



**GOVERNO DO  
ESTADO DO CEARÁ**  
*Secretaria do Planejamento  
e Gestão*

**IPECE**

**Textos  
para Discussão**

**Nº 103 - Janeiro / 2014**

**EFEITOS DA TAXA DE CÂMBIO E DA RENDA  
MUNDIAL SOBRE AS EXPORTAÇÕES CEARENSES  
DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS**

**José Freire Júnior  
Witalo de Lima Paiva**

## GOVERNO DO ESTADO DO CEARÁ

Cid Ferreira Gomes – Governador

Domingos Gomes de Aguiar Filho – Vice Governador

## SECRETARIO DO PLANEJAMENTO E GESTÃO (SEPLAG)

Eduardo Diogo – Secretário

## INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Flávio Ataliba F. D. Barreto – Diretor Geral

Adriano Sarquis B. de Menezes – Diretor de Estudos Econômicos

Régis Façanha Dantas – Diretor de Estudos Sociais

### IPECE Textos para Discussão - nº 103 - Janeiro de 2014

#### Equipe Técnica

José Freire Júnior

Witalo de Lima Paiva

O Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) é uma autarquia vinculada à Secretaria do Planejamento e Gestão do Estado do Ceará.

Fundado em 14 de abril de 2003, o IPECE é o órgão do Governo responsável pela geração de estudos, pesquisas e informações socioeconômicas e geográficas que permitem a avaliação de programas e a elaboração de estratégias e políticas públicas para o desenvolvimento do Estado do Ceará.

#### Missão

Disponibilizar informações geosocioeconômicas, elaborar estratégias e propor políticas públicas que viabilizem o desenvolvimento do Estado do Ceará.

#### Valores

Ética e transparência;

Rigor científico;

Competência profissional;

Cooperação interinstitucional e

Compromisso com a sociedade.

#### Visão

Ser reconhecido nacionalmente como centro de excelência na geração de conhecimento socioeconômico e geográfico até 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (IPECE)

Av. Gal. Afonso Albuquerque Lima, s/nº - Edifício SEPLAG, 2º Andar

Centro Administrativo Governador Virgílio Távora – Cambéba

Tel. (85) 3101-3496

CEP: 60830-120 – Fortaleza-CE.

[ouvidoria@ipece.ce.gov.br](mailto:ouvidoria@ipece.ce.gov.br)

[www.ipece.ce.gov.br](http://www.ipece.ce.gov.br)

## Sobre a Série Textos para Discussão

A Série **Textos para Discussão** do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE) tem como objetivo a divulgação de estudos elaborados ou coordenados por servidores do órgão, que possam contribuir para a discussão de temas de interesse do Estado. As conclusões, metodologia aplicada ou propostas contidas nos textos são de inteira responsabilidade do(s) autor(es) e não exprimem, necessariamente, o ponto de vista ou o endosso do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE, da Secretaria de Planejamento e Gestão ou do Governo do Estado do Ceará.

## Nesta Edição

O objetivo desse trabalho é conhecer a influência do câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de produtos industrializados, principalmente as elasticidade-câmbio e elasticidade-renda mundial de curto e longo prazo. Para obter os resultados esperados, foram empregados métodos de séries de tempo, teste de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, vetor de correção de erros (VEC), função impulso-resposta, decomposição da variância dos erros de previsão e teste de causalidade de Granger. O período escolhido abrange os trimestres entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010 compreendendo 44 observações. Os resultados indicam que as séries apresentam raízes unitárias, são todas integradas de ordem um em nível e apresentam uma relação de longo prazo, de acordo com o teste de cointegração de Johansen. Os coeficientes dos modelos estimados apresentaram resultados compatíveis com a teoria econômica quando tratados na forma de elasticidades, e os resultados mostraram, também, a influência do câmbio e, em especial, da renda mundial sobre as exportações de bens industriais.

**Palavras-chave:** Ceará, Exportação, Indústria, Câmbio, Modelo VAR.

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO.....</b>	<b>02</b>
<b>2. BREVE HISTÓRICO.....</b>	<b>03</b>
<b>3. REVISÃO DA LITERATURA.....</b>	<b>07</b>
<b>4. METODOLOGIA.....</b>	<b>08</b>
4.1. MODELO VAR.....	08
4.2. ORIGEM DOS DADOS.....	10
<b>5. RESULTADOS E DISCUSSÕES.....</b>	<b>11</b>
<b>6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>18</b>
<b>7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>19</b>

# 1. INTRODUÇÃO

Em 2010, Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010) elaboraram um estudo dedicado a melhor entender o comportamento das exportações cearenses de calçados. Naquele ano, motivados pela importância da produção calçadista para indústria e para as exportações do Estado e pelas repercussões da crise internacional iniciada em 2008, os autores buscaram dimensionar os impactos que as variações na taxa de câmbio e na renda mundial exerciam sobre o valor exportado em calçados pelo Estado, considerando os anos de 1996 a 2009.

No atual trabalho, o objetivo e as motivações seguem o trabalho anterior, mas agora a atenção se volta para o total das exportações industriais do Ceará. Favorecidos pelo crescimento das vendas de calçados, os produtos industrializados ganharam importância nas exportações cearenses, ampliando a sua participação e a agregação de valor ao total exportado pelo Estado.

Assim, como no trabalho anterior, o interesse aqui é quantificar o impacto que as variações na taxa de câmbio e na renda mundial exercem sobre as vendas cearenses de bens industrializados ao exterior. O período em estudo considera os anos de 2000 a 2010, que também é marcado por alterações importantes no câmbio e pela crise econômica de 2008 que afetou, em especial, importantes mercados consumidores dos produtos cearenses.

Dimensionar a sensibilidade das exportações cearenses dos bens industriais à taxa de câmbio e à renda mundial permite entender melhor como estas variáveis se relacionam. Com isso, amplia-se o conhecimento sobre a economia cearense e o conjunto de informações disponíveis para tomada de decisão, principalmente em momentos de instabilidade macroeconômica.

