

**TAXA DE CÂMBIO, RENDA MUNDIAL E EXPORTAÇÕES DE CALÇADOS:
UM ESTUDO PARA ECONOMIA CEARENSE**

José freire Júnior

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará

jose.freire@ipece.ce.gov.br

fone: (85) 3101.3511

Witalo de Lima Paiva

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará

witalo.paiva@ipece.ce.gov.br

Nicolino Trompieri Neto

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará

nicolino.trompieri@ipece.ce.gov.br

Classificação JEL

F19, D22, C32

TAXA DE CÂMBIO, RENDA MUNDIAL E EXPORTAÇÕES DE CALÇADOS: UM ESTUDO PARA ECONOMIA CEARENSE

RESUMO

O objeto desse trabalho é conhecer a influência do câmbio sobre as exportações cearenses de calçados, principalmente as elasticidade-câmbio e elasticidade-renda mundial de curto e longo prazo. Verificar se houve quebra estrutural no período referente à análise, já que, neste período, a economia brasileira sofreu diversas turbulências e mudanças de regimes cambiais. Foram empregados métodos de séries de tempo, teste de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen, o modelo auto-regressivo vetorial (VAR), 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 janeiro de 1996 a março de 2009 compreendendo 53 observações trimestrais. Os resultados indicam que as séries apresentam raízes unitárias, são todas integradas de ordem um e apresentam uma relação de longo prazo entre elas, 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 forte influência do câmbio e da renda mundial sobre as exportações de calçados.

Palavras-chave: exportação, câmbio, modelo VAR e elasticidades

ABSTRACT

The object of this paper is to explore the influence of exchange rates on exports of footwear from Ceará, especially the exchange rate elasticity and income elasticity of world short and long term. Determine whether there was a structural break in the period referring to the analysis, since in this period, the Brazilian economy has undergone several upheavals and changes of exchange rate regimes. Methods were used for time series, unit root test, Johansen cointegration test, the model vector autoregressive (VAR), vector error correction (VEC), impulse-response function, variance decomposition of forecast errors and Granger causality test. The chosen period covers January 1996 to March 2009 comprising 53 quarterly observations. The results indicate that the series have unit roots, are all integrated of order one and have a long term relationship between them, according to Johansen cointegration test. The coefficients of the estimated models showed results consistent with economic theory when treated in the form of elasticities, and the results also showed the strong influence of exchange rate and world income on footwear exports.

Keywords: export, exchange, VAR and elasticities

1. INTRODUÇÃO

Especialmente nos últimos dez anos a exportações de calçados ganharam importância nas relações de comércio exterior do Ceará. O crescimento contínuo neste período colocou o calçado como principal item de exportação do estado.

Esse crescimento observado nas vendas de calçados ao exterior ocorreu em um período marcado por turbulências na economia internacional com repercussões diretas na economia nacional, especialmente no tocante à política cambial e na taxa de câmbio. A crise internacional iniciada no final de 2008 e cujos efeitos na economia mundial ainda hoje perduram e assim continuarão por algum tempo é o episódio mais recente.

Em um cenário marcado por crises internacionais, volatilidade na taxa de cambio e pela maior importância do calçados como item de exportação do estado, o presente artigo teve como objetivo principal verificar a sensibilidade das exportações cearenses de calçados à taxa de cambio e à renda mundial.

A relevância do objetivo proposto é ainda maior quando se constata a importância das exportações de calçados para o estado, cuja repercussão de seu desempenho tende a afetar a economia dos municípios quase sempre dependentes dos empregos gerados pela indústrias calçadistas neles instaladas. Soma-se a isso a tentativa de entender as conseqüências que crises internacionais, como a que teve início nos meses finais de 2008, podem ter sobre as vendas cearenses de calçados ao exterior.

Para tanto, o estudo está dividido em outras sete seções além desta introdução. As etapas dois faz um breve histórico sobre o câmbio no Brasil e sobre as exportações cearenses de calçados. As seções três e quatro se dedicam à revisão da literatura e à apresentação da metodologia, respectivamente. A seção cinco traz os resultados e as discussões. Na seção seis são feitas as considerações final. Na seção sete tem-se as referencias bibliográficas, e por fim, a seção oito traz os apêndices.

2. BREVE HISTÓRICO

Em 2008, as vendas calçados ao exterior alcançaram o valor de US\$ 346,9 milhões, o equivalente a 27,2% do total exportado pelo Ceará neste ano. Em relação ao início da década, o crescimento é de 326,9%. Isso porque em 2000 as vendas externas somavam US\$ 81,3 milhões, o que representava 16,4% das exportações totais do estado.

O desempenho é ainda melhor quando no se tem como ponto de partida a segunda metade da década de noventa. Em 1996 o valor total exportado de calçados pelo Ceará foi de US\$ 10,3 milhões passando em apenas dois anos para US\$ 65,6 milhões, um crescimento em torno de 6 vezes em apenas dois anos. Considerando 2008, o valor comercializado é 30 vezes superior ao de 1996.

