

O efeito da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações do estado da Bahia no período de 2001 a 2016

Leandro Batista Duarte¹
Álvaro Barrantes Hidalgo²

Resumo: O presente trabalho busca verificar a influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações do estado da Bahia. Foram empregados métodos de séries temporais, teste de raiz unitária, teste de Cointegração de Johansen, o modelo vetorial autorregressivo (VAR), o vetor de correção de erros (VEC), função impulso-resposta, decomposição dos erros de previsão da variância e teste de Causalidade de Granger. Os dados utilizados foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA e ao Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços, para o período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2016. Dos resultados, observou-se que, na equação de longo prazo, a renda mundial afetou significativamente as exportações, enquanto a taxa de câmbio apresentou sinal negativo, apresentando relação inversa. Quanto às estimativas de curto prazo do vetor de cointegração, estas revelaram que, para a variável exportação, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma relativamente rápida, o que não acontece para as variáveis taxa de câmbio e renda mundial. Nas funções impulso-resposta, verificou-se que um choque na taxa de câmbio tem efeitos negativos sobre as exportações (contrário à teoria econômica) e a renda mundial afeta positivamente as exportações. Por fim, a análise de decomposição da variância demonstrou que a renda mundial é relativamente mais importante que a taxa de câmbio na explicação da variância do erro de previsão das exportações.

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

Classificação JEL: F11; F17.

The effect of the exchange rate and world income on exports from the state of Bahia for the period 2001 to 2016

Abstract: The present work seeks to verify the influence of the exchange rate and the world income on the exports of the state of Bahia. We used time series methods, unit root test, Johansen Cointegration test, vector autoregressive model (VAR), error correction vector (VEC), impulse response function, variance prediction errors And Granger Causality test. The data used were obtained from the Institute of Applied Economic Research (IPEA) and the Ministry of Industry, Foreign Trade and Services for a period from January 2001 to February 2016. From the results, it was observed that in the long-term equation World income significantly affected exports, while the exchange rate presented a negative sign, showing an inverse relation. As for the short-term estimates of the cointegration vector, the short-term imbalances are corrected relatively quickly for the export variable, which is not the case for the exchange rate and world income variables. In the impulse-response functions, it has been found that a shock on the exchange rate has negative effects on exports (contrary to economic theory) and world income positively affects exports. Finally, the analysis of variance decomposition showed that the world income is relatively more important than the exchange rate in explaining the variance of the export forecast error.

Keywords: Exports, Exchange rate, World income, VAR model

JEL Classification: F11; F17.

¹ Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco - UFPE. Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa - UFV. E-mail: leandro.duarte1@hotmail.com

² Professor Titular da Universidade Federal de Pernambuco - UFPE. Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo – USP. E-mail: abarrantes@uol.com.br

1. INTRODUÇÃO

O comércio internacional pode ser definido como a troca de bens e serviços através de fronteiras internacionais ou territórios. Na maioria dos países, não sendo diferente no Brasil, ele representa uma grande parcela do Produto Interno Bruto - PIB. O comércio exterior está presente em grande parte da história da humanidade, mas a sua importância econômica, social e política se tornou crescente nos últimos séculos. Por conta disso, as exportações têm recebido nos últimos anos atenção especial por parte de estudiosos nas áreas de crescimento e desenvolvimento econômico.

A economia da Bahia é composta basicamente por agropecuária, indústria, mineração, turismo e serviços. A Bahia responde por 36% do PIB do Nordeste e mais da metade das exportações da região. Em setembro de 2014, o estado exportou 1,8% a mais que setembro de 2013, alcançando US\$ 1,038 bilhão. Houve aumento de 113% nos embarques de soja, de 83% de algodão e de 29% de café. Também foi registrado aumento nas vendas de produtos químicos e petroquímicos em 30% (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2014).

Em 2015, a receita advinda das exportações na Bahia caiu 10,2% no mês de julho, afetada pela redução dos preços das *commodities*, principal produto de exportação do estado. Considerando todos os produtos exportados pela Bahia, a quantidade vendida no mês de julho de 2015 cresceu 21,2%, mas ainda assim, os preços recuaram 26%. Ou seja, os exportadores baianos venderam mais, porém ganharam ou receberam, relativamente, menos dólares do que no mesmo período do ano anterior. Embora a alta do dólar ante o real tenha compensado parcialmente as empresas exportadoras, a queda maior que a esperada nos preços internacionais de produtos como petróleo, soja, petroquímicos, minerais e celulose (que estão entre os itens mais exportados pelo estado) foram o principal fator para a queda na receita (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2015).

A quantidade de derivados de petróleo embarcada para outros países, por exemplo, cresceu 109,2% em julho de 2015, mas a cotação do produto caiu praticamente pela metade. Além da cotação menor dos produtos, pesou no ano a redução de 33,2% nos embarques de derivados do petróleo (devido à parada para manutenção de importante unidade produtiva na Refinaria Landulpho Alves, em fevereiro) e dos produtos químicos e petroquímicos, principalmente para os Estados Unidos, por conta do avanço da competição chinesa. Para agravar o quadro, o comércio global ainda estava fraco e alguns dos principais parceiros do estado reduziram as compras de produtos baianos. É o caso dos Estados Unidos, que reduziu as compras em 39% ante os sete primeiros meses do ano anterior, da União Europeia, com 19,4%, e o Mercosul, com queda de 17%. A desaceleração econômica da China também vem diminuindo a demanda por matéria-prima, o que tem refletido na queda dos preços globais das *commodities* (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2015).

Dessa forma, considerando que as exportações são de grande relevância para o estado, promovendo desenvolvimento socioeconômico e sendo importante para participação do PIB, este artigo objetiva verificar a sensibilidade das exportações no estado da Bahia frente a choques exógenos de uma perturbação aleatória sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas, sendo essas variáveis a taxa de câmbio e a renda mundial para o período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2016.

A escolha geográfica deveu-se à importância da Bahia para a região Nordeste do Brasil, e também pela carência de estudos utilizando esse modelo especificamente para o estado baiano, sendo dessa forma uma contribuição significativa.

Os dados obtidos para a análise têm periodicidade mensal e foram retirados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços no que se refere às exportações da Bahia e do IPEADATA referente à taxa de câmbio e à renda mundial.

Optou-se por utilizar métodos de séries temporais através do vetor autorregressivo (VAR). Dessa forma, serão realizados teste da raiz unitária e teste KPSS para verificar a estacionaridade das séries, causalidade de Granger para examinar se uma variável no presente ou no passado ajuda a prever outra, função impulso-resposta para mostrar o efeito de um choque nos valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do modelo, e a decomposição da variância para expor o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável *versus* os choques nas outras variáveis do sistema. Ressalte-se que o termo "choque" abordado no estudo são alterações no desvio-padrão da taxa de câmbio e renda mundial, como, por exemplo, uma sobrevalorização cambial.