O estudo está dividido em outras cinco seções além desta introdução. A etapa dois faz uma breve análise descritiva dos comportamentos da taxa de câmbio no Brasil, das exportações cearenses e mundiais, utilizada como *proxy* para renda mundial. As seções três e quatro são dedicadas à revisão da literatura e à apresentação da metodologia, respectivamente. A seção cinco aborda os resultados e as discussões pertinentes. Por fim, a seção seis traz as considerações finais.

## 2. BREVE HISTÓRICO

Em 2000, as exportações cearenses de produtos industrializados foram de US\$ 424,8 milhões, representando à época 59,2% do total exportado pelo Ceará, que foi de US\$ 717,9 milhões. No mesmo ano, as exportações de produtos básicos somou US\$ 293,1 milhões, resultando em uma participação de 40,8%.

Na maior parte dos anos que compõem a década em estudo, as exportações industriais cearense apresentaram crescimento na comparação ano a ano. Como resultado, em 2010, as exportações de produtos industrializados alcançaram a marca de US\$ 849,5 milhões, um aumento de 100,0% em relação ao ano 2000. No mesmo período, as exportações totais cresceram 76,8% e atingiram a soma de US\$ 1,3 bilhão, ao passo que a venda de produtos básicos foi de US\$ 373,7 milhões no último ano, uma expansão de 27,5% em relação ao início da série. Os valores são expostos na Tabela 1, a seguir.

Tabela 1 – Valor das Exportações Cearenses de Produtos Básicos e Industrializados – 2000 a 2010

Ano	Produtos Básicos		Produtos Industrializados		Exportações Totais
	Valor (US\$ milhões)	Participação no Total (%)	Valor (US\$ milhões)	Participação no Total (%)	Valor (US\$ milhões)
2000	293,1	40,8%	424,8	69,0%	717,9
2001	175,3	28,1%	448,1	39,1%	623,4
2002	197,2	36,3%	335,6	58,8%	543,9
2003	254,3	33,4%	498,7	51,0%	760,9
2004	286,0	33,3%	569,2	50,3%	859,4
2005	295,3	31,7%	628,3	47,0%	930,5
2006	288,1	30,0%	657,6	43,8%	961,9
2007	316,4	27,6%	809,3	39,1%	1.148,4
2008	339,2	26,6%	912,5	37,2%	1.277,0
2009	362,0	33,5%	700,5	51,7%	1.080,2
2010	373,7	29,4%	849,5	44,0%	1.269,5
Taxa de Crescimento (2000/2010)	27,5%	**	100,0%	**	76,8%

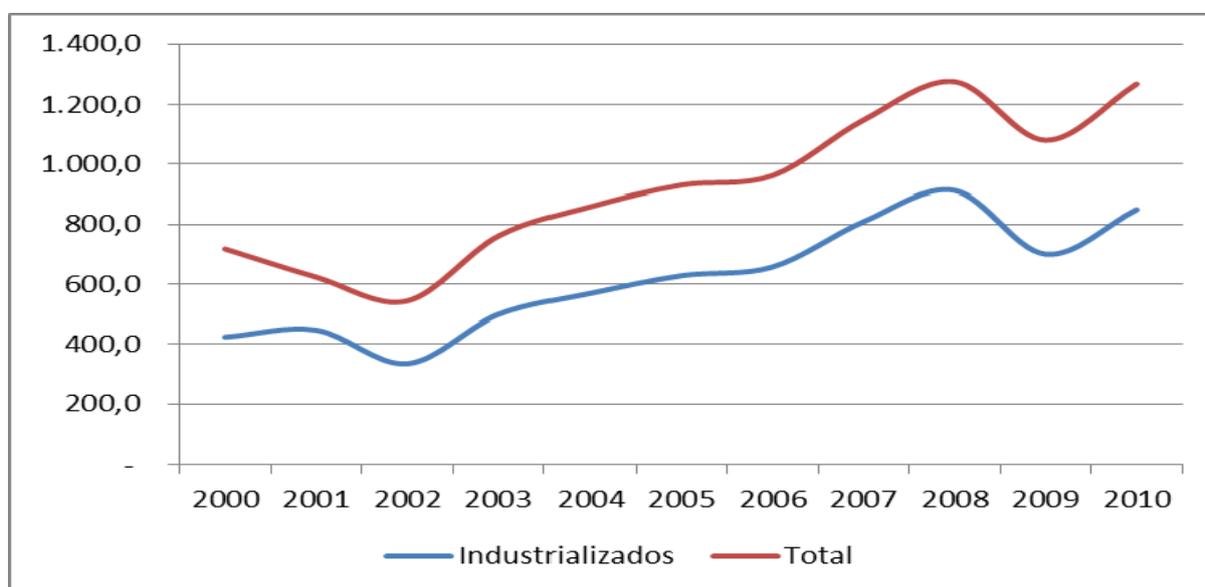
Fonte: MDIC. Elaboração própria.

Apenas nos anos de 2002 e 2009, as exportações industriais foram menores na comparação com o ano anterior, destacando-se as reduções nas vendas de manufaturados, que registraram quedas de 25,1% e 23,2%. Tais anos foram marcados por acontecimentos específicos com forte impacto no ambiente

macroeconômico, a saber, a crise energética de 2001, a crise de confiança associada às eleições presidenciais em 2002, e o agravamento da crise econômica internacional em 2009.

Em consequência, as exportações totais também apresentaram reduções em 2002 e 2009. Na verdade, para a economia cearense, o valor total exportado e o valor exportado em bens industrializados apresentaram trajetórias bastante semelhantes entre 2000 e 2010, evidenciando o papel determinante que os bens manufaturados têm para desempenho exportador do Estado (ver Tabela 1 e Gráfico 1).