Já o preço médio (US\$/KG) das exportações de calçados quando observado todo o período de estudo, ou seja, de 1996 a 2008, passou de 7,2 para 14,6 no final de 2008, representando um crescimento superior a 100%. A quantidade exportada também teve um desempenho extraordinário passando de 1.419 toneladas para 23.732 toneladas. Ver tabela 1.

Paralela ao crescimento das exportações de calçados experimentado pelo Ceará, assistiu-se no período em análise mudanças importantes no ambiente econômico nacional. Na verdade, a economia brasileira sofreu diversas transformações importantes nas duas últimas décadas. Tal período foi marcado pela liberalização do mercado de câmbio, pelo processo de abertura comercial da economia brasileira e pela maior flexibilidade em

relação ao movimento internacional de capitais. Ao lado destas mudanças, uma ainda mais importante, a implantação do plano real, marcou o início de uma nova etapa na economia nacional, inclusive nas políticas econômicas adotadas a partir de então, em especial a política cambial.

TABELA 1 – Exportações cearenses de calçados – 1996 a 2008

ANOS	VALOR US\$ (FOB)	PESO LÍQUIDO (KG)	PREÇO MÉDIO (US\$/KG)
1996	10.269.054	1.419.279	7,2
1997	35.324.950	4.161.951	8,5
1998	65.627.412	7.003.816	9,4
1999	71.651.803	8.877.080	8,1
2000	81.284.307	9.577.563	8,5
2001	106.470.829	12.083.304	8,8
2002	110.782.112	12.685.262	8,7
2003	167.541.813	18.048.358	9,3
2004	186.578.581	19.256.877	9,7
2005	205.298.956	18.306.367	11,2
2006	237.938.801	20.631.232	11,5
2007	300.847.336	22.560.773	13,3
2008	346.965.027	23.731.892	14,62

Fonte: MDIC/Secex. Elaboração IPECE.

Com o novo plano, a política cambial se deu no sentido de permitir uma livre flutuação da taxa de câmbio, associada a uma política monetária restritiva. Tal postura resultou numa valorização cambial (âncora cambial) que serviu ao propósito de contenção de preços, ou seja, como os produtos importados estavam mais baratos, não havia pressão da demanda sobre os preços internos e, portanto, não havia tentativas de elevação dos preços.

A partir de 1995, conjunturas internacionais adversas influenciaram a condução da política cambial no país. Neste ano, a crise mexicana resultou na saída considerável de capitais de curto prazo do Brasil, levando a uma desvalorização considerável da moeda nacional. Para evitar o agravamento da situação o Banco Central do Brasil elevou as taxas de juros e passou a interferir diretamente no mercado de câmbio com a introdução do sistema conhecido como bandas cambiais de forma a garantir uma desvalorização gradual do câmbio

Nos meses finais de 1998 e início de 1999 a postura até então transformações mais profundas foram necessárias. Com a fuga de capitais iniciada em agosto de 1998, decorrente da crise russa e a rápida perda de reservas cambiais o sistema de bandas cambiais tornou-se insustentável. Houve então uma forte desvalorização da moeda nacional e o Banco Central do Brasil passou a adotar o sistema de livre flutuação cambial – o regime de câmbio flutuante.

O Brasil após experimentar diversos regimes cambiais obteve melhores resultados com a adoção do regime de câmbio flutuante. A flutuação cambial trouxe mais flexibilidade para a política econômica.

Como visto, a evolução das exportações cearenses de calçados se deu em um período marcado por crises econômicas e alterações sensíveis na política cambial. Uma questão natural que decorre deste contexto é identificar a real influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as vendas externas dos calçados cearenses.

3. REVISÃO DA LITERATURA

Há vários anos que muitos estudos vêm sendo realizados sobre técnicas utilizadas nas estimativas das equações de exportações e importações para o Brasil. Em seguida, faz-se um breve retrospecto teórico sobre os principais trabalhos que tratam sobre estimativa das equações de exportação e importação.

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. Estes 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.¹

Para Zini Jr. (1998) 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;
- (iii) Hipótese do país pequeno (a participação do país no comércio mundial é pequena).

Com relação modelos citados acima usados na estimação das equações de exportações e outros usando técnicas similares, convém salientar, que eles são importantes no seu aspecto teórico, pois, utiliza 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 coloca os preços das exportações como variável independente sendo considerados seus preços médios, ou algum índice de preços das exportações.

No caso do presente trabalho, procura-se não adotar esses modelos de estimação, já que o objetivo é de buscar os resultados de uma forma mais aplicada possível, evitando a inclusão de muitas variáveis, provocando redução de graus de liberdades do modelo e sua liberdade de explicação. Além disso, vale lembrar a década de 90, onde Margarido (2001), afirma que a evolução de várias séries econômicas enfrentou dois momentos distintos. O período de 1990 a junho de 1994, marcado pela instabilidade de preços, e a partir de junho de 1994, com a implementação do plano real, levando a uma redução acentuada na taxa de crescimento dos preços, mudando radicalmente a trajetória da inflação, configurando uma quebra estrutural.