Este artigo apresenta além desta introdução, cinco seções. A segunda trata da discussão teórica e empírica da literatura sobre exportações. A terceira descreve o perfil exportador do estado da Bahia, seguida da metodologia de procedimento, resultados e conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção tem a finalidade de demonstrar alguns estudos que vêm sendo realizados nos últimos anos no Brasil, analisando as exportações nacionais ou regionais, seja no agregado, seja por produtos, dando ênfase à utilização das metodologias vetorial autorregressiva (VAR) e vetor de correção de erros (VEC).

Os primeiros estudos objetivando desenvolver métodos para estimar equações de exportação e importação no Brasil foram os de Braga e Markwald (1983) e Zine Junior (1988). A estimação desses modelos foi realizada usando-se equações simultâneas. Partia-se do pressuposto de que as séries temporais eram estacionárias. Não obstante, enfatiza-se que essas suposições eram aceitas sem a necessidade de realização de testes específicos. Zine Junior (1988) estimou as elasticidades de exportações e de importações por grupos de bens do período de 1970 a 1985, objetivando identificar e avaliar a relevância das principais variáveis. Na análise, o autor utilizou duas formulações teóricas, um modelo de economia pequena, o qual se depara com uma função de demanda infinitamente elástica por suas exportações e um modelo competitivo em dois países, que retira as hipóteses de elasticidades infinitas.

Portugal (1992) estimou as equações de demanda e oferta para exportação e importação baseadas nas seguintes suposições: de substituição imperfeita (há leve diferenciação entre produtos domésticos e estrangeiros); preços diferenciados; e hipótese do país pequeno (a participação do país no comércio mundial é reduzida).

Castro e Cavalcanti (1998), utilizando a metodologia VEC, fizeram estimações de equações de exportação totais e desagregadas para o Brasil, no período de 1955 a 1995. Os autores incluíram no modelo as seguintes variáveis explicativas: a taxa de câmbio real, uma *proxy*

para o nível de renda mundial; e um indicador do nível de renda doméstico. Quanto aos resultados, estes revelaram elasticidades renda e preço significantes.

Silva e Maia (2003) analisaram os efeitos da renda externa, da taxa de câmbio real efetiva e do preço de exportação do café em grão sobre as exportações brasileiras de café, no período de 1961 a 2001. Foi adotado o modelo VAR e quanto aos resultados, estes revelaram que o valor das exportações de café foi mais impactado pelos choques no preço do café em grão e na renda externa, do que pelos choques na taxa de câmbio real. Também foi observado que as mudanças na renda externa tiveram efeito positivo nas exportações de café a curto prazo, e que os choques no preço de exportação do café em grão acarretaram aumentos nas exportações de café nos primeiros dois anos após os choques, e por último, o efeito de um choque na taxa de câmbio real nas exportações de café revelou-se positivo no primeiro ano e negativo no segundo ano.

Gomes e Fantinel (2012) analisaram a influência da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações de calçados gaúchos. Foram empregados métodos de séries temporais: modelo VAR; e o vetor de correção de erros (VEC). Os resultados indicaram forte relação das exportações gaúchas com a taxa de câmbio e com a renda mundial. E, por fim, utilizando esta mesma metodologia, tem-se o trabalho de Monte (2015), que estimou os impactos de choques na taxa de câmbio e na renda mundial sobre as exportações do Espírito Santo.

3 COMERCIO INTERNACIONAL DO ESTADO BAHIA

Com uma população estimada em 15.203.934 habitantes, o estado da Bahia possui uma extensão territorial de 564.732,642 km², com 417 municípios. Além disso, apresenta uma das economias mais diversificadas da região Nordeste. O estado baiano apresentou em 2015 o PIB em valores correntes estimado em R\$ 200.901 milhões (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2016).

Quanto à balança comercial do estado entre os anos de 2000 a 2016, há o registro de algumas oscilações referentes às variações da taxa de crescimento de maneira geral, tanto das exportações como das importações (TABELA 1).

TABELA 1- Balança Comercial da Bahia 2000 a 2016 (US\$ 1.000 F.O.B)

Ano	Exportação	Importação	Saldo
2000	1.943.780	2.241.955	-298.175
2001	2.121.868	2.285.945	-164.077
2002	2.412.278	1.877.627	534.650
2003	3.260.882	1.945.222	1.315.659
2004	4.066.036	3.020.720	1.045.315
2005	5.989.259	3.351.096	2.638.163
2006	6.773.298	4.475.038	2.298.260
2007	7.408.728	5.414.597	1.994.130
2008	8.698.663	6.309.577	2.389.086
2009	7.010.799	4.672.580	2.338.219
2010	8.879.394	6.705.937	2.173.456
2011	11.016.306	7.743.737	3.272.568
2012	11.267.769	7.764.509	3.503.260
2013	10.091.660	8.888.679	1.202.981
2014	9.309.739	9.280.870	28.868

(Continua)

TABELA 1- Balança Comercial da Bahia 2000 a 2016 (US\$ 1.000 F.O.B)

Ano	Exportação	Importação	Saldo
2015	7.883.181	8.286.872	-403.691
2016	6.776.509	6.151.450	625.059

(Conclusão)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (2017).

Pode-se observar que, em todo o período, o estado da Bahia apenas apresentou saldo negativo nos anos de 2000, 2001 e, mais recentemente, em 2015. Entre 2014 e 2015, tanto as exportações, quanto as importações caíram, mas a queda nas exportações foi maior (-15,3%) do que a queda das importações (-10,7%), fazendo com que o saldo negativo fosse o maior de todo o período registrado. A recuperação do *superávit* veio no ano seguinte, em 2016, mostrando o potencial do estado novamente.

A diminuição nos preços dos produtos vendidos ao exterior, a fraca demanda externa e o menor volume físico de embarques (*quantum*) em 11,1%, principalmente de produtos agrícolas, cuja produção foi fortemente afetada pela seca, foram os principais fatores que derrubaram as vendas ao exterior em 2015. Em 2016, as exportações somaram US\$ 6,78 bilhões, com redução de 14% em relação ao ano anterior, menor volume desde 2006, quando alcançaram US\$ 6,77 bilhões (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2017).

As importações, que tiveram redução ainda maior, atingiram US\$ 6,15 bilhões e queda de 25,8% ante 2015. Esse resultado é reflexo da baixa atividade econômica, queda da demanda, da renda e da produção industrial, que já recuou 5% no ano. Por conta da maior queda das importações, a Bahia registrou um *superávit* de US\$ 625 milhões em sua balança comercial revertendo o déficit de US\$ 403,7 milhões registrado em 2015 (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2017).

A queda nas importações baianas também ocorreu via redução de preços, que declinaram em média 16,8% comparadas ao ano anterior, principalmente de nafta para a petroquímica, minério de cobre, gás, trigo, grafita e borracha, evidenciando a queda generalizada dos preços das *commodities* devido à fraca atividade econômica global. O volume desembarcado também registrou redução de 10,9% no período, resultado da queda da demanda interna (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2017).