Gráfico 1 – Evolução das Exportações Cearenses – Total e Bens Industrializados – 2000 a 2010 (em US\$ milhão)



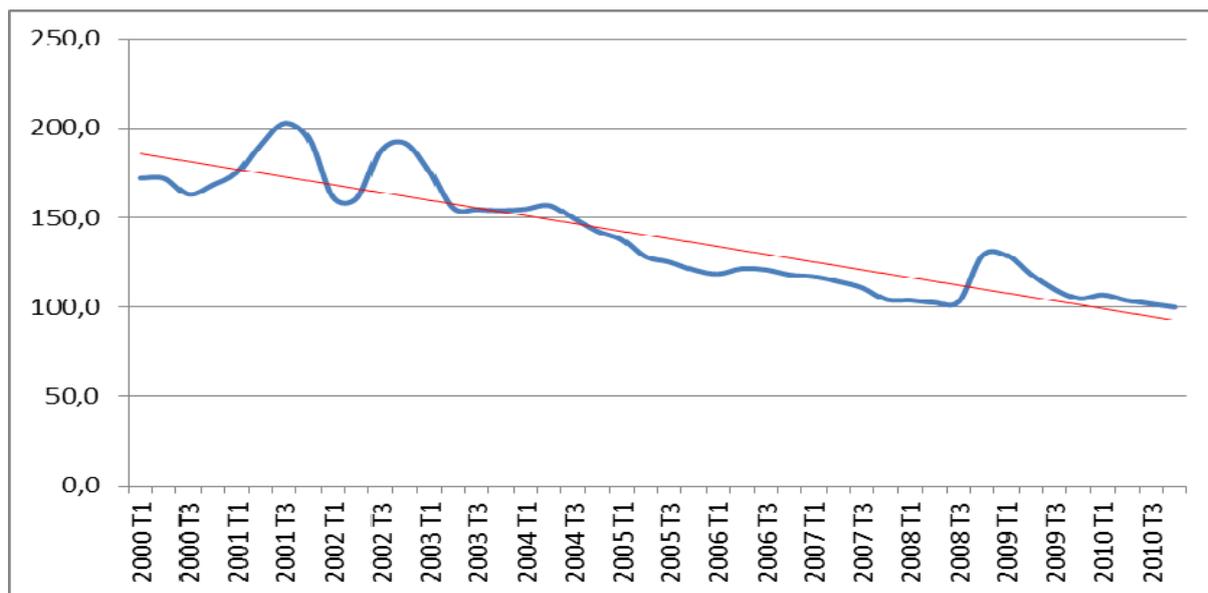
Fonte: MDIC. Elaboração própria.

A influência dos acontecimentos mencionados no ambiente macroeconômico nacional é claramente visível quando se observa a evolução da taxa de câmbio. Entre 2000 e 2010, a taxa de câmbio efetiva real<sup>1</sup> (TCER) apresentou um comportamento declinante, indicando uma clara valorização da moeda nacional. De fato, o período é marcado por uma melhora no ambiente macroeconômico nacional e um contexto internacional favorável ao país, ambos refletidos no comportamento da moeda brasileira frente à moeda de seus principais parceiros.

<sup>1</sup> A Taxa de Câmbio Efetiva Real (TCER) é calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. Detalhes adicionais são apresentados na seção que trata da Metodologia.

Apenas entre 2001 e 2002 e no final de 2008, o comportamento foi diferente e o cenário favorável passou por mudanças. Em tais anos, a moeda nacional sofreu forte desvalorização motivada pelos acontecimentos já destacados. O Gráfico 2, a seguir, traz a trajetória para TCER, observando cada trimestre entre os anos de 2000 a 2010.

Gráfico 2 – Evolução da Taxa de Câmbio Efetiva Real (índice trimestral– base 2010=100)

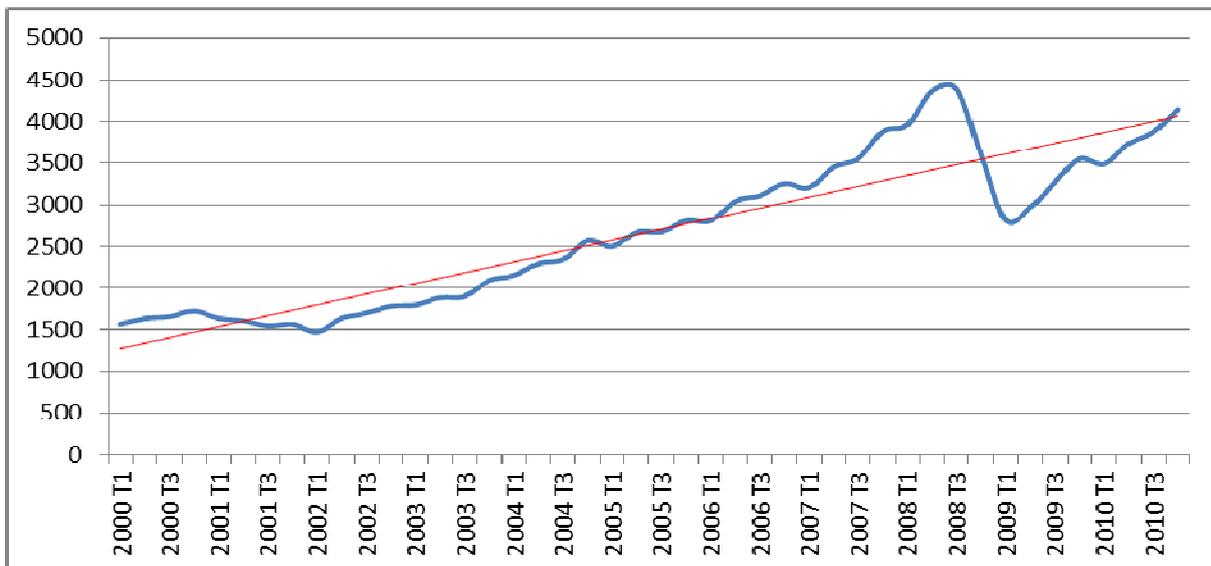


Fonte: IPEADATA. Elaboração própria.

