas inovações tanto de  $y_t$  e  $z_t$  e  $\varepsilon_{y_t}$  e  $\varepsilon_{z_t}$ , respectivamente. O erro  $e_t$  possui média zero, variância constante e não são correlacionados serialmente. Enquanto que a covariância entre as inovações  $\varepsilon_{y_t}$  e  $\varepsilon_{z_t}$  é diferente de zero, ou seja,  $\text{COV}(\varepsilon_{y_t}; \varepsilon_{z_t}) \neq 0$ .

É a partir da verificação da existência de uma correlação entre as inovações de cada série que Sims (1980) destaca a possibilidade da mensuração do impacto de uma variável sobre outra. A questão sobre o impacto de um choque sobre uma ou mais variáveis pode ser visto pela transformação de um processo de Vetores Autorregressivos, VAR, em um processo de vetores de médias móveis, VMM. Respeitada a condição de estabilidade e de invertibilidade, este processo de transformação gerará a função impulso-resposta, proporcionando assim, uma forma de analisar um impacto de choque sobre uma série em questão. Além disso, poderá ser feita a análise de decomposição do erro de previsão, que destacará o impacto de  $y_t$  e  $z_t$  e vice-versa, garantindo assim, um resultado que destacará a direção de causalidade entre as séries.

Formalmente, pode-se representar um processo VAR, descrito na equação (7), na forma de um processo VMM da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ a_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ a_2 & a_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Representando as médias de  $y_t$  e  $z_t$  por  $\bar{y}$  e  $\bar{z}$ , respectivamente, considerando a expressão em termos de choque e aplicando a condição de estacionaridade, obtém-se a seguinte representação matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ a_2 & a_1 \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Pela equação (10), verifica-se a relação existente entre as variáveis postas no modelo com os termos de erro associados a elas, cujo vetor é dado como segue:

$$\begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} = \frac{1}{1 - b_2 b_2} \begin{pmatrix} 1 & -b_2 \\ -b_2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{y_t} \\ \varepsilon_{z_t} \end{pmatrix} \quad (11)$$

Combinando as equações (10) e (11), obtém-se:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{pmatrix} + \frac{1}{1 - b_2 b_2} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_1 & a_2 \\ a_2 & a_2 \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} 1 & -b_2 \\ -b_2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{y_t} \\ \varepsilon_{z_t} \end{pmatrix} \quad (12)$$

Substituindo  $\phi_i = \frac{A_1^i}{1 - b_2 b_2} \begin{pmatrix} 1 & -b_2 \\ -b_2 & 1 \end{pmatrix}$  em (12),

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \phi_1(i) & \phi_2(i) \\ \phi_2(i) & \phi_2(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{y_{t-1}} \\ \varepsilon_{z_{t-1}} \end{pmatrix} \quad (13)$$

ou

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (14)$$

Desta forma, tem-se a representação de um VAR em um VMM. Os coeficientes  $\phi_i$  na equação (13) representarão a função impulso-resposta. Eles darão o impacto causado por choques ocorridos nas inovações  $\varepsilon_{y_t}$  e  $\varepsilon_{z_t}$  sobre  $y_t$  e sobre  $z_t$ .

## RESULTADOS E DISCUSSÕES

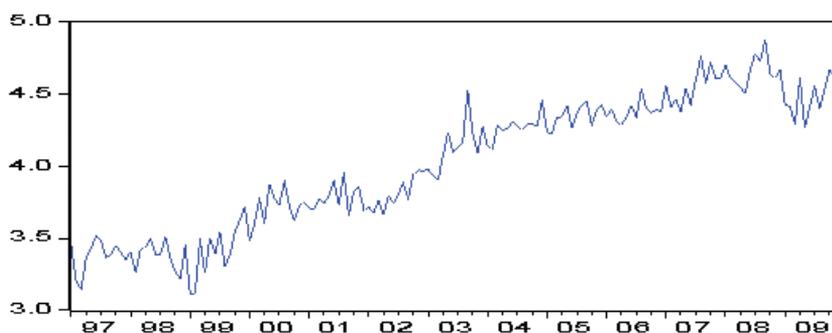
A análise das séries de tempo neste presente estudo contemplou as seguintes etapas: visualização gráfica das variáveis, aplicação de testes de raiz unitária, teste de cointegração, teste de causalidade, determinação do número de defasagens do modelo, estimação dos parâmetros do modelo (VAR), determinação da Função Impulso Resposta e da decomposição da variância do erro de previsão.