Na TABELA 2, observa-se que os principais produtos exportados são os industrializados, com destaque para produtos manufaturados.

TABELA 2 – Exportações totais da Bahia por fator agregado do ano de 2016.

Produtos	US\$ FOB
Industrializados	5.097.813.386
Manufaturados	2.779.324.803
Semimanufaturados	2.318.488.583
Básicos	1.605.496.846
Operações Especiais	73.198.934

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (2017).

Todos os principais segmentos da pauta de exportação do estado em 2016 registraram quedas em relação ao ano anterior, sobretudo as vendas de produtos básicos, que caíram 31,3%,

fruto principalmente da redução nos embarques de produtos do agronegócio. Estes ficaram 25% menores devido à seca, a qual impactou negativamente a produção agrícola do estado em 35%, além da queda média de preços no mercado internacional (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2017).

Dentre os produtos mais exportados, em 2016, destacaram-se a pasta química de madeira de não conífera à soda ou sulfato semibranqueadas ou branqueadas³, com receita exterior de US\$ 859.877.922, correspondendo a 12,69% do valor total exportado do estado. Em segundo lugar na pauta de exportações aparece a soja, com participação de 7,72% e, em seguida, catodos de cobre refinado (6,96%), os quais podem ser observados na TABELA 3.

TABELA 3 - Principais produtos exportados do ano de 2016 (em US\$ FOB)

Produtos	US\$	(%)
Pasta quím. madeira de n/conif. a soda/sulfato, semi/branq	859.877.922	12,69
Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	523.459.669	7,72
Catodos de cobre refinado/seus elementos, em forma bruta	471.628.434	6,96
Automóveis c/motor explosão,1500<cm3<=3000, até 6 passag	312.709.438	4,61
Bagaços e outros resíduos sólidos, da extr. do óleo de soja	284.704.082	4,20
"Fuel-oil"	244.056.168	3,60
Algodão simplesmente debulhado, não cardado nem penteado	240.683.799	3,55
Bulhão dourado, para uso não monetário	231.787.834	3,42
Pasta química de madeira, para dissolução	226.706.433	3,35
Manteiga, gordura e óleo, de cacau	194.921.579	2,88
Pneus novos para automóveis de passageiros	170.288.145	2,51

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (2017).

Quanto ao destino das exportações, a China se destacou como o principal parceiro comercial, adquirindo 22,18% de todo o valor exportado pelo estado, seguida dos Estados Unidos, com participação de 13,75%, da Argentina com 11,26%, e dos Países Baixos (Holanda), com 7% (TABELA 4).

TABELA 4 - Principais destinos das exportações baianas em 2016

Destino	US\$ FOB	Participação (%)
China	1.503.031.423	22,18
Estados unidos	932.056.633	13,75
Argentina	763.272.029	11,26
Holanda	474.189.959	7,00
Bélgica	280.363.515	4,14
Alemanha	214.921.946	3,17
Coréia do Sul	187.555.757	2,77
Canadá	152.439.245	2,25
Franca	148.985.907	2,20
México	144.639.365	2,13
Índia	134.045.892	1,98
Japão	119.930.732	1,77
Chile	113.269.149	1,67
Itália	102.638.121	1,51

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (2017).

Dessa forma, o objetivo desta seção foi apresentar o potencial comercial da Bahia, que é vista como um estado com vocação para o comércio exterior, possuindo um grau significativo

³ Descrição segundo a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) com classificação 47032900.

de abertura comercial no Brasil, escoando parte significativa das exportações domésticas, sendo o fluxo de exportações importante para o desempenho baiano na geração de renda, como em termos de participação do PIB. A seção seguinte será apresentada a metodologia de procedimento.

4. METODOLOGIA

Neste estudo, com o propósito de atender aos objetivos, optou-se por seguir o modelo desenvolvido por Castro e Cavalcante (1998). Vale ressaltar que existem diversos trabalhos na literatura que utilizaram este modelo, tais como: Anefalos e Margarido (2006), Fabris e Meurer (2009), Freire Junior et al (2010), Gomes e Fantinel (2012), dentre outros.

Assim, a equação (1) será utilizada para a estimação da equação de exportações da Bahia. Para um melhor ajuste do modelo e para observar a elasticidade com relação às variáveis, a regressão foi estimada em logaritmo.

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

Onde:

LogExport = logaritmo do valor das exportações ($\ln\text{export}$);

LogCambio = logaritmo do valor da taxa cambio real efetivo ($\ln\text{cambio}$);

LogRenda = logaritmo da renda mundial ($\ln\text{renda}$).

4.1 Modelo Econométrico

Para estimação da equação de exportação da Bahia foi escolhido o modelo vetorial autoregressivo (VAR), proposto por Sims (1980), que é usado para capturar as interdependências lineares entre múltiplas séries temporais. As variáveis são tratadas de forma simétrica e simultânea, onde cada variável tem uma equação que explica a evolução com base nas próprias defasagens e das outras variáveis do modelo.

No modelo VAR as variáveis são consideradas endógenas e devem ser estacionárias, o erro das equações se comporta como um ruído branco $\epsilon_t \sim \text{RB}(0,1)$ e são não-correlacionados.

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

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (2)$$

Em que:

Y_t é o vetor de variáveis;

ϕ_i são matrizes ($k \times k$) com os parâmetros das equações e ϵ_t são erros não correlacionados, com média zero e variância constante.

Para estimação deste modelo, as variáveis dever ser estacionárias, mas se estas não o forem, devem ser diferenciadas antes de estimar o modelo. Porém, segundo Enders (1995), este não é o melhor método a ser utilizado. No caso de variáveis não estacionárias, o primeiro passo é verificar a ordem de integração e se estas forem integradas de mesma ordem, o próximo passo é fazer um teste de cointegração, pois, quando se diferencia as variáveis, omite-se a possibilidade da existência das relações de longo prazo.

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

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

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

4.2 Fonte de Dados

Os dados utilizados neste trabalho, referente às exportações baianas, em dólares americanos, do período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2016 foram retirados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços e deflacionados pelo IPA- Índice de Preços por Atacado dos Estados Unidos a preços constantes de fevereiro de 2016, divulgados pelo Internacional Financial Statistics do Fundo Monetário Internacional (FMI/IFS) e obtido através do IPEADATA.

Como *proxy* para renda mundial foi utilizada o valor das importações mundiais divulgados pelo Internacional Financial Statistics/IFS publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e obtidos também pelo IPEADATA. Os valores são deflacionados pelo índice IPA (dólar) e transformados em índice com base em fevereiro de 2016.

A taxa de câmbio real e efetiva foi obtida no IPEADATA, considerando como data base o período de fevereiro de 2016. O índice da taxa de câmbio real pode ser calculado com relação a um único parceiro comercial ou a um conjunto de parceiros comerciais. Quando calculado para um conjunto de parceiros comerciais, o índice passa a ser denominado taxa de câmbio real efetiva.