O crescimento das exportações cearenses, seja de produtos industrializados, seja considerando o total comercializado, se deu em um contexto de valorização da moeda nacional. Embora o câmbio tenha seguido uma trajetória menos favorável às vendas cearenses, o comportamento observado foi positivo e poderia ser ainda melhor se o quadro cambial fosse diferente. De todo modo, o desempenho joga luz sobre outro componente a influenciar o comércio exterior cearense: a demanda internacional pelos produtos cearenses.

O Gráfico 3 apresenta a evolução das importações mundiais para os anos considerados. Utilizada como *proxy* da renda mundial, o comportamento do indicador fornece uma dimensão da demanda internacional.

Gráfico 3 – Evolução das Importações Mundiais –2000 a 2010 (valores trimestrais em US\$ bilhão)



Fonte: IPEADATA. Elaboração própria.

Como pode ser visto, as compras mundiais no comércio internacional foram crescentes ao longo da década. Os valores negociados saltaram de US\$ 1,5 trilhão no início de 2000 para quase US\$ 4,5 trilhões no final de 2008. Com a crise de 2008, as importações mundiais sofreram forte queda, reduzindo o volume negociado para menos de US\$ 3,0 trilhões no início de 2009. Desde então o comportamento tem sido de recuperação, mas os valores ainda são inferiores aos observados em 2008.

Diante da evolução apresentada pelas compras mundiais, fica fácil perceber que as exportações cearenses seguem uma trajetória mais próxima a esta. Tal fato sugere que a demanda mundial tem exercido maior influência sobre as vendas do Estado do que a taxa de câmbio nos anos considerados. Este quadro, no qual a demanda parece mais influente, é coerente em uma avaliação de longo prazo. Nesta, a atratividade dos produtos cearenses e a disposição dos países estrangeiros em comprá-los tende a superar os efeitos do câmbio, mais intensos no curto prazo. As estimações econométricas apresentadas nas próximas seções devem confirmar as evidências.

### 3. REVISÃO DA LITERATURA

Diversos estudos foram realizados sobre as técnicas utilizadas nas estimativas das equações de exportações e importações para o Brasil. Neste contexto, esta seção faz um breve retrospecto teórico sobre os principais trabalhos que tratam do tema.

Dentre os primeiros estudos realizados na busca de estimar equações de exportação e importação no Brasil destacam-se os de Braga e Markwald (1983) e Zini Jr. (1988). Estes estudos tinham em comum, o estabelecimento inicial da suposição de equilíbrio entre oferta e demanda e, depois, impunham uma dinâmica de desequilíbrio. Os modelos eram estimados usando-se equações simultâneas, como mínimos quadrados de três estágios, e partiam do pressuposto que as séries temporais eram estacionárias. Cabe ressaltar, porém, que essas hipóteses eram aceitas sem a necessidade de realização de testes específicos.<sup>2</sup>

Para Zini Jr. (1988) as funções de demanda e de oferta das exportações assumem que os produtos importados não são substitutos perfeitos para os bens domésticos, e que é possível estimar as elasticidades-preço finitas. Para o autor, o modelo de substitutos perfeitos só aplica-se ao comércio de bens homogêneos como as *commodities*.

Portugal (1992) estimou as equações de demanda e oferta para exportação e importação baseada nas seguintes suposições: (i) Substituição imperfeita (leve diferenciação entre produtos domésticos e estrangeiros); (ii) Preços diferenciados; e (iii) Hipótese do país pequeno (a participação do país no comércio mundial é pequena).

Com relação aos modelos citados acima usados na estimação das equações de exportações, convém salientar que eles são importantes no seu aspecto teórico, pois utilizam a teoria microeconômica como pano de fundo, ou seja, procuram determinar o equilíbrio entre demanda e oferta dos bens exportáveis, onde a variável dependente é a quantidade exportada ou algum índice *quantum* e a variável independente são os preços das exportações, sendo, para tanto, considerados seus preços médios ou algum índice de preços relacionado.

---

<sup>2</sup> Modelos com estas características foram utilizados até o final da década de 80.

No caso do presente estudo não se adota esses modelos de estimação, já que o objetivo é de buscar os resultados de uma forma mais aplicada, evitando a inclusão de muitas variáveis o que provoca redução de graus de liberdade do modelo e seu poder de explicação. O atual estudo segue os procedimentos metodológicos adotados no trabalho desenvolvido por Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010), no qual os autores buscaram dimensionar os impactos das variações na taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de calçados, considerando os anos de 1996 e 2009.

Por fim, segundo Castro e Cavalcanti (1998), apesar da grande maioria dos estudos anteriores serem geralmente baseados em índices de preço e *quantum*, e de tais índices serem preferíveis do ponto de vista teórico, a opção pelos dados em valor tem a vantagem de fornecer resultados aplicados diretamente na análise da balança comercial, além de proporcionar um período amostral mais extenso para as estimações econométricas.

## 4. METODOLOGIA

### 4.1. MODELO VAR

O modelo de Castro e Cavalcanti (1998), adotado por Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010) e neste trabalho, estima as equações para exportações e importações totais e desagregadas a partir de dados anuais para o período de 1955 a 1995. Para a estimação das equações de exportação, tem-se:

$$x = e + yw \quad (4.1)$$

Onde:

$x$  = valor real das exportações em dólares, deflacionado pelo IPA dos EUA;

$e$  = taxa de câmbio real;

$yw$  = índice das importações mundiais totais, em valor real, como *proxy* da renda mundial.

O modelo de Análise de Autoregressão vetorial (Vector Autoregression analysis – VAR), proposto por Sims (1980), defende a premissa que todas as variáveis no modelo devem ser tratadas de forma simultânea e simétrica. Nesta versão, o modelo era especificado a partir do comportamento dos dados. Porém, em

Sims (1986) valorizou-se a importância da teoria econômica no comportamento das variáveis.

O modelo VAR pode ser escrito em notação matricial, na forma:

$$Y_t = \Psi_0 + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Onde:

$Y_t$  = vetor (n x 1) autoregressivo de ordem p;

$\Psi_0$  = vetor (n x 1) de interceptos;

$\Pi_i$  = matriz de parâmetros de ordem (n x n);

$\varepsilon_t$  = termo de erro estocástico, com  $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$ .