Segundo Castro e Cavalcanti (1998) apesar da grande maioria dos estudos anteriores serem geralmente baseados em índices de preço e *quantum*. E apesar 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 do país, além de proporcionar um período amostral mais extenso para as estimações econométricas.

¹ Modelos com estas características foram utilizados até o final da década de 80.

4. METODOLOGIA

4.1 MODELO VAR

O modelo de Castro e Cavalcanti (1998), adotado neste trabalho, estima as equações para exportações e importações totais e desagregadas, a partir de dados anuais, para o período de 1955-95. Para a estimação das equações de exportação, temos:

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

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 ($n \times 1$) autoregressivo de ordem p ;

Ψ_0 = vetor ($n \times 1$) de interceptos;

Π_i = matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$);

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

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

$$xc_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_i xc_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_i cr_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i yw_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4.3)$$

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

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

Onde:

xc = valor real das exportações de calçados 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 TESTES DE ESTABILIDADE DO MODELO

4.2.1 Teste de Chow

No teste de Chow um período à frente estima-se o modelo desde sua observação inicial até uma data t . Na sequência, observa-se o erro cometido na projeção em $t + 1$ e comparam-se os resíduos do período de $t = 0$ até t , com o resíduo de $t + 1$ através de um teste F.

No teste de *breah-point* (quebras) de Chow, estima-se o modelo para toda a amostra entre a observação inicial $t = 0$ e a última observação $t = T$. A cada t comparam-se os resíduos das estimações para os dois sub-períodos: $[0$ a $t]$ e $[t + 1$ a $T]$ através de um teste F. A ocorrência de quebras em determinado t pode ser identificada através deste teste.

O teste *forecast* de Chow estima a amostra entre $t = 0$ e t e projetam-se os resultados entre $t + 1$ e T . Compara-se os resíduos de dois períodos $[0,t]$ e $[t + 1, T]$ através de um teste F. Este teste captura a instabilidade nas projeções à medida que o modelo vai sendo estimado recursivamente.

4.2.2 Teste dos Resíduos Recursivos

Nos resíduos recursivos um período à frente estima-se o modelo entre a observação inicial e uma observação t e projeta-se o resultado em $t + 1$. Compara-se, então, o dado efetivo de $t + 1$ com o estimado e reporta-se o resíduo e o intervalo de confiança a 2 desvios-padrão.

4.2.3 Teste de CUSUM e CUSUM ao quadrado

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

O teste de CUSUM seria então:

$$CUSUM = \sum_{r=k+1}^t w_r / s, \text{ para } t = k + 1, \dots, T \quad (4.6)$$

Onde:

w = resíduos recursivos;

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

4.3 ORIGEM DOS DADOS

Os dados utilizados neste trabalho relativos ao valor das exportações de calçados, em dólares americanos, foram extraídos do MDIC/Secex, referente ao período compreendido entre janeiro de 1996 e março de 2009, 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 2008. 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, definimos as exportações de calçados como: $xc = \text{logaritmo das Exportações de calçados}$.

O índice de Taxa de Câmbio real efetivo (TCRE) foi obtido do IPEADATA, considerando como data base o período de dezembro de 2008, onde, representa a 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. 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) dos 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. portanto:

$$TCRE = \prod_i \left(\frac{e_i P_i}{P} \right)^{w_i} \quad (4.7)$$

Onde:

TCRE = 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 $\sum_i w_i = 1$.

$cr = \text{logaritmo do Índice de Taxa de Câmbio Real Efetiva}$.

As Importações Mundiais (YW) representarão uma Proxy da Renda Mundial, onde seus valores foram deflacionados e transformados em Índice com base em dezembro de 2008. Seus dados foram divulgados pelo *International Financial Statistic/IFS* publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e obtido através do IPEADATA (www.ipeadata.gov.br). Portanto:

$yw = \text{logaritmo da Renda Mundial}$.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Para verificar a estacionariedade das séries e determinar a ordem de integração das variáveis utilizadas, foram realizado teste de raiz unitária Dickey-Fuller (ADF), com defasagens baseadas no SIC (Schwarz Information Criterion). As estatísticas τ_μ, τ_t, τ

correspondem às equações com constante e sem tendência; com constante e com tendência; e, sem constante e sem tendência.

Os resultados apresentados na tabela 3, onde as variáveis estão em níveis, sugerem a não-estacionariedade de todas as séries ao nível de significância de 5%.

TABELA 3 – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do modelo de exportações de calçados, em níveis, primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

	τ_{μ}	defasagens	τ_t	defasagens	τ	defasagens
xc	-2.6564	3	-3.4901	6	1.9762	3
cr	-1.7471	0	-2.1681	0	-0.2886	0
yw	-0.1474	5	-2.6677	2	1.7752	5

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

$$\tau_{\mu} = -2,9281$$

$$\tau_t = -3,5107$$

$$\tau = -1,9476$$

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

A tabela 4 mostra o teste ADF aplicado às variáveis em primeiras diferenças, aponta, 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 aponta um forte indicativo de que as séries são integradas de ordem um, I(1).