4.3 Teste de estacionariedade das séries temporais

A série temporal é considerada estacionária quando sua média, variância e autocovariância, em diferentes defasagens, permanecem as mesmas, ou seja, continuam constantes ao longo do tempo (GUJARATI, 2005).

A importância de se saber se uma série temporal é estacionária se deve ao fato de que, caso seja não estacionária, não se poderá estudar o seu comportamento para o período analisado, visto que essas séries temporais têm pouco valor prático e não é possível generalizá-lo para outros períodos de tempo, como no caso de fazer previsões (GUJARATI, 2005).

Na prática, poucas séries temporais existentes são estacionárias, mas muitas delas encontradas têm a propriedade desejável de que quando são diferenciadas uma ou mais vezes, as séries resultantes tornam-se estacionárias (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Um exemplo típico de série não estacionária é o modelo de passeio aleatório, mas a sua primeira diferença o torna estacionário, por isso o modelo de passeio aleatório é denominado integrado de ordem 1, ou seja, $I(1)$. Dessa forma, se uma série temporal para se tornar estacionária, tiver de ser diferenciada duas vezes, esta é classificada como integrada de ordem 2, $I(2)$. Se tiver de ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária, esta é classificada como integrada de ordem d , $I(d)$. Uma série Y_t que é estacionária desde o início e que não requer diferenciação é classificada como integrada de ordem 0, isto é, $Y_t \sim I(0)$ (GUJARATI, 2005).

Existem vários testes para a verificação da estacionariedade das séries temporais, mas o método mais usado é o teste de raiz unitária, por se tratar de um método conciso e eficiente. O teste de raiz unitária objetiva-se verificar se a série temporal é estacionária em nível ou se é estacionária nas diferenças. Para a verificação da estacionariedade por meio do teste de raiz unitária podem ser utilizados diversos testes. No entanto, o presente estudo optou por utilizar o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para estimar o teste de raiz unitária, primeiramente, partiu-se da equação (4):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (4)$$

Onde: Y_{t-1} é a série Y_t defasada em um período e u_t é o termo de erro ruído branco. Quando $\rho = 1$, a raiz unitária se torna um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, processo estocástico classificado como não estacionário (GUJARATI, 2005).

Subtraindo-se Y_{t-1} de ambos os lados da equação (1) e substituindo $\rho-1$ por δ surge a seguinte equação (5):

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Onde: $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ é a série Y_t na primeira diferença. Note que, quando $\delta = 0$: $\Delta Y_t = u_t$, isto é, as primeiras diferenças de uma série temporal de passeio aleatório é igual ao termo de erro ruído branco (u_t) e pelo fato de u_t ser estacionário, conclui-se que as primeiras diferenças de uma série temporal também é estacionária

Na prática, estima-se a equação (5) pelo método de mínimos quadrados ordinários e testa-se a hipótese nula de que $\delta = 0$. Se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, ou seja, há uma raiz unitária, o que significa que a série temporal em estudo é não estacionária. Porém, se o coeficiente angular (δ) estimado for negativo, a hipótese alternativa ($\delta < 0$) será aceita e conclui-se que Y_t é estacionário (GUJARATI, 2005).

Partindo-se desse pressuposto, aplica-se o teste denominado Dickey-Fuller (DF) através da estatística τ (tau). A aplicação do teste DF envolve a estimação das equações (6), (7) e (8), onde t é o tempo ou a variável de tendência. O teste de Dickey-Fuller é estimado de três maneiras diferentes, todas com as respectivas hipóteses nulas $\delta = 0$, o que determina a presença de raiz unitária.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

O que diferencia os modelos de passeio aleatório das equações (6), (7) e (8) remete ao fato que, na equação (6), existe a presença de um passeio aleatório simples e, na equação (7), um passeio aleatório com deslocamento, enquanto a (8) apresenta um passeio aleatório com deslocamento e com a inclusão de um termo de tendência determinística.

O procedimento concreto de estimação das equações (6), (7) e (8), envolve a estimação de cada equação por mínimos quadrados ordinários, dividindo o coeficiente estimado de Y_{t-1} de cada equação pelo seu desvio-padrão para calcular a estatística $\tau(\tau)$. Entretanto, se o valor absoluto calculado pela estatística $\tau(\tau)$ exceder os valores críticos τ de Dickey-Fuller, a hipótese de que determinada série temporal é estacionária não será rejeitada. Caso o valor absoluto calculado pela estatística τ for menor que os valores críticos τ de Dickey-Fuller, a série temporal em questão será não estacionária (GUJARATI, 2005).

É importante destacar que a utilização do teste DF será válida quando as séries que são formadas por um processo autorregressivo forem de ordem $I(1)$ e seus termos aleatórios seguirem um ruído branco. No entanto, se o processo formador de uma série temporal for um processo autorregressivo de ordem superior a um $AR(p)$, onde $p > 1$, o teste a ser utilizado corresponde ao Dickey-Fuller Aumentado (ADF), estimado pela equação (9) e testado pela seguinte hipótese (10) (GAIO et al., 2006).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum a_i \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Teste de hipótese:

$$\begin{aligned} H_0: \delta &= 0 \\ H_0: \delta &< 0 \end{aligned} \quad (10)$$

Segundo Gujarati (2005) o teste Dickey-Fuller Aumentado é usado em situações que u_t apresenta correlação, onde se inclui número de defasagens suficiente para que o termo de erro não apresente correlação serial. No teste Dickey-Fuller Aumentado continua-se testando $\delta = 0$. Este segue a mesma distribuição assintótica que a estatística Dickey-Fuller, usando os mesmos valores críticos.

Os critérios utilizados para determinar o número de defasagens nos dois testes de raiz unitária foram os métodos tradicionais de Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ). A determinação correta do número de defasagens (*lags*) para um teste é muito importante. A escolha deve ser um número suficiente para eliminar uma possível correlação serial dos resíduos (BRAGA, 2008).

4.4 Teste de Cointegração

O teste de cointegração é um método muito utilizado para precaver situações de regressão espúria, ou seja, regressão sem sentido. Muitas vezes, os resultados de regressões deduzem que o valor de R^2 seja estatisticamente significativo e que existe relação forte entre as variáveis em análise, enquanto a priori não deveria haver nenhuma relação (GUJARATI, 2005).

Conforme Zen e Melo (2008) testar a cointegração entre variáveis implica avaliar se as variáveis P_t e F_t possuem caminho temporal ligado e se possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Para tanto, é necessário, inicialmente, verificar se as duas séries são integradas de mesma ordem, o que é verificado quando se realiza o teste de raiz unitária.

Para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, é necessário que estas mantenham no longo prazo uma distância aproximadamente constante, mantendo sincronizados os movimentos. Para que isso aconteça, o resíduo ε_t tem que ser integrado de ordem zero, $\varepsilon_t \sim I(0)$. Dessa forma, os resíduos da regressão serão estacionários.