Suponha um sistema de equações com três variáveis, xi, cr e yw, interdependentes e relacionados por uma memória auto-regressiva, neste caso o modelo VAR ficaria representado:

$$xi_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i xi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i cr_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i yw_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4.3)$$

$$cr_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \lambda_i xi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_i cr_{t-i} + \sum_{i=1}^k \pi_i yw_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4.4)$$

$$yw_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^k \theta_i xi_{t-i} + \sum_{i=1}^k \zeta_i cr_{t-i} + \sum_{i=1}^k \tau_i yw_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (4.5)$$

Onde:

xi = valor real das exportações de produtos industrializados em dólares;

cr = índice da taxa de câmbio real efetiva;

yw = renda mundial.

No modelo VAR descrito é importante observar que com sucessivas defasagens, os coeficientes estimados perdem seu poder de significância estatística, em virtude da alta multicolinearidade entre as variáveis. Porém, eles podem ser significativos pelo critério da estatística F.

## 4.2. ORIGEM DOS DADOS

Os dados utilizados neste trabalho relativos ao valor das exportações de produtos industrializados, em dólares americanos, foram extraídos do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior (MDIC/Secex), referente ao período compreendido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010, e deflacionados pelo IPA-Índice de Preços por Atacado dos EUA (Estados Unidos da América), divulgados pelo Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics (FMI/IFS), a preços constantes de dezembro de 2010. A opção em se utilizar o Índice de Preços por Atacado, ao invés de um índice de preço ao consumidor, segundo Zini (1993, P. 32, apud MARGARIDO, 2001), deve-se ao fato de que o IPA reflete a evolução dos preços de produtos industriais e agrícolas que podem ser caracterizados como comercializáveis com o resto do mundo (*tradeables*), enquanto o índice de preço ao consumidor inclui bens e serviços que estão à margem do comércio internacional (bens não-comercializáveis). Logo, define-se as exportações de produtos industrializados como  $xi = \text{Logaritmo das Exportações de Produtos Industrializados}$ ;

O índice de Taxa de Câmbio Efetivo Real (TCER) foi obtido do IPEADATA considerando como data base o período de dezembro de 2010. A variável representa uma medida da competitividade das exportações brasileiras e é calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice de Preços por Atacado oferta global (IPA-OG/FGV) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001. Assim, define-se a taxa de câmbio real como  $cr = \text{Logaritmo do Índice de Taxa de Câmbio Efetiva Real (TCER)}$ .

A Taxa de Câmbio Efetiva Real (TCER) é dada por:

$$TCER = \prod_i \left( \frac{e_i P_i}{P} \right)^{w_i} \quad (4.6)$$

Onde:

TCER = taxa de câmbio real efetiva;

$e_i$  = Taxa de câmbio nominal bilateral contra o país  $i$ ;

$P_i$  = Um índice de preços escolhido para o país estrangeiro  $i$ ;

$P$  = É o índice de preços internos (IPA-DI da FGV);

$w_i$  = o peso atribuído ao país  $i$  de tal forma que  $\sum_i w_i = 1$ .

As Importações Mundiais (YW) representam uma *proxy* da renda mundial. Seus valores foram deflacionados e transformados em Índice com base em dezembro de 2010. Os dados são divulgados pelo *International Financial Statistic/IFS* publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e obtido através do IPEADATA. A renda mundial é, então, definida como  $yw = \text{Logaritmo da Renda Mundial}$ .

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Para verificar a estacionariedade das séries e determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas, foi realizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller (ADF), com defasagens baseadas no SIC (Schwarz Information Criterion). As estatísticas  $\tau_\mu, \tau_t, \tau$  correspondem às equações com constante e sem tendência; com constante e com tendência; e, sem constante e sem tendência, respectivamente.

Os resultados apresentados na tabela 2, onde as variáveis estão em níveis, sugerem a não-estacionariedade de todas as séries ao nível de significância de 5%.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do modelo de exportações de industrializados, em níveis, primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2010.

Variáveis em Nível	$\tau_{\mu}$	Defasagens	$\tau_t$	Defasagens	$\tau$	Defasagens
xi	-1.8267	2	-3.2835	2	0.5990	2
cr	-0.3859	2	-2.8454	2	-1.4230	2
yw	-0.70104	2	-2.3241	2	1.6451	2

Fonte: Dados da pesquisa. Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

$$\tau_{\mu} = -2,8681$$

$$\tau_t = -3,4107$$

$$\tau = -1,9476$$

A tabela 3 mostra o teste ADF aplicado às variáveis em primeiras diferenças. Os resultados apontam, em todos os casos, para a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, ou seja, todas as séries são estacionárias em primeiras diferenças ao nível de significância de 5%. Este resultado constitui um forte indicativo de que as séries em nível são integradas de ordem um, I(1).

Tabela 3 – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do modelo de exportações de industrializados, em primeira diferença, primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2010.

Variáveis em Primeira Diferença	$\tau_{\mu}$	Defasagens	$\tau_t$	Defasagens	$\tau$	Defasagens
D(xi)	-3,5616*	2	-3,4925*	2	-3,5873*	2
D(cr)	-5,0963*	2	-5,0410*	2	-4,6749*	2
D(yw)	-5,2265*	2	-5,1429*	2	-4,4146*	2

Fonte: Dados da pesquisa. (\*) indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%. Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

$$\tau_{\mu} = -2,8681$$

$$\tau_t = -3,4177$$

$$\tau = -1,9451$$

Os resultados referentes aos testes de cointegração apresentados na tabela 4 indicam que a hipótese nula do teste do traço foi rejeitada, dado que o valor da estatística traço calculado foi igual a 33,83, superior ao seu valor crítico a um nível de significância de 5%, ou seja, 29,79. O mesmo pode ser observado para o teste do máximo autovalor, em que seu valor calculado (24,79) foi superior ao nível de significância de 5% (21,13). O resultado de ambos os testes mostram a indicação de pelo menos um vetor de cointegração.