TABELA 4 – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis do modelo de exportações de calçados, em primeira diferença, primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

	τ_{μ}	defasagens	τ_t	defasagens	τ	defasagens
D(xc)	-3,2276*	6	-9,4025*	0	-7,9703*	0
D(cr)	-7,2998*	0	-7,2779*	0	-7,3449*	0
D(yw)	-4,0960*	4	-3,9754*	4	-3,7064*	4

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

$$\tau_{\mu} = -2,9281$$

$$\tau_t = -3,4677$$

$$\tau = -1,9451$$

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

Com o objetivo de confirmar os resultados obtidos pelo teste ADF, empregou-se o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) no qual assume que a variável testada é estacionária sobre a hipótese nula. Na tabela 5, observa-se que todas as séries, em níveis, não são estacionárias ao nível de significância de 5%. A exceção fica por conta da série *cr*, correspondente ao teste com constante e sem tendência, que apresenta indicativo de estacionariedade.

TABELA 5 – Teste de Estacionariedade, KPSS para variáveis do modelo de exportações de calçados, em nível, primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

	constante	defasagens	Constante e tendência	defasagens
xc	0,9587*	5	0,1589*	4
cr	0,3887	6	0,1768*	6
yw	1,0837*	6	0,2132*	6

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

$$\text{constante} = 0,463;$$

constante e tendência = 0,146.

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

O teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) em primeira diferença, mostrada na tabela 6, indica que todas as séries são estacionárias. A única exceção, veio da variável *xc*, com constante e sem tendência, que apresentou uma rejeição ao nível de 5%, indicando não-estacionariedade em primeira diferença, em compensação apresentou-se como estacionária quando o teste foi realizado em nível.

TABELA 6 – Teste de Estacionariedade, KPSS para variáveis do modelo de exportações de calçados, em primeira diferença, primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

	constante	defasagens	Constante e tendência	defasagens
D(<i>xc</i>)	0,5409*	3	0,1318	8
D(<i>cr</i>)	0,0951	7	0,0596	8
D(<i>yw</i>)	0,0640	2	0,0685	2

Fonte: Dados da pesquisa.

Os valores críticos para os modelos ao nível de significância de 5% são:

constante = 0,463;

constante e tendência = 0,146.

*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

Os resultados referentes aos testes de cointegração apresentados na tabela 7, indicam que a hipótese nula do teste do traço foi rejeitada, dado que o valor da estatística traço calculado foi igual a 58,17, superior ao seu valor crítico a um nível de significância de 5%, ou seja, 35,19. O mesmo pode ser observado para o teste do máximo autovalor, em que seu valor calculado (38,44) foi superior ao nível de significância de 5% (22,3). O resultado de ambos os testes mostram a indicação de pelo menos um vetor de cointegração.

TABELA 7 – Resultado do Teste de Cointegração para as variáveis *xc*, *cr* e *yw*. Primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

Autovalor	Hipótese nula	Hipótese Alternativa	teste do traço calculado	teste do máximo autovalor calculado	traço-valor crítico (5%)	autovalor-valor crítico (5%)
0,529394	$r=0$	$r>0$	58,173510*	38,44045*	35,19275	22,29962
0,279517	$r<1$	$r>1$	19,737306	14,71954	20,26180	15,89210
0,057377	$r<2$	$r>2$	3,0135160	3,013516	9,16454	9,16454

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, conseqüentemente, há 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 8 encontra-se o primeiro vetor de cointegração, que corresponde a relação de longo prazo, onde seus coeficientes representam a elasticidade-câmbio e a elasticidade-renda mundial, determinantes do nível de exportações de calçados. Os resultados indicam que os sinais estão corretamente especificados, mostrando uma relação direta entre exportação de calçados com a taxa de câmbio e a renda mundial, ou seja, uma desvalorização de 10% no câmbio real deve produzir, no longo prazo, uma elevação de

22,3% no nível de exportações de calçados, ao passo que um aumento de 10% na renda mundial deve corresponder, em média, um aumento de 22,% nas exportações de calçados. Os resultados obtidos são significantes a 5%.

TABELA 8 – Resultados das estimações para as exportações de calçados – 1996T1 a 2009T1

Vetor de cointegração (irrestrito) normalizado – longo prazo		
xc	cr	yw
1,000	-2,226	-2,197
	(0,825)	(0,323)
	[-2,697]	[-6,812]

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

A tabela 9 trata da dinâmica do curto prazo para as exportações de calçados já que o modelo VAR não especifica relações contemporâneas entre as variáveis. 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 0,61% na taxa de crescimento das exportações de calçados. No caso da renda mundial a mesma variação acarretaria uma elevação de 0,6% no mesmo período. Com relação ao Termo de Correção de Erros (TCE) o resultado sinaliza que serão necessários 3,5 trimestres (1/0,276) para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos no longo prazo. O modelo de correção de erros (ECM) também confirmou a sazonalidade das séries, as *dummies* sazonais do primeiro trimestre se mostrou significativa a um nível de significância de 5%. Conclui-se, portanto, com relação à dinâmica de curto prazo, que a taxa de câmbio real e a renda mundial são variáveis às quais as exportações de calçados respondem no curto prazo.