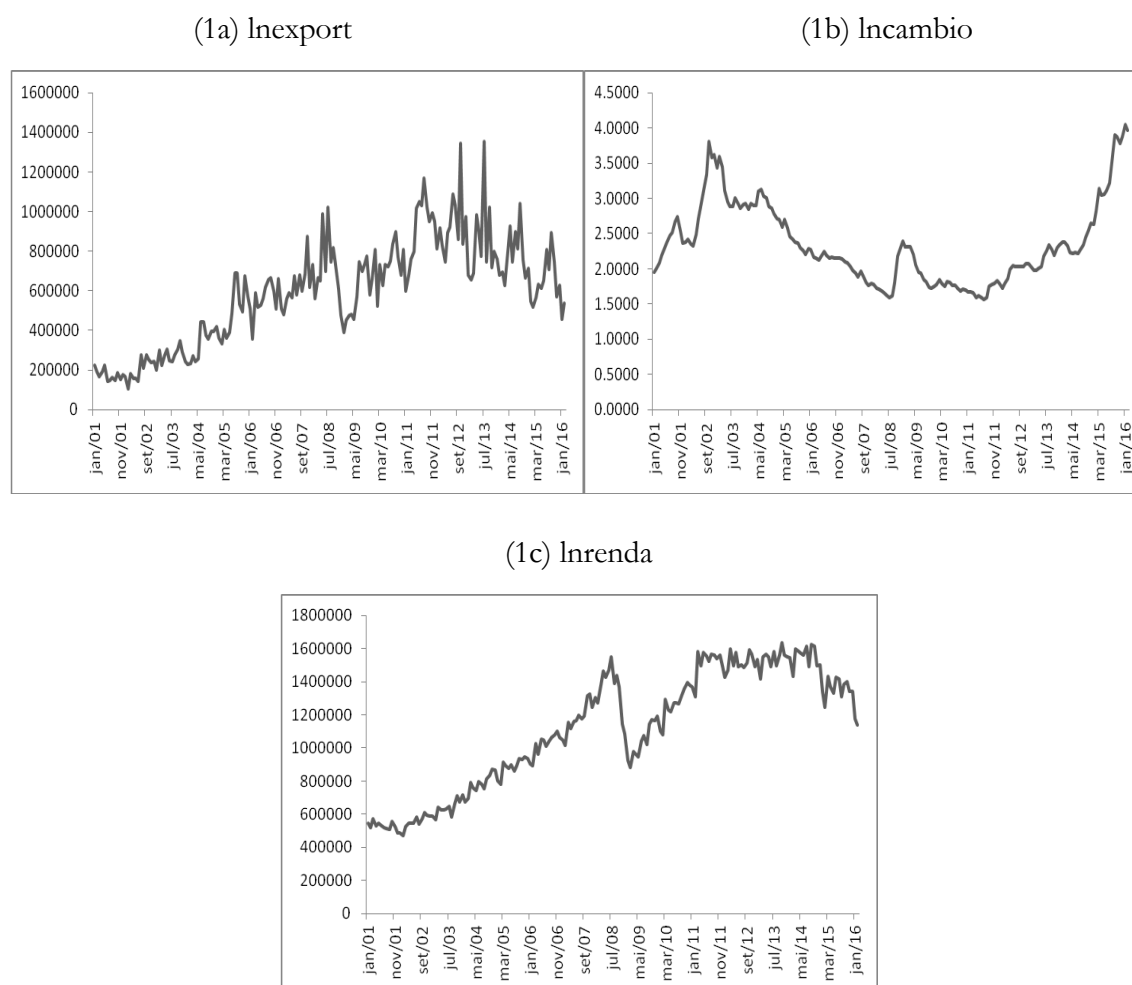
As trajetórias temporais das variáveis cointegradas possuem característica de serem influenciadas por qualquer desvio em seu equilíbrio de longo prazo. Pindyck e Rubinfeld (2004), afirmam que, mesmo que duas variáveis sejam um passeio aleatório, a combinação linear delas pode ser estacionária. Por exemplo, pode ser que as variáveis x_t e y_t sejam não estacionárias, mas a combinação $z_t = x_t - \lambda y_t$ pode ser estacionária. Diz-se nesse caso, que x_t e y_t são cointegradas e denomina-se como o parâmetro de cointegração. Pode-se estimar λ fazendo uma regressão por mínimos quadrados ordinários de x_t em relação a y_t . Além disso, os resíduos da regressão podem ser usados para testar se x_t e y_t são de fato cointegrados.

A metodologia proposta por Johansen (1988) utiliza de uma técnica de máxima verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite avaliar e estimar a presença de múltiplos vetores de cointegração entre as variáveis não estacionárias (COELHO, 2004).

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A primeira etapa da análise de séries temporais num modelo autoregressivo (VAR) é verificar como o processo estocástico gerador das séries em estudo se comporta ao longo do tempo, ou seja, identificar se as variáveis utilizadas são ou não são estacionárias. Caso as variáveis sejam não estacionárias, opta-se por torná-las estacionárias, apesar de que no tocante à estimação do VAR, Enders (2010) afirma que, embora normalmente as variáveis sejam diferenciadas antes de se estimar o sistema, este procedimento não é unicamente aceito.

O GRÁFICO 1 apresenta a evolução de cada série de dados ao longo do período de análise. Em relação à análise gráfica, merece destaque o fato de que, no período da crise do *subprime* (iniciada nos Estados Unidos), as variáveis $\ln export$ e $\ln renda$ apresentaram forte queda, começando a se recuperar no final no ano de 2010. Nota-se um comportamento semelhante dessas variáveis.

GRÁFICO 1 – Evolução das variáveis no período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2016

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Foi utilizado o teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981) para verificar a estacionariedade das séries de exportações da Bahia, da taxa de câmbio efetiva real e das importações mundiais, todas em logaritmo.

TABELA 5 - Teste de Dickey-Fuller (ADF)

Variáveis	Diferença	Defasagens	τ_{calc}	$\tau_{1\%}$	$\tau_{5\%}$	$\tau_{10\%}$
Lnexport	0	2	-2.141	-3.484	-2.885	-2.575
Lnexport	1	1	-12.413	-3.484	-2.885	-2.575
Lncambio	0	2	-1.024	-3.484	-2.885	-2.575
Lncambio	1	1	-7.436	-3.484	-2.885	-2.575
Lnrenda	0	4	-1.829	-3.484	-2.885	-2.575
Lnrenda	1	1	-11.904	-3.484	-2.885	-2.575

Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

τ corresponde, respectivamente, ao valor crítico calculado do teste e valores críticos tabelados a 1%, 5% e 10% de significância.