Tabela 4 – Resultado do Teste de Cointegração para as variáveis  $x_i$ ,  $cr$  e  $yw$ . Primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2010.

Autovalor	Hipótese nula	Hipótese Alternativa	Teste do traço calculado	Teste do máximo autovalor calculado	Traço-valor crítico (5%)	Autovalor-valor crítico (5%)
0,445840	$r=0$	$r>0$	33,83140*	24,79268*	29,79707	21,13162
0,183156	$r<1$	$r>1$	9,03872	8,49690	15,49471	14,26460
0,012818	$r<2$	$r>2$	0,54181	0,54181	3,84146	3,841466

Fonte: Dados da pesquisa. (\*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%.

Como o teste de cointegração de Johansen constatou a presença de pelo menos um vetor de cointegração, há, conseqüentemente, um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. E, como o número de vetores de cointegração é maior que zero e menor que o número de variáveis, então, ao invés de se utilizar o modelo Auto-regressivo Vetorial (VAR), utiliza-se o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), para as estimativas das elasticidades de curto e longo prazo.

Na Tabela 5 encontra-se o primeiro vetor de cointegração, que corresponde à relação de longo prazo, no qual seus coeficientes representam a elasticidade-câmbio e a elasticidade-renda mundial, determinantes do nível de exportações de produtos industrializados. Os resultados indicam que os sinais estão corretamente especificados, mostrando uma relação direta entre as exportações industriais de calçados com a taxa de câmbio e a renda mundial, ou seja, uma desvalorização de 10% na moeda nacional (um aumento de 10% na taxa de câmbio) deve produzir, no longo prazo, uma elevação de 3,6% no nível de exportações de produtos industrializados, ao passo que um aumento de 10% na renda mundial deve corresponder, em média, um aumento de 12,9% nas exportações de produtos industrializados no longo prazo. Os resultados obtidos são significantes a 5%.

Tabela 5 – Resultados das estimações para as exportações de industrializados – 1º trimestre de 2000 ao 4º trimestre de 2010

Vetor de cointegração (irrestrito) normalizado – longo prazo		
xi	cr	yw
1,000	-0,361	-1,289
	(0,117)	(0,072)
	[-3,077]	[-17,962]

Fonte: Dados da pesquisa. Desvio-padrão entre parênteses. Estatísticas t entre colchetes.

Aproveitando os resultados obtidos por Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010), é possível comparar as elasticidades para a indústria total com as obtidas para as exportações de calçados. Assim, tem-se que as elasticidades para os bens industriais são menores do que as registrados para exportações de calçados. De fato, a elasticidade-câmbio e a elasticidade-renda mundial para as vendas externas de calçados são, respectivamente, 2,22 e 2,19 e superam os valores médio da indústria, 0,36 e 1,29, nesta ordem.

Do comparativo acima, dois pontos merecem destaque. Primeiro, as exportações de calçados são mais sensíveis do que a média dos produtos industriais destinados ao exterior, e ajustes mais intensos devem ser esperados quando de alterações na taxa de câmbio ou na dinâmica da economia mundial. Segundo, o câmbio é relativamente mais importante para o setor de calçados do que a renda mundial, quando comparada à media dos bens industriais, na qual a renda é mais influente.

A Tabela 6 trata da dinâmica do curto prazo para as exportações de bens industriais. Os resultados da estimação do modelo de correção de erro mostraram que os coeficientes estimados foram significativos a 5% e apresentaram sinais esperados. De acordo com os resultados, um aumento de 1% na taxa de crescimento do câmbio real deve produzir, no mesmo período, uma elevação de cerca de 0,13% na taxa de crescimento das exportações de produtos industrializados. No caso da renda mundial, a mesma variação acarretaria uma elevação de 0,45% no mesmo período. Assim como nas relações de longo prazo, as exportações de calçados são mais sensíveis também no curto prazo. Considerando o mesmo aumento de 1% nas variáveis, os percentuais seriam, respectivamente, de

0,61% e 0,60% de variação nas vendas de calçados. [Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010)].

Tabela 6 – Estimação da equação de curto prazo das exportação de industrializados – 2000 a 2010

Dinâmica de curto prazo						
$Dx_{it} = -0,352TCE_{t-1} + 0,65xi_{t-1} + 0,13cr_{t-1} + 0,45yw_{t-1} + 0,04S1 - 0,01S2 - 0,041S3$						
(0,110)	(0,050)	(0,040)	(0,142)	(0,042)	(0,040)	(0,040)
[-3,19]	[5,86]	[3,19]	[3,19]	[0,86]	[-0,25]	[1,03]

Fonte: Dados da pesquisa. D = primeira diferença. TCE = Termo de Correção de Erros. S1, S2 e S3 = *dummies* sazonais. (...) = representa o desvio-padrão. [...] = representa a estatística *t*.

Considerando o total das exportações industriais, o Termo de Correção de Erros (TCE) sinaliza que serão necessários 2,8 trimestres (1/0,352) para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos no longo prazo. O modelo de correção de erros (ECM) também confirmou que a sazonalidade das séries, do primeiro, segundo e terceiro trimestres se mostraram insignificantes a um nível de significância de 5%. Conclui-se, portanto, que a taxa de câmbio real e a renda mundial são variáveis às quais as exportações de industrializados respondem no curto prazo.

A função de resposta ao impulso define o efeito do choque exógeno de uma perturbação aleatória sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas. A Figura 1 mostra que quando se aplica um choque não antecipado no valor de um desvio padrão sobre a taxa de câmbio real, as exportações de industrializados reagem positivamente no primeiro trimestre e continuam crescendo. Posteriormente, a partir do décimo terceiro trimestre as exportações alcançam a estabilidade. Portanto, uma desvalorização cambial, tende a estimular a exportação de industrializados, pois, apesar dos exportadores receberem a mesma receita em termos de dólares por tonelada exportada sua receita em moeda doméstica eleva-se. Este processo tende a continuar até que a redução interna na oferta do produto eleve os preços domésticos levando a uma estabilização nas exportações dos produtos. Movimento idêntico verifica-se na aplicação de um choque não antecipado sobre a renda mundial, entretanto, neste caso, a estabilidade é alcançada em períodos mais distantes, em um processo mais demorado.