TABELA 9 – Estimação da equação de curto prazo das exportação de calçados – 1996 a 2009

Dinâmica de curto prazo						
Dxc _t = -0,276TCE _{t-1} + 0,72xc _{t-1} + 0,61cr _{t-1} + 0,60yw _{t-1} + 0,21S1 + 0,41D98 - 2,41						
(0,042)	(0,050)	(0,094)	(0,093)	(0,075)	(0,191)	(0,382)
[-6,55]	[17,1]	[6,55]	[6,51]	[2,81]	[2,16]	[-6,29]

Fonte: Dados da pesquisa
D = primeira diferença;
D98 = dummy outlier para o ano de 1998.
TCE = Termo de Correção de Erros;
S1, S2 e S3 = *dummies* sazonais;
(...) = representa o desvio-padrão;
[...] = representa a estatística t.

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.

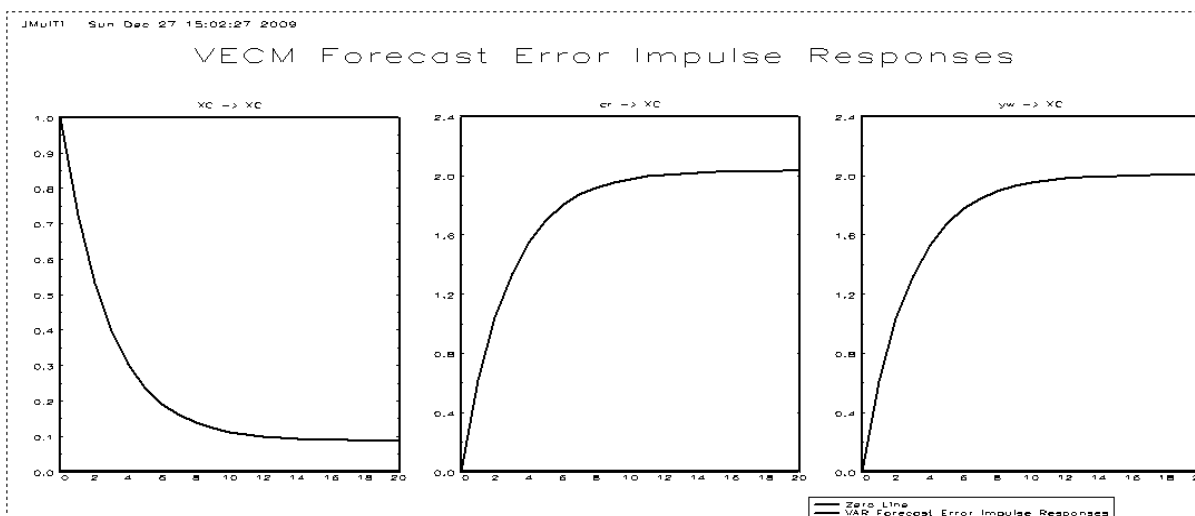


FIGURA 3 – Resposta das exportações de calçados (xc) devido a um choque não antecipado sobre a taxa de câmbio efetiva real (cr) e sobre a renda mundial. (Função Impulso-Resposta).

A figura 3 mostra que quando se aplica um choque não antecipado no valor de um desvio padrão sobre a taxa de câmbio real, as exportações de calçados reagem positivamente no primeiro trimestre, elevando-se em 0,61% e continuam crescendo. Posteriormente, a partir do décimo trimestre as exportações alcançam a estabilidade. Portanto, uma desvalorização cambial, tende a estimular a exportação de calçados, 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 de calçados. Processo idêntico verifica-se na aplicação de um choque não antecipado sobre a renda mundial.

A tabela 10 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 xc (exportações de calçados) após os 20 trimestres, cerca de 36% da variância dos erros de previsão da variável xc são atribuídas a ela e 4% à taxa de câmbio real e 60% a renda mundial. Neste caso, a taxa de câmbio e a renda mundial se constituem variáveis importantes para determinar a quantidade exportada de calçados.

TABELA 10 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável xc em relação a xc , cr , yw . Primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

Variável	Período	xc	cr	yw
xc	1	100	0	0
	5	76	01	23
	10	52	03	45
	15	41	04	55
	20	36	04	60

Fonte: Dados da pesquisa.

Ao se analisar a decomposição da variância dos erros de previsão da variável taxa de câmbio na tabela 11, observa-se que, após um choque não antecipado sobre essa

variável e decorrido 20 trimestres, cerca de 97% do comportamento dessa variável se deve a ela própria, sendo que o restante, 3% se devem as exportações de calçados.

TABELA 11 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável *cr* em relação a *xc*, *cr*, *yw*. Primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

Variável	Período	<i>xc</i>	<i>cr</i>	<i>yw</i>
<i>cr</i>	1	02	98	0
	5	02	98	0
	10	02	97	0
	15	03	97	0
	20	03	97	0

Fonte: Dados da pesquisa.