O teste ADF em nível indicou a não rejeição da hipótese nula de que as séries contêm raiz unitária. O valor crítico calculado do teste ADF é, em módulo, menor do que os valores críticos tabelados a 10%, 5% e 1% de significância. Conclui-se que as séries exportação, taxa de câmbio efetiva real e importações mundiais não são estacionárias em nível. Os resultados para as séries em primeira diferença indicam que elas são estacionárias para todos os níveis de significância.

Os resultados encontrados no teste de raiz unitária ADF mostram um forte indicativo de que as séries são integradas de ordem um ou $I(1)$. Como as séries são $I(1)$, opta-se por fazer o teste de cointegração de Johansen com as séries em nível para verificar se há algum vetor de cointegração.

Na elaboração do teste é fundamental determinar o número de defasagens. Para isso, estimou-se um VAR irrestrito com as séries em nível, observando os critérios da razão de verossimilhança (LR), do erro de previsão final (FPE), de Akaike (AIC), de Schwarz (SBC) e de Hannan-Quinn (HQ) para selecionar o número de defasagens a ser empregado. Os critérios sugeriram a utilização de duas defasagens para o modelo, conforme a TABELA 6.

TABELA 6 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR

Defasagens	LR	FPE	AIC	HC	SBC
0	NA	0,000173	-0,150708	-0,128962	-0,097083
1	1246,2	1,7e-07	-7,05061	-6,96363	-6,83611
2	70,003*	1,3e-07*	-7,34276*	-7,19054*	-6,96739*
3	14,124	1,3e-07	-7,32099	-7,10352	-6,78474
4	14,189	1,4e-07	-7,29958	-7,01687	-6,60245

Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

Nota: 1) * Indica a ordem selecionada pelo critério; e, 2) LR = razão de verossimilhança (LR), FPE = erro de previsão final; AIC = Akaike, SC = Schwarz e HQ = Hannan-Quinn.

Para determinar o número de vetores de cointegração, são utilizados os testes do traço e o teste do máximo autovalor, cujos resultados estão apresentados na TABELA 7. Como pode ser observado, ambos os testes revelaram a presença de apenas um vetor de cointegração, demonstrando a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis \ln export, \ln cambio e \ln renda. 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 VAR, utiliza-se o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para as estimativas das elasticidades de curto e longo prazo. A vantagem de utilizar o (VEC) traduz-se na possibilidade de investigar as dinâmicas de curto prazo e longo prazo das séries.

TABELA 7 – Teste de Cointegração de Johansen (traço e autovalor máximo)

(Continua)

H_0	H_1	Autovalor	Estatística do Traço	Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%
$r = 0$	$r > 0$	0,16701	41,5987	35,65	29,68
$r \leq 1$	$r > 1$	0,03952	8,7076 ^{*1*5}	20,04	15,41
$r \leq 2$	$r > 2$	0,00802	1,4492	6,65	3,76

TABELA 7 – Teste de Cointegração de Johansen (traço e autovalor máximo)

H ₀	H ₁	Autovalor	Máximo Autovalor	(Conclusão)	
				Valor crítico a 1%	Valor crítico a 5%
r = 0	r = 0	0,16701	32,8911	25,52	20,97
r = 1	r = 1	0,03952	7,2585	18,63	14,07
r = 2	r = 2	0,00802	1,4492	6,65	3,76

Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

Neste ponto, duas observações são convenientes. Em primeiro lugar, o ordenamento das variáveis em um modelo vetorial pode ser muito importante. Nesta classe de modelos, a primeira variável do vetor é considerada, implicitamente, como independente das perturbações contemporâneas das demais variáveis e, por conseguinte, a menos que as covariâncias dos demais distúrbios possam ser depreciadas, a decomposição das variâncias dos erros de previsão será afetada pelo ordenamento adotado (GUZMÁN, 1992).

Com finalidade de determinar a ordenação das variáveis no modelo, foram realizados os testes de causalidade propostos por Granger (1969). É possível afirmar que uma variável causa outra no sentido de Granger (para variáveis estacionárias) quando seus valores passados ajudam a prever o valor presente da outra variável. Como as séries em logaritmo das exportações, taxa de câmbio real efetiva e importações mundiais não são estacionárias, deve-se empregar o mesmo procedimento, mas com as séries diferenciadas em um período.

TABELA 8 - Teste de causalidade de Granger

Hipótese Nula	Observações	Estatística F	Valor-p
Δ ncambio não Granger-causa Δ ncexport	180	5,3857	0,068
Δ ncexport não Granger-causa Δ ncambio		5,9028	0,052
Δ lnrend não Granger-causa Δ ncexport	180	18,133	0,000
Δ ncexport não Granger-causa Δ lnrend		0,8079	0,668
Δ lnrend não Granger-causa Δ ncambio	180	14,135	0,001
Δ ncambio não Granger-causa Δ lnrend		9,1245	0,033

Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

Δ = operador de primeira diferença.

Pelo teste de causalidade de Granger, as variáveis mais independentes do sistema são as exportações e a taxa de câmbio. Somente cambio Granger causa renda a 5% de significância segundo o valor-p e, caso a significância seja de 1%, nenhuma variável Granger-causa renda, sendo assim ela é a variável mais exógena do sistema segundo este critério. Conforme Lütkepohl (2006), os testes de causalidade devem ser construídos no processo de seleção do modelo. Entre exportações e câmbio, a série exportações foi escolhida a mais endógena pela teoria econômica e pelo modelo teórico.

Estima-se então a regressão de acordo com o modelo teórico e faz-se uso do modelo vetorial de correção de erros para capturar as dinâmicas de curto prazo e de longo prazo das variáveis. Vale ressaltar que os sinais devem ser interpretados de maneira inversa.

Verifica-se que o coeficiente da taxa de câmbio não apresentou sinal de acordo com a teoria econômica, de encontro à condição de Marshall-Lerner, o qual afirma que, permanecendo tudo o mais constante, uma depreciação real melhora as transações correntes se os volumes de exportação e importação forem suficientemente elásticos em relação à taxa de câmbio real (KRUGMAN; OBSTFELD; MELITZ, 2015). Esperava-se que a Incambio impactasse

positivamente nas exportações baianas. No entanto, isso corrobora o GRÁFICO 1, que demonstra que as variáveis $\ln\text{export}$ e $\ln\text{cambio}$ caminharam, em geral, em direções opostas ao longo do período considerado.

Existem fundamentos teóricos para colocar a taxa de câmbio com defasagem, visto que o fenômeno da curva J mostra que a balança comercial reage com defasagem diante de mudanças no câmbio⁴. Por força de contrato, o efeito das mudanças na taxa de câmbio não são sentidos imediatamente, isto poderia explicar o fato de o modelo não ter captado tal efeito. A variável $\ln\text{cambio}$ foi testada em diferentes defasagens no estudo. Porém, a mesma apresentou os mesmos resultados. Ressalta-se que, segundo a TABELA 6, como visto anteriormente, foi sugerido o modelo com duas defasagens segundo os critérios utilizados.