## VECM Orthogonal Impulse Responses

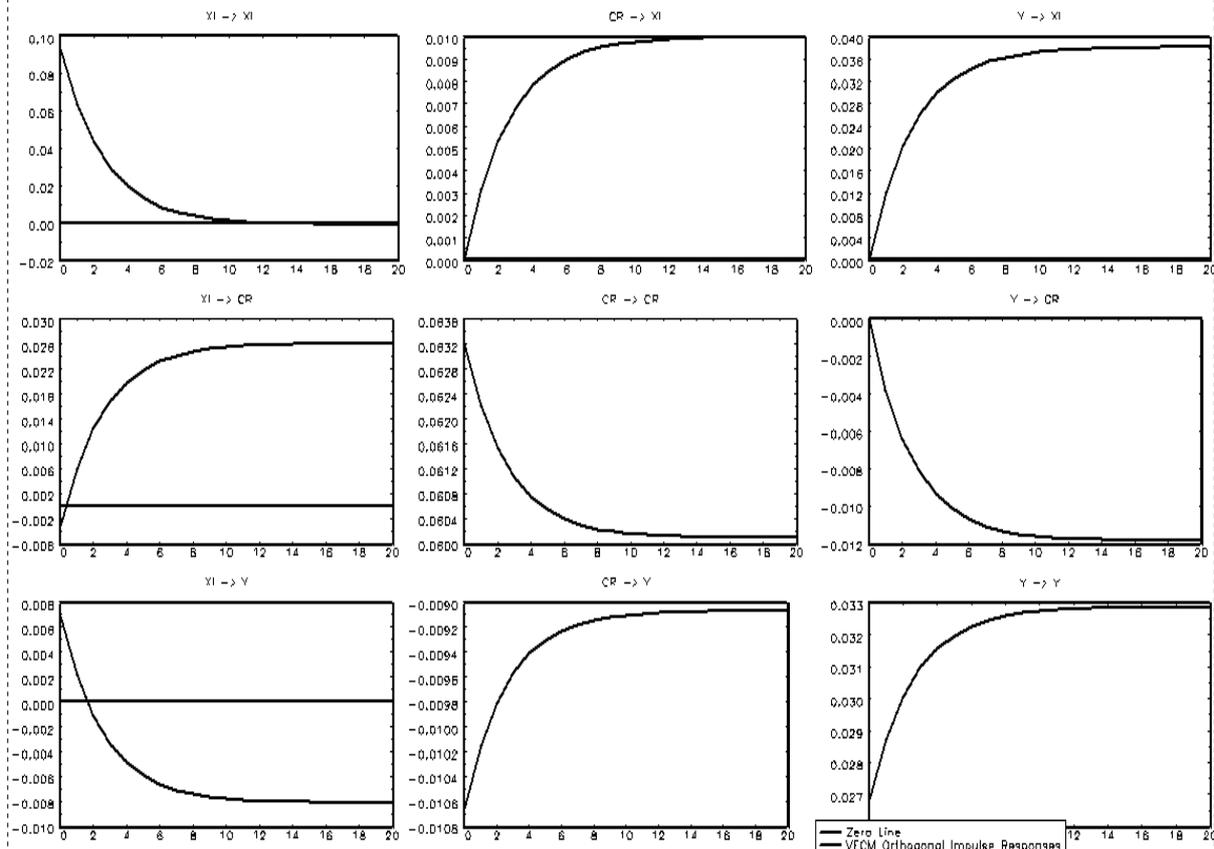


Figura 1 – Resposta das exportações de industrializados ( $x_i$ ) devido a um choque não antecipado sobre a taxa de câmbio efetiva real ( $cr$ ) e sobre a renda mundial.(Função Impulso-Resposta).

A Tabela 7 mostra os resultados relativos à decomposição da variância que fornece a participação do erro da variância (prevista), atribuída aos choques de uma determinada variável contra os choques nas outras variáveis do sistema. Supõe-se que um choque não antecipado sobre as variáveis analisadas perdure no máximo 20 trimestres. De acordo com os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para a variável  $x_i$  (exportações de industrializados) após os 20 trimestres, cerca de 40% da variância dos erros de previsão da variável  $x_i$  são atribuídas a ela, 56% à renda mundial e apenas 4% ao câmbio.

Tabela 7 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável  $xi$  em relação a  $xi$ ,  $cr$ ,  $yw$ . Primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2010.

Variável	Período	$xi$	$cr$	$yw$
$xi$	1	100	0	0
	5	87	01	12
	10	64	02	34
	15	49	03	48
	20	40	04	56

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao se analisar a decomposição da variância dos erros de previsão da variável taxa de câmbio na tabela 8, observa-se que, após um choque não antecipado sobre essa variável e decorrido 20 trimestres, cerca de 85% do comportamento dessa variável se deve a ela própria, sendo que, 12% se devem as exportações de industrializados.

Tabela 8 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável  $cr$  em relação a  $xi$ ,  $cr$ ,  $yw$ . Primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2010.

Variável	Período	$xi$	$cr$	$yw$
$cr$	1	00	100	00
	5	04	95	01
	10	09	89	02
	15	11	87	02
	20	12	85	03

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 9 observa-se que em torno de 88% é a variância do erro de previsão da variável renda mundial, decorrido 20 trimestres após o choque inicial não antecipado. Os 12% restantes estão divididos entre  $xi$  (4%) e  $cr$  (8%). Verifica-se uma participação pequena da taxa de câmbio real e das exportações de industrializados na explicação do comportamento da renda mundial.

Tabela 9 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável  $yw$  em relação a  $xi$ ,  $cr$ ,  $yw$ . Primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2010.