Primeiramente, faz-se a análise gráfica das séries em estudo com a finalidade de verificar a existência de quebras estruturais no intervalo de

valores referentes a cada variável a ser utilizada no modelo. A presença destas distorce os resultados de um dos testes de raiz unitários mais utilizados na literatura econômica, que é o de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), bem como viesando o resultado dos demais tipos de testes para este fim, como o de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Desse modo, torna-se indispensável à detecção de tal fator, bem como de sua correção, para que os resultados se tornem válidos.

Observando a série *expcealog* abaixo (Gráfico 1), verifica-se que a mesma se comporta em todo o seu intervalo de valores seguindo uma tendência crescente, não ocorrendo assim quebra estrutural e apresentando a característica da estacionariedade, pois a mesma se comporta como uma tendência determinística.

Gráfico 1 - Exportações Totais de Bens do Estado do Ceará em nível logaritmizada, de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2009



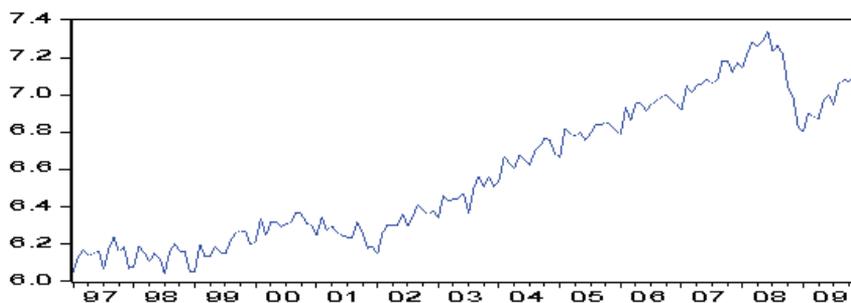
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos Dados do Banco Central do Brasil (2011).

Ao verificar também a variável *impmunlog* (Gráfico 2) classificada para os fins desta pesquisa como *proxy* da renda mundial, observa-se que ela também possui características inerentes a uma tendência determinística estacionária, porém com a presença de um *outlier*<sup>7</sup> de mudança de nível em meados do ano de 2008 em decorrência da deflagração da crise hipotecária norte-americana, que provocou um enorme impacto a nível do comércio exterior internacional. Dada tal situação, muito embora tenha ocorrido uma queda acentuada nas importações mundiais, não significou

<sup>7</sup> Segundo Margarido (2001), o termo usado para a presença de observações consideradas discrepantes no interior de uma série de tempo é chamado de *outliers*. Entre os vários efeitos provocados pela existência de *outliers* nas séries, destacam-se a mudança em seu nível – a qual pode ser abrupta ou suave – e alterações na trajetória de sua tendência.

uma mudança de tendência nos dados, de modo a descaracterizar a existência de quebra estrutural.

Gráfico 2 - Importações Mundiais em nível logaritmizada, de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2009

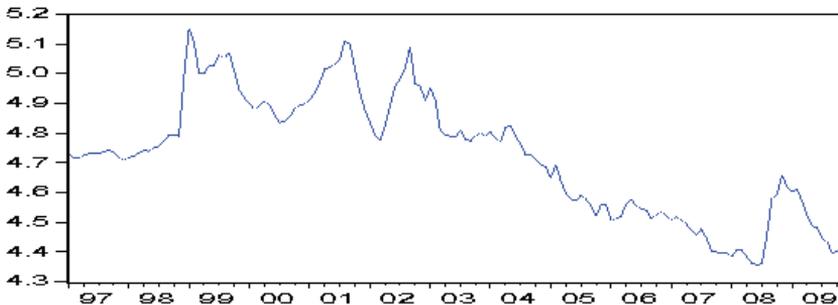


Fonte: Elaborado pelos autores com base nos Dados do Banco Central do Brasil (2011).

Quando partimos para os valores referentes à variável *taxcamlog* (Gráfico 3), nota-se inicialmente que até um determinado espaço de tempo a série possui um tipo de volatilidade controlada (até meados do início de janeiro de 1999), e posteriormente adquire uma volatilidade turbulenta, acompanhada de uma forte mudança na função tendência da mesma, ocorrendo assim uma quebra estrutural.

A justificativa para tal alteração de comportamento relativa ao câmbio real efetivo se verifica principalmente pela mudança do regime cambial brasileiro de taxas administradas para taxas flutuantes, em consequência à implantação do regime de metas para a inflação em janeiro de 1999. Esta política visava controlar a inflação através da política monetária, tornando a taxa de juros (Selic) como variável exógena de intervenção governamental, para controlar o estoque endógeno de moeda em circulação na economia.