Na tabela 12 observa-se que em torno de 56% é a variância do erro de previsão da variável renda mundial, decorrido 20 trimestres após o choque inicial não antecipado. Os 44% restantes estão divididos entre *xc* (23%) e *cr* (21%). Verifica-se uma participação considerável da taxa de câmbio real e das exportações de calçados na explicação do comportamento da renda mundial.

TABELA 12 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem da variável *yw* em relação a *xc*, *cr*, *yw*. Primeiro trimestre de 1996 ao primeiro trimestre de 2009.

Variável	Período	<i>xc</i>	<i>cr</i>	<i>yw</i>
<i>Yw</i>	1	17	18	65
	5	20	19	61
	10	22	20	58
	15	23	21	56
	20	23	21	56

Fonte: Dados da pesquisa.

Na tabela 13 foram realizadas testes de causalidade de Granger 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 calçados não afetam o comportamento da taxa de câmbio real e da renda mundial, comprovados pelo resultado do p-valor (0,47) 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 calçados, ou seja, *cr* e *yw* “causa no sentido Granger”. Logo a hipótese nula de que *cr* e *yw* não causam *xc* 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 de calçados cearenses tornam-se mais baratas e, portanto, mais competitivas aumentando suas exportações.

TABELA 13 – Resultados dos testes de causalidade de Granger para as variáveis exportações de carnes bovinas, taxa de câmbio real e renda mundial. Segundo trimestre de 1989 ao primeiro trimestre de 2009.

Teste	Hipótese nula	Teste χ^2	Graus de liberdade	p-valor
1	<i>xc</i> não causa-granger <i>cr</i> e <i>yw</i>	0,76	2	0,4698
2	<i>cr</i> e <i>yw</i> não causa-granger <i>xc</i>	7,84	2	0,0006

Fonte: Dados da pesquisa.

Com relação a estabilidade do modelo, observa-se que no vec aponta um indicativo de instabilidade entre 2000 e 2002 nos testes de chow (Apêndice A1 a A3). Nos resíduos

recursivos aponta-se para uma estabilidade do modelo (Apêndice C1). No teste de CUSUM, nota-se que xc , cr e yw ficaram dentro do intervalo de confiança a 5%, não rejeitando a hipótese nula de estabilidade do modelo. Já no teste CUSUM ao quadrado a instabilidade se dá na renda mundial a partir de 2002 (Apêndice B1 e B2). Foram introduzidas *dummies outliers* para modelar as quebras estruturais ocorridas em 1998:01, 1999:01 e 2002:03, dando significativa, apenas a *dummi* referente a data 1998:01.

6. CONCLUSÕES

Este trabalho procurou analisar o impacto do câmbio e da renda mundial sobre as exportações de calçados do Ceará no período de 1996 a 2009, utilizando-se 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 a estimação das elasticidades do câmbio e da renda mundial de longo prazo, observou-se que as exportações de calçados são muito sensíveis a variações do câmbio e da renda mundial. Era o que se esperava, dado que as elasticidades do câmbio e da renda mundial de produtos manufaturados são bem superiores aos produtos básicos. Em relação as elasticidades de curto prazo, as exportações de calçados respondem rapidamente as variações no câmbio e na renda, isto ocorre provavelmente porque a estrutura produtiva destas empresas são voltadas preferencialmente para o mercado exterior. As elasticidades obtidas no modelo estão de acordo com a teoria econômica e a teoria do comércio exterior.

O modelo de exportações de calçados apresentada mostrou-se estável se levarmos em conta as turbulências internas ocorridas na economia brasileira com a implantação de dois planos econômicos, além de problemas ocorridos na economia mundial como as crises ocorridas na Rússia e na Ásia. Também, deve-se lembrar que nem todos os acontecimentos ocorridos trouxeram prejuízos as exportações de calçados cearenses. Podemos citar a forte desvalorização do câmbio ocorrida no segundo semestre de 2002.

Constata-se que as exportações de calçados respondem bem a variações no câmbio e na renda mundial. Porém, deve-se enfatizar que a renda mundial é exógena em termos de políticas econômicas doméstica, ou seja, as autoridades econômicas não podem influenciar o comportamento da renda mundial, restando atuar na política cambial. A política cambial a ser adotada deve evitar que o período de forte crescimento nas exportações de calçados sejam prejudicadas pela adoção de políticas equivocadas colocando a perder todos os benefícios auferidos por estas exportações e, conseqüentemente, a piora na balança comercial.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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 n° 865, Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

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

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.

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

HARVEY, A. C.; **The Econometric Analysis of Time Series,** 2ª 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.

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.

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

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.

ZINE JÚNIOR, A. A. **Funções de exportação e importação para o Brasil**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio do Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-622, dez. 1988.