Variável	Período	$xi$	$cr$	$yw$
$Yw$	1	05	13	82
	5	02	10	88
	10	03	08	89
	15	04	08	88
	20	04	08	88

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 10 traz os resultados dos testes de causalidade de Granger, realizado para verificar o grau de relacionamento entre as variáveis do modelo. Partindo-se da hipótese nula de que não há causalidade entre as variáveis, os resultados apresentados mostram que as exportações de bens industriais não afetam o comportamento da taxa de câmbio real e da renda mundial, o que é comprovado pelo resultado do p-valor (0,81) que não rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5%. Por outro lado, as variáveis taxa de câmbio e renda mundial influenciam o comportamento das exportações de produtos industrializados, ou seja, *cr* e *yw* “causa no sentido Granger”. A hipótese nula de que *cr* e *yw* não causam *xi* ao nível de significância de 5% é rejeitada. O sentido de causalidade é unidirecional, indicando que quando a taxa de câmbio real sofre uma desvalorização, as exportações da indústria cearense tornam-se mais baratas e, portanto, mais competitivas, aumentando suas exportações.

Tabela 10 – Resultados dos testes de causalidade de Granger para as variáveis exportações de industrializados, taxa de câmbio real e renda mundial. primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2010.

Teste	Hipótese nula	Teste $\chi^2$	Graus de liberdade	p-valor
1	<i>xi</i> não causa-granger <i>cr</i> e <i>yw</i>	0,21	2	0,8139
2	<i>cr</i> e <i>yw</i> não causa-granger <i>xi</i>	7,84	2	0,0006

Fonte: Dados da pesquisa.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou analisar o impacto do câmbio e da renda mundial sobre as exportações de produtos industrializados do Ceará no período de 2000 a 2010, utilizando métodos de séries de tempo. O resultado do teste de cointegração indicou a existência de pelo menos um vetor de cointegração, levando a não rejeição da hipótese de que as variáveis são cointegradas, portanto, não rejeitamos a hipótese de que existe um relacionamento de equilíbrio de longo prazo entre as séries.

Com relação à estimação das elasticidades do câmbio e da renda mundial de longo prazo, observou-se que as exportações de industrializados são sensíveis às alterações nestas variáveis. O mesmo ocorre quando se considera as elasticidades de curto prazo. Em ambos os casos, as exportações respondem de modo mais intenso às alterações na renda mundial.

As estimações atestam que as exportações de produtos industrializados respondem bem às variações no câmbio e, em especial, na renda mundial. Tais resultados conferem ao crescimento das economias internacionais um papel preponderante na determinação do desempenho exportador da indústria cearense.

A disposição do mercado externo em comprar o produto local se mostrou mais importante do que os preços praticados. Ampliar a competitividade dos produtos comercializados, mantendo o interesse dos mercados em adquiri-los é a estratégia para assegurar melhores resultados no longo prazo.

## **7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

ANDREWS, D. W. K. **Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point**. *Econometrica*, n. 61, p. 821-856.

BACCHI, M. R. P. BARROS, G. S. C.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**: Texto para discussão nº 865, Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L.; STOCK, J. H. **Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence**. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 254-269, 1992.

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

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr 1998.

CHOW, G. **Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions**. *Econometrica*, n. 28, p. 591-605, 1960.

CHU, C. S. J.; WHITE, H. **A Direct Test for Changing Trend**. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 289-300, 1992.

DAVIDSON, J. **Econometric Theory**, Blackwell, Oxford 2000.

DAVIDSON, R; MACKINNON, J. **Estimation and Inference in Econometrics**, Oxford University Press London.

DIAS, J.; CASTRO JÚNIOR, V. J. **Análise de Quebra Estrutural na Formação Bruta de Capital Fixo do Brasil**. *Economia*, v. 28/29, p. 257-274, 2002/2003, Ed. UFPR. Curitiba.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.** Journal of the American Statistical Association, v. 74, p. 427-431, 1979.

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

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationship: readings in cointegration.** New York: Oxford University Press, 1991.

ERICSSON, N. R. **Cointegration, exogeneity and policy analysis: an overview.** Journal of Policy Modeling, v. 14, n. 3, p. 251-280, 1992.

FREIRE JR, J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N . **Taxa de Câmbio, Renda Mundial e Exportações de Calçados: um estudo para economia cearense.** In: Eveline B. S. Carvalho; Jimmy L. de Oliveira; Nicolino Trompieri Neto; Cleyber N. de Medeiros; Fátima J. de Sousa. (Org.). Economia do Ceará em Debate 2010. 1ed. Fortaleza: Ipece, 2010, v. 1, p. 262-281.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis,** Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.

HANSEN, B. E. **Convergence to Stochastic Integrals for Dependent Heterogeneous Processes.** Econometric Theory, v. 8, n. 4, p. 489-500, 1992a.

\_\_\_\_\_. **Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes.** Journal of Business & Economic Statistics, v. 10, n. 3, p. 489-500, 1992b.

HARVEY, A. C.; **The Econometric Analysis of Time Series,** 2<sup>a</sup> ed., MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1990.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. **A test for normality of observations and regression residuals,** International Statistical Review 55: 163-172, 1987.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to Multiple Time Series Analysis,** Springer-Verlag, Berlin 1991.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZING, M. **Applied Time Series Econometrics.** Cambridge University Press, 2004.

MADDALA, E. **Econometrics,** McGraw-Hill, Nova York, 1977.

MARGARIDO, M. A. **Aplicação de Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural em Séries Econômicas no Brasil na década de 90.** Informações Econômicas, v.31, n. 4, abr 2001. São Paulo.

SIMS, C. A. **Macroeconomics and reality,** Econometrica 48: 1-48, 1980.

\_\_\_\_\_. **Are forecasting models usable for policy analysis?** Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis 10: 2-16, 1986.

ZINI JR. A. A. **Funções de Exportação e Importação para o Brasil.** Pesquisa e Planejamento Econômico. Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 615-622, Dezembro, 1988.