Gráfico 3 - Taxa de Câmbio Efetiva Real em nível logaritmizada, de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2009



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos Dados do Banco Central do Brasil (2011).

Como foi detectada para a variável relativa ao câmbio real efetivo a presença de uma quebra estrutural, a mesma será devidamente tratada quando forem realizados os teste de raiz unitária para os dados.

Após a análise gráfica das variáveis em estudo, o próximo passo para a estimação do modelo autorregressivo é a realização do teste de raiz unitária para a verificação da estacionariedade dos dados.

Para fins deste estudo foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado, utilizando como critério de determinação do número de defasagens o Critério de Informação de Schwartz (CIS) para detectar a presença de raiz unitária nas variáveis objeto de estudo. A obtenção da defasagem ótima foi feita de forma automática pelo *software* Eviews 5.0 ao qual fixa um parâmetro inicial máximo para a determinação das defasagens temporais.

Os resultados dos referidos testes para as variáveis *expcealog* e *impmunlog* encontram-se especificados a seguir (Tabelas 1 e 2):

Tabela 1 - Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a variável exportações totais de bens do estado do Ceará logaritimizada para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009.

Variável	Valor Calculado	Valor Tabelado <sup>1</sup> (1% 5% 10%)
<i>Expcealog</i>	-1,2017	(-3,4733 -2,8803 -2,5768)*
	-2,9323	(-4,0191 -3,4394 -3,1441)**
	1,8591	(-2,5801 -1,9429 -1,6153)***
<i>D(Expcealog)</i>	-15,0288	(-3,4733 -2,8803 -2,5768)*
	-14,9934	(-4,0191 -3,4394 -3,1441)**
	-14,7470	(-2,5801 -1,9429 -1,6153)***

Fonte: Elaborados com dados da Pesquisa.

\* teste com constante e sem tendência.

\*\* teste com constante e tendência.

\*\*\* teste sem constante e sem tendência.

<sup>1</sup> Valores de MacKinnon (1996).

A Tabela 1 mostra o resultado do teste ADF para a série referente às exportações totais de bens do estado do Ceará em logaritmo. Para a variável em nível, verifica-se que tanto o teste sendo realizado com constante e sem tendência, com constante e tendência e sem constante e tendência, o valor da estatística calculada é sempre maior do que os valores tabelados aos níveis de 1,5 e 10% de significância, concluindo pela existência de raiz unitária na série em nível.

Quando tomamos a primeira diferença das exportações, pode-se observar um resultado contrário ao anterior. Para o teste com constante e sem tendência, com constante e tendência e sem constante e tendência, o valor calculado está bem abaixo dos respectivos valores críticos em todos os níveis de significância, concluindo assim pela não existência de raiz unitária na série em primeira diferença, ou seja, a mesma é integrada de ordem 1, I(1).

Verificando a Tabela 2, a qual explicita os resultados do teste ADF para as importações mundiais em logaritmo, verifica-se que, em nível, tal variável possui uma raiz unitária. Tal conclusão é proveniente do fato de que nas três modalidades do teste o valor calculado é sempre maior que o tabelado, para todos os níveis de significância estatística.

Ademais, em primeira diferença, constata-se que no modelo estimado com constante e sem tendência não existe raiz unitária a 5% de significância, pois nele o valor calculado é menor que o tabelado (no limite); em relação ao modelo com constante e tendência, nele não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária, devido ao valor calculado ser maior que a tabela em todos os níveis de significância, e no sem constante e sem

tendência, também se afirma a rejeição da hipótese nula a 5% (como no primeiro caso). Postos tais resultados, o teste evidencia que a série é estacionária em primeira diferença, ou I(1).

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado para a variável importações mundiais logaritimizada para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009

Variável	Valor Calculado	Valor Tabelado <sup>1</sup> (1% 5% 10%)
<i>Impmunlog</i>	-0,9223	(-3,4768 -2,8818 -2,5776)*
	-2,5156	(-4,0239 -3,4417 -3,1454)**
	1,3317	(-2,5813 -1,9430 -1,6152)***
<i>D(Impmunlog)</i>	-2,8973	(-3,4768 -2,8818 -2,5776)*
	-2,8992	(-4,0239 -3,4417 -3,1454)**
	-2,5331	(-2,5813 -1,9430 -1,6152)***

Fonte: Elaborado com dados da Pesquisa.

\* teste com constante e sem tendência.

\*\* teste com constante e tendência.

\*\*\* teste sem constante e tendência.

<sup>1</sup> Valores de MacKinnon (1996).