8. APÊNDICE

A - TESTE DE ESTABILIDADE DO MODELO – CHOW

GRAFICO A1 – TESTE DE CHOW *FORECAST*

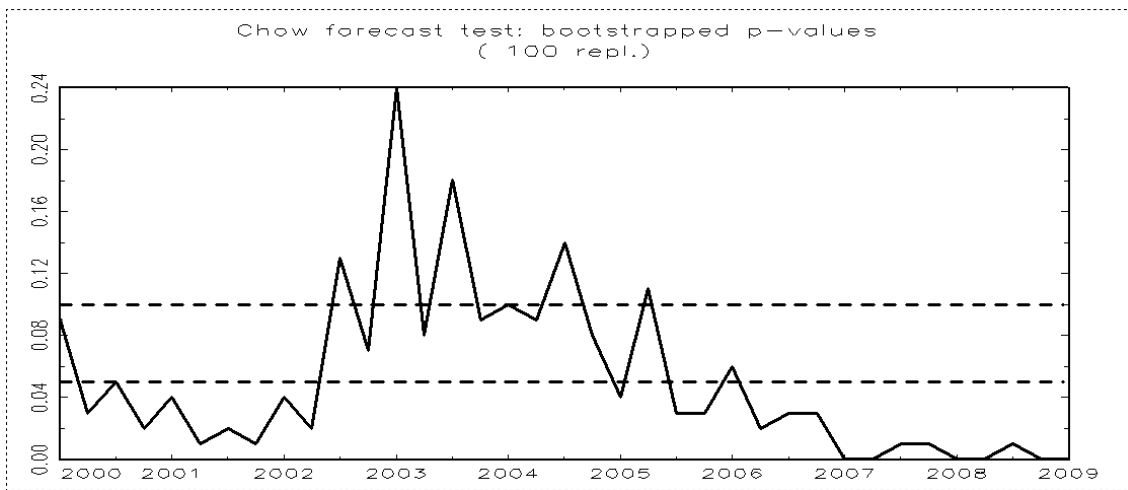


GRÁFICO A2 – TESTE DE CHOW *SAMPLE SPLIT*

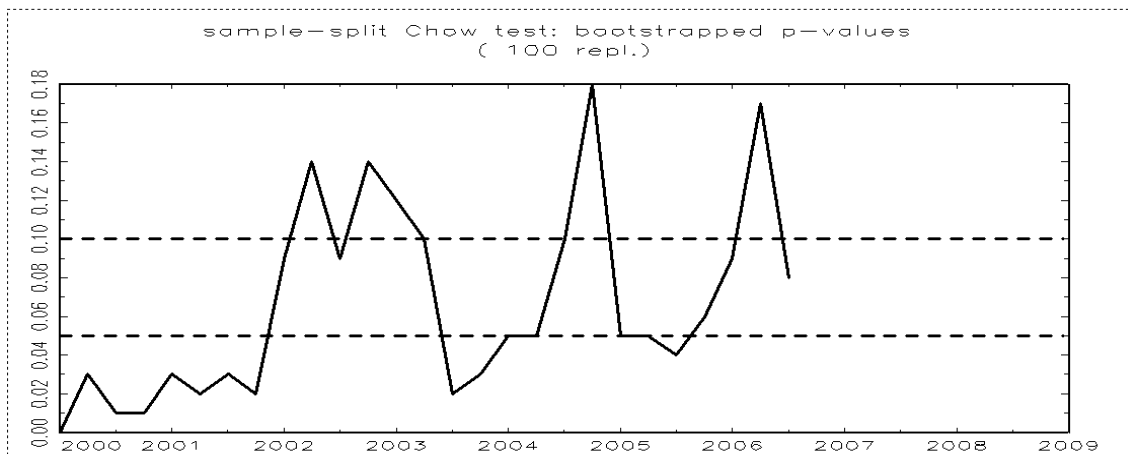
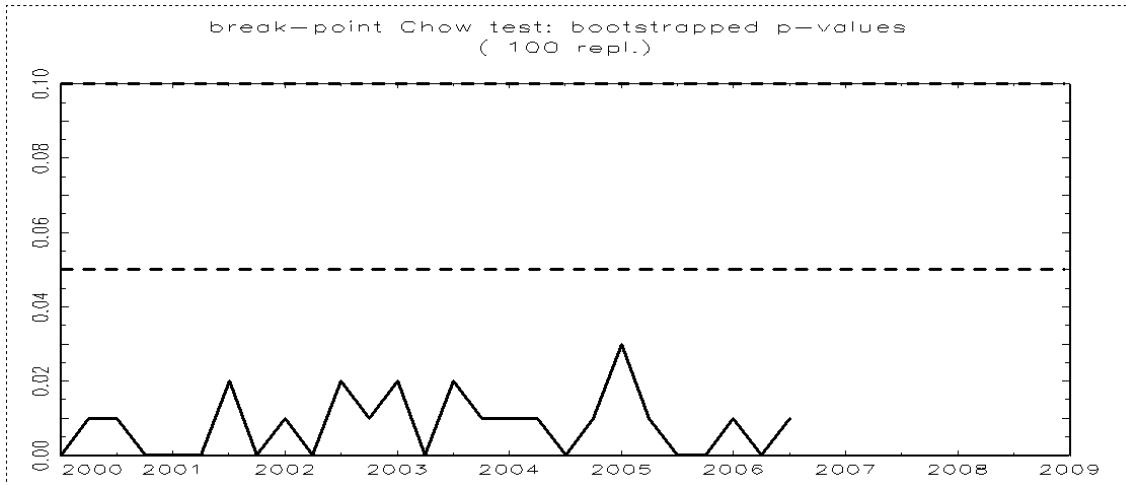