Entretanto, conforme esperado, a renda mundial afeta positivamente as exportações da Bahia no longo prazo. O coeficiente estimado foi estatisticamente significativo, e mostra que um aumento da renda mundial em 1% acarreta uma elevação de cerca de 140% nas exportações do estado. A elasticidade da renda mundial é, aproximadamente, oito vezes maior que a elasticidade da taxa de câmbio. Este pode ser um indicativo do crescimento das exportações mesmo havendo uma queda da taxa de câmbio no período analisado. Nesse sentido, o crescimento da renda mundial e, conseqüentemente, da demanda mundial, faz com que as exportações baianas não dependam tanto da taxa de câmbio.

TABELA 9 - Estimativa de longo prazo do vetor de cointegração

$\ln\text{export}$	$\ln\text{cambio}$	$\ln\text{renda}$	Constante
1,0000	0,1590	-1,4006	6,1117
	(0,1313)	(0,0801)	

Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão das estimativas.

Em relação aos coeficientes de curto prazo, seus valores demonstram as velocidades de ajustamento das variáveis consideradas no modelo, em direção ao equilíbrio de longo prazo. Logo, um baixo valor do coeficiente revela que, diante de um desequilíbrio transitório (de curto prazo), a velocidade de ajuste é lenta em direção ao equilíbrio de longo prazo. Conforme apresentando na TABELA 10, no curto prazo, o coeficiente da variável exportação foi aproximadamente 0,4018, o que revela que os desequilíbrios transitórios das exportações baianas são corrigidos a uma velocidade de 40,18%. Assim, para a variável exportação, esses desequilíbrios são corrigidos de forma relativamente rápida, o que não acontece para as variáveis taxa de câmbio e renda mundial.

⁴ Às vezes se observa que as transações correntes de um país pioram imediatamente após uma depreciação real da moeda e só começam a melhorar alguns meses mais tarde. Se as transações correntes pioram após uma depreciação, sua trajetória temporal tem um segmento inicial que lembra um J e, portanto, é denominado curva J (KRUGMAN; OBSTFELD; MELITZ, 2015).

TABELA 10 – Estimativa de curto prazo do vetor de cointegração

$\Delta \ln \text{export}$	$\Delta \ln \text{cambio}$	$\Delta \ln \text{renda}$
-0,40179	-0,04017	0,02527
(0,08943)	(0,01798)	(0,02927)

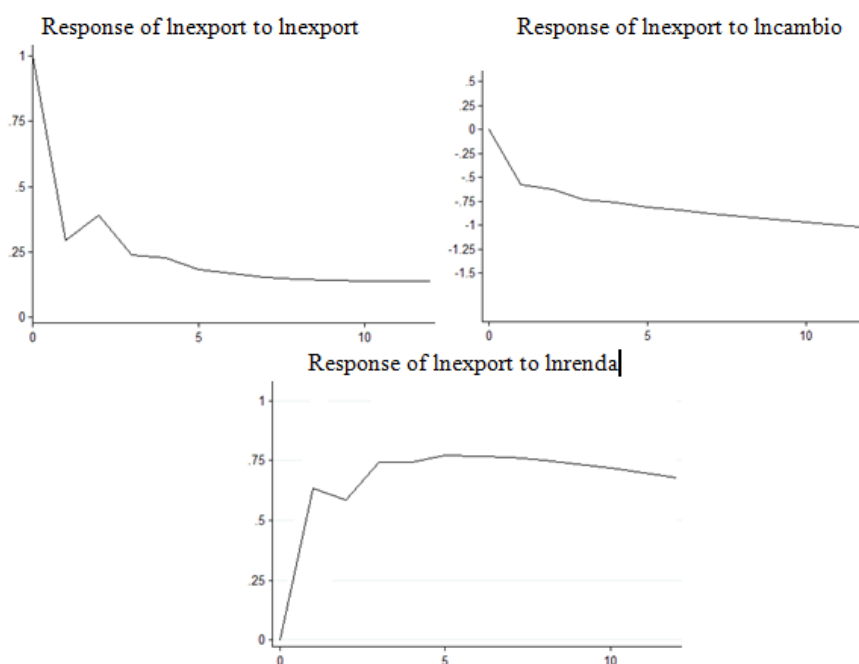
Fonte: Estimativas realizadas pelos autores.

Nota: 1) Os valores entre parênteses representam os erros-padrão das estimativas; 2) Δ =significa a primeira diferença da variável.

Concluída a etapa de identificação e estimação do modelo VEC, analisaram-se as funções de impulso-resposta obtidas, com o objetivo de verificar principalmente o impacto dos choques da taxa de câmbio e renda mundial sobre o valor das exportações da Bahia.

No GRÁFICO 2 são demonstradas as funções de impulso-resposta para as exportações da Bahia. Inicialmente, para exemplificar a análise de uma função de impulso-resposta, toma-se o caso do efeito da $\ln \text{cambio}$ sobre as exportações. Nota-se que uma elevação de um desvio-padrão na $\ln \text{cambio}$ causa um efeito negativo sobre as exportações durante todo o período analisado, contrário ao esperado pela teoria econômica. Em relação à variável $\ln \text{renda}$, observa-se que um choque na mesma leva a sucessivos aumentos nas exportações baianas, que perpetuam pelos 12 meses considerados. Além disso, ao final do período de 12 meses, as exportações ficam bem acima do patamar inicial (antes do choque na $\ln \text{renda}$).

É importante mencionar que, novamente, a variação da taxa de câmbio não se mostrou importante para as exportações do estado (no que se refere ao crescimento), sendo que a grande relevância da renda mundial parece compensar esse resultado não esperado. Isso pode ser corroborado pelo GRÁFICO 1 (item estatísticas descritivas e análise gráfica das variáveis), onde pode-se notar que as variáveis $\ln \text{export}$ e $\ln \text{renda}$ apresentam evolução muito semelhante, inclusive durante a crise do *subprime*.

GRÁFICO 2 – Funções de impulso-resposta para exportações da Bahia

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A análise de decomposição de variância fornece uma metodologia distinta para se analisar a dinâmica do sistema no tempo, obtendo informações sobre a importância relativa de choques aleatórios em cada uma das variáveis do modelo sobre as demais variáveis. Em suma, a decomposição da variância do erro de previsão nos diz qual a proporção dos movimentos nas séries devido a seus próprios choques versus choques de outras variáveis. A TABELA 11 mostra os resultados relativos à decomposição.

TABELA 11 – Decomposição da variância das exportações da Bahia

Mês	Erro-padrão	lnexport	Incambio	Inrenda
1	1.2e-17	100	0	0
2	.025973	95,9337	1,2180	2,8483
3	.033588	93,5480	2,1514	4,3006
4	.045724	90,0367	3,3173	6,6460
5	.054905	87,0746	4,3865	8,5388
6	.063269	84,1753	5,4537	10,3710
7	.070650	81,5786	6,4867	11,9347
8	.077277	79,1991	7,5041	13,2968
9	.083273	77,0497	8,5050	14,4452
10	.088731	75,0988	9,4934	15,4078
11	.093737	73,3287	10,4694	16,2018
12	.098357	71,7177	11,4332	16,8491

Fonte: Estimativas realizadas pelo autor.