Tendo em vista a ocorrência de quebra estrutural nos valores da série referente à Taxa de Câmbio Efetiva Real, referente à mudança na política econômica a partir de janeiro de 1999, adotou-se o modelo *Additive Outlier* (AO<sup>8</sup>) tipo 2, o qual capta a mudança abrupta de nível da variável conjuntamente com alteração de sua respectiva tendência.

Conforme a Tabela 3, o respectivo teste, como o valor calculado para o teste de raiz unitária com quebra estrutural de Perron (-3,47) é superior aos valores tabelados aos níveis de significância de 1, 5 e 10%, a hipótese nula de que tal série possui raiz unitária não pode ser rejeitada, de modo que a mesma é I(1).

Tendo em vista que todas as variáveis do modelo são integradas de ordem um, quer dizer I(1), o próximo passo é verificar se tais séries possuem uma relação de longo prazo entre si, ou seja, se as mesmas são cointegradas.

Para a detecção da existência de tais vetores cointegrantes, foi realizado o teste de cointegração de Johansen, ao qual o resultado encontra-se a seguir.

<sup>8</sup>Ao se detectar a presença de *outliers*, em primeiro lugar, é necessário identificar qual sua categoria, para posteriormente aplicar a análise de intervenção. Existem quatro categorias de *outliers*. O tipo de *outlier* considerado o mais simples é o *additive outlier* (AO). (MARGARIDO, 2001)

Tabela 3 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural de Perron para a variável Taxa de Câmbio Efetiva Real logaritimizada para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009, modelo *Additive Outlier* caso 2

Variável	Parâmetro	Estimativa <sup>1</sup>	Teste t <sup>2</sup>
Taxcamlog	Intercepto ( $\mu$ )	4,6949	139,0219 <sup>3</sup>
		(0,0337)	
	Tendência ( $\beta$ )	0,0049	1,9544 <sup>4</sup>
		(0,0025)	
Dummy1 <sup>5</sup>	DU	0,2555	6,5708 <sup>3</sup>
		(0,0388)	
Dummy2 <sup>6</sup>	DT	-0,0102	-4,0535 <sup>3</sup>
		(0,0025)	
Teste (ADF) sobre os resíduos	$\alpha$	Teste t( $\alpha$ ) <sup>7</sup> = -3,4733	

Para  $\lambda$ <sup>8</sup> = 0,2 o valor crítico em nível de 10%, 5% e 1% para a estatística t( $\alpha$ ) corresponde respectivamente a: -3,66; -3,99 e -4,65.

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

<sup>1</sup> Erro padrão entre parênteses.

<sup>2</sup> Teste t convencional.

<sup>3</sup> Significativo ao nível de 1%.

<sup>4</sup> Significativo ao nível de 5%.

<sup>5</sup> Dummy do tipo step que representa a mudança abrupta do intercepto da função tendência dos dados.

<sup>6</sup> Dummy que capta a mudança de inclinação da função tendência.

<sup>7</sup> As tabelas com os valores críticos de t( $\alpha$ ) encontram-se em Perron (1989).

<sup>8</sup>  $\lambda = \frac{Tb}{T} \lambda = \frac{Tb}{T}$ , onde T é o número total de observações; logo,  $\lambda$  representa a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série.

De acordo com o resultado exposto na Tabela 4, que mostra o teste a partir da análise da estatística do traço, verifica-se a não existência de vetores de cointegração para as séries em estudo. O valor da estatística calculada para a hipótese nula da não existência de nenhum vetor cointegrante é menor do que o seu valor tabelado ao nível de 5% de significância.

Tabela 4 - Teste de cointegração de Johansen para a estatística do traço das variáveis exportações totais de bens do estado do Ceará, importações mundiais e taxa de câmbio efetiva real logaritimizadas para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009

H0	H1	Autovalor	Estatística do Traço	Valor Crítico a 5%
$r=0$	$r \leq 1$	0,097499	24,79563	29,79707
$r \leq 1$	$r \leq 2$	0,054903	9,407767	15,49471
$r \leq 2$	$r \leq 3$	0,006231	0,937594	3,841466

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

A mesma conclusão pode ser retirada no âmbito da estatística de máximo autovalor na Tabela 5. Para a hipótese nula da não existência de vetores de cointegração, observa-se que a estatística calculada é menor do que a tabelada a 5% de significância, denotando assim a aceitação da mesma.