GRAFICO A3 – TESTE DE CHOW *BREAK-POINT*



B – TESTE DE ESTABILIDADE DO MODELO

GRÁFICO B1 – TESTE DE CUSUM

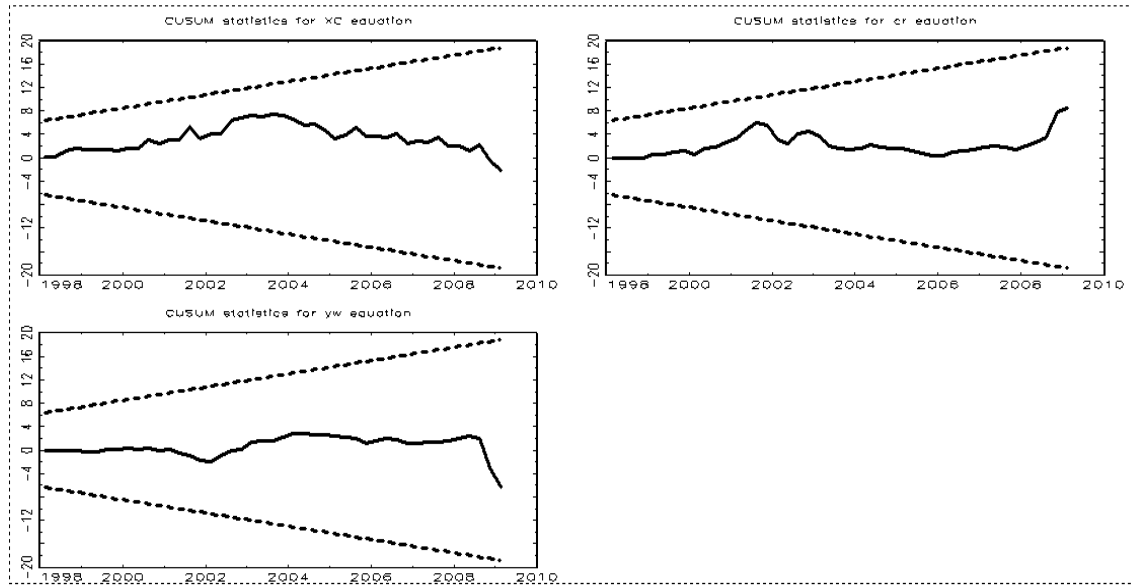
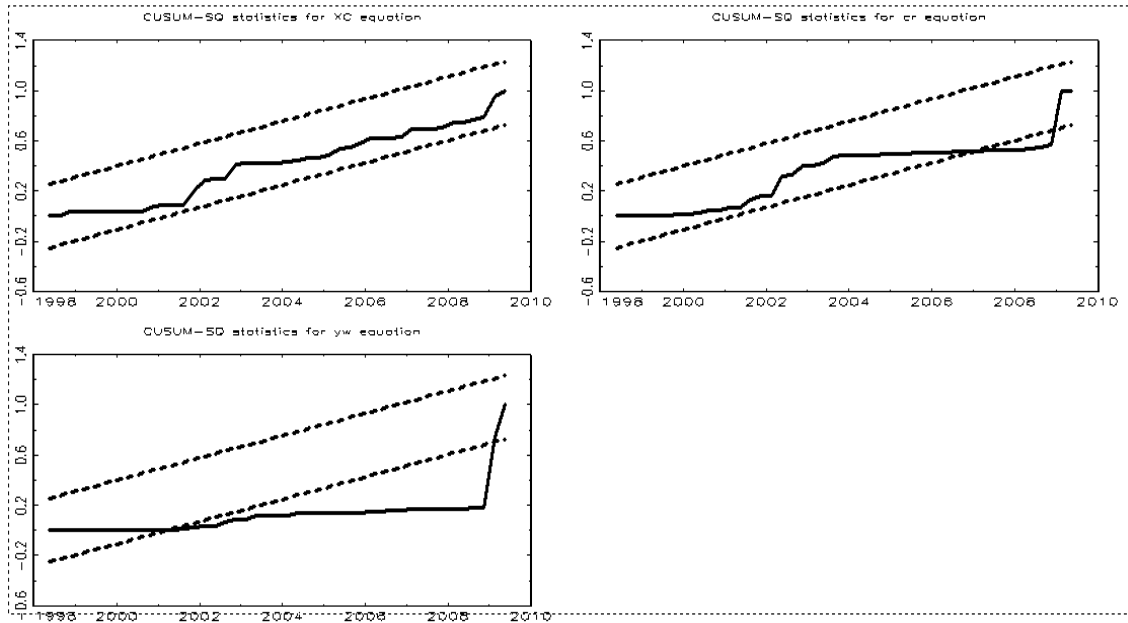


GRÁFICO B2 – TESTE DE CUSUM AO QUADRADO



C – TESTE DE ESTABILIDADE DO MODELO

GRAFICO C1 – RESÍDUOS RECURSIVOS