Tabela 5 - Teste de cointegração de Johansen para a estatística de máximo autovalor das variáveis exportações totais de bens do Estado do Ceará, do Brasil (2011). Importações mundiais e taxa de câmbio efetiva real logaritimizadas para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2009

H0	H1	Autovalor	Estatística do Máximo Autovalor	Valor Crítico a 5%
$r=0$	$r \leq 1$	0,097499	15,38786	21,13162
$r \leq 1$	$r \leq 2$	0,054903	8,470173	14,26460
$r \leq 2$	$r \leq 3$	0,006231	0,937594	3,841466

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

Dada a não existência de cointegração no modelo ( $r=0$ ), o mesmo apresenta *rank* nulo, ou seja, não existe estacionariedade e nem cointegração entre as variáveis em estudo. Neste caso, Bueno (2008) afirma que o VAR deve ser estimado nas primeiras diferenças.

Antes da determinação do modelo, é de suma importância determinar as relações de causalidade que eventualmente possam existir entre as séries, de modo que se possa determinar a ordem de entrada das variáveis na estimação do vetor autorregressivo. A Tabela 6 mostra os resultados do teste de causalidade de Granger para as séries em estudo.

Tabela 6 - Teste de causalidade de Granger para as séries das exportações totais de bens do Ceará, importações mundiais e a taxa de câmbio efetiva real logaritimizadas entre janeiro de 1997 a dezembro de 2009

Hipótese Nula	Número de Observações	Estatística F	Prob
$D(Impmunlog)$ não Granger-causa $D(Expcealog)$	152	6,09757	0,00286
$D(Expcealog)$ não Granger-causa $D(Impmunlog)$		2,84893	0,06111
$D(Taxcamlog)$ não Granger-causa $D(Expcealog)$	152	3,21383	0,04304
$D(Expcealog)$ não Granger-causa $D(Taxcamlog)$		1,77690	0,17278
$D(Taxcamlog)$ não Granger-causa $D(Impmunlog)$	152	1,36894	0,25760
$D(Impmunlog)$ não Granger-causa $D(Taxcamlog)$		3,51707	0,03221

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

Conforme o teste realizado para as primeiras diferenças das variáveis, temos que, ao nível de 5% de significância, foram identificadas três causalidades unidirecionais entre as mesmas: tanto as importações mundiais (*proxy* da renda mundial) quanto a taxa de câmbio efetiva real causam no sentido Granger as exportações do estado do Ceará, bem como as importações mundiais também causam no sentido Granger a taxa de câmbio real efetiva.

Após a determinação das relações de causalidade das séries, o último passo para a estimação do vetor autorregressivo é a definição do número ótimo de defasagens ou *lags* a serem utilizados para rodar o modelo. Para tal finalidade, serão utilizados tanto os critérios de informação de Akaike e Schwartz, quanto a estatística do logaritmo de máxima verossimilhança.

De acordo com a Tabela 7, os respectivos critérios de seleção utilizados reportaram duas situações distintas: tanto o teste realizado com a estatística do logaritmo de máxima verossimilhança (LR) quanto o critério de informação de Akaike (CIA), definem que a melhor defasagem é a sexta, sendo que pelo critério de Schwartz (CIS) a defasagem a ser escolhida é a primeira. Diante de tal impasse, a decisão acerca da ordem ótima foi tomada com base no critério da parcimônia, pelo qual prioriza a utilização no menor número possível de defasagens. Assim, o modelo será estimado na primeira defasagem.

Tabela 7 - Seleção do número de defasagens do modelo VAR ( $p$ ) para a determinação das relações entre exportações totais de bens do Ceará, importações mundiais e a taxa de câmbio efetiva logaritimizadas no período compreendido entre janeiro de 1997 a dezembro de 2009

Defasagens	LR <sup>1</sup>	AIC	SIC
VAR(1)	92,19301	-7,929340	-7,684112*
VAR(2)	30,70107	-8,026923	-7,597774
VAR(3)	15,93368	-8,020795	-7,407725
VAR(4)	18,11587	-8,033717	-7,236726
VAR(5)	5,062435	-7,949371	-6,968459
VAR(6)	30,86945*	-8,069150*	-6,904317
VAR(7)	10,01400	-8,026620	-6,677867
VAR(8)	10,45737	-7,989757	-6,457083

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

<sup>1</sup> Teste efetuado ao nível de 5% de significância.

\*Indica ordem de seleção do modelo pelo critério.

O primeiro passo na análise dos resultados do modelo consta em determinar o quanto, em termos percentuais, a variância de uma determinada variável pode ser explicada pelas demais séries componentes do sistema. Na Tabela 8 temos a decomposição da variância do erro de previsão para as exportações totais do Ceará. Pode-se verificar que no decorrer do período em análise (dez meses à frente) que o percentual de explicação das variáveis se mantém estável a partir do quarto mês e estabilizando-se no décimo mês. Observa-se que além das exportações cearenses serem praticamente determinadas pela sua própria variância (89,73%), a renda mundial exerce maior influência (8,53%) do que a taxa de câmbio real efetiva (1,72%) na determinação do valor exportado pelo estado.

Tabela 8 - Decomposição da variância do erro de previsão da variável exportação total de bens do estado do Ceará logaritimizada, em relação à exportação total de bens do Ceará, as importações mundiais e a taxa de câmbio efetiva real logaritimizadas entre janeiro de 1997 a dezembro de 2009

Variável	Período	Erro Padrão	$D(Expcealog)$	$D(Impmunlog)$	$D(Taxcamlog)$
$D(Expcealog)$	1	0,114809	100,0000	0,000000	0,000000
	2	0,133951	91,71575	6,480618	1,803635
	4	0,137535	89,79788	8,474953	1,727165
	6	0,137597	89,73638	8,537803	1,725815
	8	0,137597	89,73595	8,538212	1,725833
	10	0,137597	89,73595	8,538213	1,725834

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

No que diz respeito à variância da renda mundial, conforme a Tabela 9, evidenciada pela sua *proxy*, além dela ser praticamente explicada por si mesma (94,10%), nota-se que os principais determinantes desta série são, na ordem, as exportações totais de bens do estado do Ceará (5,64%), seguido da taxa de câmbio efetiva real (0,24%). A ínfima participação do câmbio na renda mundial deve-se ao fato que essa taxa serve apenas como um índice de troca das diversas unidades monetárias internacionais, não agregando valor ao rendimento mundial.

Tabela 9 - Decomposição da variância do erro de previsão da variável importações mundiais logaritimizada, em relação à exportação total de bens do Ceará, as importações mundiais e a taxa de câmbio efetiva real logaritimizadas entre janeiro de 1997 a dezembro de 2009

Variável	Período	Erro Padrão	<i>D(Expcealog)</i>	<i>D(Impmunlog)</i>	<i>D(Taxcamlog)</i>
<i>D(Impmunlog)</i>	1	0,059949	4,803846	95,19615	0,000000
	2	0,061741	4,967138	94,81402	0,218843
	4	0,061997	5,614658	94,13897	0,246376
	6	0,062014	5,647187	94,10592	0,246897
	8	0,062014	5,647527	94,10558	0,246896
	10	0,062014	5,647527	94,10558	0,246896

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

Em relação à Tabela 10, à variância da taxa de câmbio efetiva real, muito embora as suas oscilações sejam praticamente explicadas pela mesma (95,53%), observa-se que o principal determinante desta variável é a renda mundial (4,22%), seguido das exportações totais do estado (0,24%). Tal resultado evidencia uma tendência no período em estudo de que a determinação da taxa de câmbio é mais influenciada pelo fluxo de importações do que de exportações dos países. A justificativa para tal conclusão provém do fato de que a renda mundial (aqui representada pelas importações mundiais) movimentava-se de um modo bem mais flexível que as exportações, devido à atual financeirização do capital existente. Isto é, sendo a maior parcela da renda do mundo concentrada nos ganhos do mercado financeiro, de modo que qualquer oscilação do mesmo provocará mudanças significativas no mercado de divisas.

Tabela 10 - Decomposição da variância do erro de previsão da variável taxa de câmbio efetiva real logaritimizada, em relação à exportação total de bens do Ceará, as importações mundiais e a taxa de câmbio efetiva real logaritimizadas entre janeiro de 1997 a dezembro de 2009

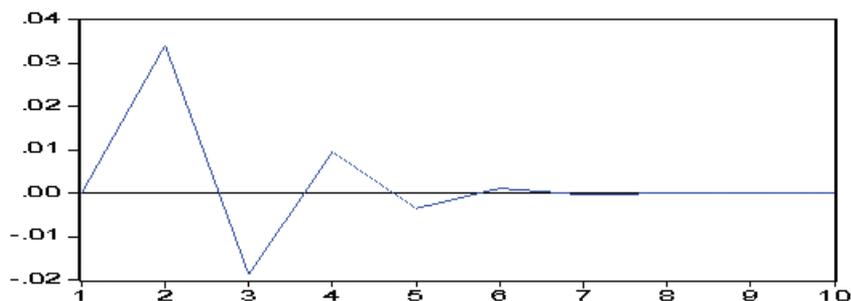
Variável	Período	Erro Padrão	$D(Expcealog)$	$D(Impmunlog)$	$D(Taxcamlog)$
$D(Taxcamlog)$	1	0,038023	0,073140	0,184232	99,74263
	2	0,040735	0,118340	4,194537	95,68712
	4	0,041032	0,237933	4,216790	95,54528
	6	0,041038	0,243176	4,222096	95,53473
	8	0,041038	0,243246	4,222279	95,53448
	10	0,041038	0,243246	4,222282	95,53447

Fonte: Elaborado com base nos dados da Pesquisa.

Após a análise da decomposição da variância das séries em estudo, o próximo passo da análise de resultados remonta-se a verificar como uma determinada variável se comporta, dado um choque não antecipado de outras variáveis existentes no sistema, bem como a sua trajetória de ajuste ao seu equilíbrio original. Para a realização de tal diagnóstico, será utilizada a função impulso-resposta das séries em estudo.

Observando-se o Gráfico 4, dado um choque não antecipado nas importações mundiais (ou seja, na renda mundial), as exportações cearenses sofrem uma alta no segundo mês após o choque, sendo seus efeitos rapidamente amortecidos nos meses subsequentes, estabilizando-se em seu equilíbrio original sete meses após o impulso original.

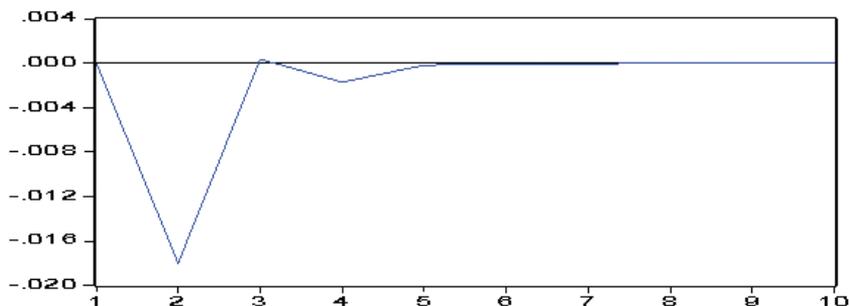
Gráfico 4 - Função impulso-resposta das exportações totais de bens do estado do Ceará logaritimizada em primeira diferença, dado um choque das importações mundiais logaritimizada e diferenciada



Fonte: Elaborado a partir dos resultados das estimações do VAR.

Dado um choque não antecipado na taxa de câmbio efetiva real, conforme se observa no Gráfico 5, as exportações totais de bens do estado do Ceará apresentam inicialmente uma grande queda devido a incerteza instalada no mercado de divisas após tal oscilação inesperada, o que faz com que os exportadores mantenha seus estoques no país, esperando uma melhora na situação cambial. Após o segundo mês, as exportações praticamente voltam ao seu nível inicial, com algumas pequenas oscilações, estabilizando-se no sexto mês após o choque.

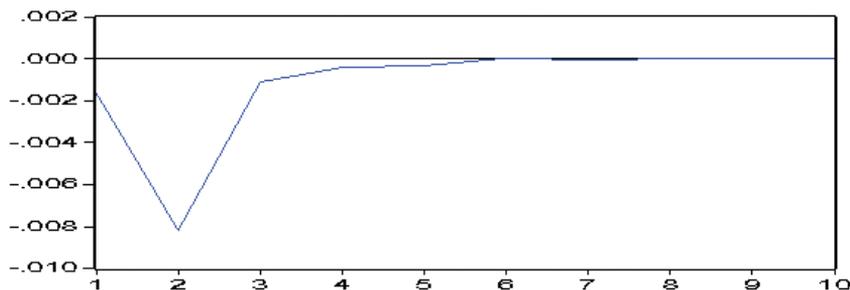
Gráfico 5 - Função Impulso Resposta das exportações totais de bens do estado do Ceará logaritmizada em primeira diferença, dado um choque da taxa de câmbio efetiva real logaritmizada em primeira diferença



Fonte: Elaborado a partir dos resultados das estimações do VAR.

No Gráfico 6 percebe-se que, dado um choque não antecipado nas importações mundiais (renda mundial), a taxa de câmbio apresenta inicialmente uma brusca valorização da mesma no segundo mês após o choque, tendo em vista que, ao elevar-se a renda mundial os exportadores teriam um maior incentivo para lançar seus produtos para o exterior, assim como os importadores teriam um maior poder aquisitivo para adquiri-los. Resultando assim, num aumento do valor exportado pelo país e gerando uma entrada substancial de divisas no mercado cambial, o que pressiona a sua respectiva taxa para baixo. Porém, tal efeito é praticamente absorvido no terceiro mês, e estabilizando-se no sexto mês.

Gráfico 6 - Função impulso-resposta da taxa de cambio efetiva real logaritmizada e diferenciada, dado um choque das importações mundiais logaritmizada em primeira diferença



Fonte: Elaborado a partir dos resultados das estimações do VAR.

## CONCLUSÃO

O presente artigo teve como finalidade principal realizar a análise do comportamento do fluxo exportador do estado do Ceará no período compreendido entre os meses de janeiro de 1997 a dezembro de 2009.

Os resultados demonstram que o setor exportador cearense possui uma grande capacidade de recuperação a curtíssimo prazo, de choques provenientes de mudanças na conjuntura econômica internacional, levando em torno de seis a sete meses para retornar ao equilíbrio original. Bem como evidenciaram, conforme os resultados expostos pelo teste de causalidade, a existência de uma relação unidirecional em que a renda mundial causa a taxa de câmbio efetiva real que posteriormente afeta as exportações cearenses, evidenciando assim, um papel ainda mais importante da renda mundial como determinante das exportações do estado.

Em relação à velocidade de recuperação do setor exportador da economia cearense, a mesma pode ser explicada pelas próprias características do seu setor. Observando-se a evolução da pauta de exportadora cearense em termos absolutos, a partir de meados do início da década de 90, nota-se um aumento no volume exportado de bens de consumo não duráveis, como a castanha de caju e as frutas. Tais bens possuem uma característica econômica intrínseca a eles: a sua inelasticidade. Tal característica, aliada a um grande percentual de participação destes produtos na pauta, que em 2009 chegou a alcançar 68,36% da mesma, corrobora na formação de um “colchão” anticíclico para o setor, devido à menor perda de receitas em tempos de crise, em contraposição ao que ocorria no período colonial.

Posto isto, se torna importante salientar a possível existência de um curioso *trade-off* entre termos de troca (proveniente da teoria das vantagens comparativas de Ricardo) e grau de proteção a choques externos.

## REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. 2011. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 20 fev. 2011.
- BUENO, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- FONSECA, M. B. *A abertura comercial e o comportamento da demanda de importações brasileira de 1990 a 1996*. 2004. 198 f. Tese (Doutorado) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco, 2004.
- GOMES, T. C. L.; REIS, J. N. P. A Inserção da Economia Cearense no Comércio Internacional no Período 1970 a 1994. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, n. 4, p. 932-949, out./dez. 2001.
- GONÇALVES, R. et al. *A nova economia internacional: uma perspectiva brasileira*. Rio de Janeiro: Campus, 1998.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. *Banco de Dados*. 2011. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 1 fev. 2011.
- JUSTO, W. R.; LIMA, R. C. Common Economic Cycles of the Three Largest Economies of the Brazilian Northeast States: Bahia, Ceará, and Pernambuco. *Social Development Issues*, Arlington, TX, v. 28, n. 3, 2006.
- MAIA, S. F. *Modelos de vetores auto-regressivos: uma nota introdutória*. Maringá, PR: EDUEM, 2002. (Texto para discussão n.º 60)
- MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 9-22, abr. 2001.
- MOREIRA, M. M.; CORREIA, P.G. Abertura comercial e indústria: o que se pode esperar e o que se vem obtendo. Rio de Janeiro: BNDES, 1996. (Texto para discussão n.º 49).
- PERRON. P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 75, n. 6, p.1361-1401, 1989.

\_\_\_\_\_. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. *Cointegration for the applied economist*. New York: ST. Martin's Press, 1994. p. 113-146.

ROSA, A. L. T.; ALVES, F. F. *Efeitos da Globalização Sobre a Economia Cearense*. Fortaleza: IPLANCE, 2001.

SILVA, M. N. A.; CARTAXO, L.; ALMEIDA, C. S. *Causalidade, Co-Integração e Transmissão de Preços do Coco Seco no Estado do Ceará*. 2004. Disponível em: <[www.sober.org.br/palestra/12/01P053.pdf](http://www.sober.org.br/palestra/12/01P053.pdf)> . Acesso em: 18 fev. 2010.

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

Viner, J. *International Economics*. Glencoe, Illinois: Free Press, 1951.

WOOD, A. Openness and wage inequality in developing countries: the Latin American Challenge to east Asian conventional wisdom Oxford, Oxford University Press. *The World Bank Economic Review*, v. 11, n. 1, p. 33-57,1997.