Pode-se notar que os maiores percentuais de explicação do erro de previsão das exportações são decorrentes das próprias exportações. Verifica-se que, no período de análise, a renda mundial teve impacto superior a taxa de câmbio sobre o erro de previsão das exportações. Ao final de 12 meses, a taxa de câmbio explica 11,43% do erro de previsão, ao passo que a renda mundial explica 16,85% desse erro. Ou seja, no decorrer dos 12 meses, o poder de explicação da renda mundial vai se tornando relativamente superior ao da taxa de câmbio, revelando novamente a importância do cenário econômico internacional para as exportações da Bahia. Para períodos maiores do que 12 meses, os resultados não se alteram significativamente e mantêm uma estrutura relativamente parecida.

Por último, vale dizer que testes de adequação do modelo como autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade nos resíduos foram feitos na escolha do modelo final. Os resultados encontrados foram de ausência de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade nos resíduos. O teste de estabilidade no sistema revelou que todas as raízes do VEC estimado estão dentro do círculo unitário, portanto o modelo é válido. Os resultados não foram apresentados por economia de espaço.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo teve como objetivo estimar os impactos de choques na taxa de câmbio e na renda mundial sobre as exportações da Bahia, utilizando-se a metodologia VAR/VEC. Realizou-se a análise de cointegração das variáveis, das funções impulso-resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão.

No que se refere à análise de cointegração, observou-se que as variáveis $\ln\text{export}$, $\ln\text{cambio}$ e $\ln\text{renda}$ possuem um relacionamento de longo prazo, apresentando um vetor de cointegração. Nas estimativas de longo prazo do vetor de cointegração, a variável taxa de câmbio apresentou sinal contrário à teoria econômica. Já a variável renda mundial mostrou-se coerente com a teoria, apresentando grande elasticidade em relação às exportações. Quanto às estimativas de curto prazo do vetor de cointegração para a variável exportações, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma relativamente rápida, o que não acontece para as variáveis taxa de câmbio e renda mundial.

A análise das funções de impulso-resposta demonstrou que: a) um choque na taxa de câmbio tem efeito negativo sobre as exportações durante todo o período analisado; b) choques na renda mundial impactam positivamente nas exportações durante todo o período de 12 meses, revelando a importância de tal variável para as exportações da Bahia. Corroborando a relevância da renda mundial, pela análise da decomposição da variância, notou-se que a variância do erro de previsão das exportações baianas é explicada, principalmente, pela renda mundial, tendo a taxa de câmbio poder explicativo menor.

Ressalta-se que as variáveis utilizadas não são os únicos fatores que afetam as exportações. Fatores como logística, qualidade, competitividade, concorrência internacional, burocracia interna, entre outros, são de grande importância para a obtenção de destaque no concorrido mercado internacional. Este estudo de caráter preliminar usou as principais variáveis encontradas na literatura que afetam o valor das exportações e, através do (VEC).

Por fim, para estudos futuros, sugere-se a inclusão de outras variáveis no modelo, a fim de prever com maior robustez as oscilações das exportações baianas. Recomenda-se, também, estudos que possam analisar as exportações da Bahia para alguns produtos, a fim de verificar se elas seguem o padrão das exportações agregadas (exportações totais), e até mesmo uma análise do comportamento das exportações de seus municípios.

REFERÊNCIAS

ANEFALOS, L. C.; MARGARIDO, M. A. Modelos de séries temporais aplicados ao setor de exportação brasileira de flores de corte. In: 44º Congresso da SOBER. 2006. Fortaleza. *Anais...* Fortaleza: Sober, 2006.

BRAGA, J. M. **Ajustamento nos mercados de fatores, raiz unitária e histerese na economia americana**. Niterói: UFF, 2008 (Texto para Discussão).

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.

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, 1998.

COELHO, A. B.; A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42 n.1, 2004.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.

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

_____. **Applied econometric time series**. 3. ed. New York: John Wiley and Sons, 2010.

FABRIS, T. R.; MEURER, R. **O comportamento de curto prazo das exportações catarinenses**. Florianópolis: UFSC, 2009.

FREIRE JUNIOR, J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N. **Taxa de câmbio, renda mundial e exportações de calçados**: um estudo para a economia cearense. Fortaleza: IPECE, p. 3-11, 2010.

GAIO, L. E.; BITENCOURT, W. A.; PESSANHA, G. R. G.; OLIVEIRA, A. R.; LIMA, A. L. R. Volatilidade no mercado futuro de boi gordo na BM&F: um estudo empírico utilizando modelos da classe ARCH. In: 44º Congresso da SOBER. 2006. Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2016.

GOMES, E. C.; FANTINEL, V. D. O impacto da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações de calçados gaúchos. In: 6º Encontro de Economia Gaúcha. 2012. Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: FEE, 2012.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, 1969.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2005.

GUZMÁN, R. M. Moeda e crédito na economia brasileira: um modelo com vetores de correção de erros. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 10, n. 18, p. 25-50, set. 1992.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estados@**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/estadosat/perfil.php?sigla=ba>>. Acesso em: setembro de 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: novembro 2016.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M.; **Economia internacional**. São Paulo: Pearson, 2015.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2006.

MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS (MDIC). **Aliceweb**. Disponível em: <www.mdic.gov.br>. Acesso em: jan. 2017.

MONTE, E. Z. Influência da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações do Estado do Espírito Santo. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 33, n. 63, p. 301-323, mar. 2015.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

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. 1992.

SILVA, E. K.; MAIA, S. F. As exportações brasileiras de café (1961-2001): uma análise usando vetores autorregressivos. In: 41º Congresso da SOBER. 2003. Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: SOBER, 2003. Disponível em: <[http://www.biblioteca.sebrae.com.br/bds/BDS.nsf/4CAF1440336F023003256FF100605126/\\$File/NT000A6EF2.pdf](http://www.biblioteca.sebrae.com.br/bds/BDS.nsf/4CAF1440336F023003256FF100605126/$File/NT000A6EF2.pdf)>. Acesso em: 20 set. 2016.

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

SUPERITENDENCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. **Exportação da Bahia cresce 1,8% em setembro e importação mostra recuo**. Disponível em: <<http://g1.globo.com/bahia/noticia/2014/10/exportacao-na-bahia-cresce-18-em-setembro-e-importacao-mostra-recuo.html>>. Acesso em: 10 set. 2016.

SUPERITENDENCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. **Receita de exportação cai 10,2% na Bahia após baixa das commodities**, 2015. Disponível em: <<http://g1.globo.com/bahia/noticia/2015/08/receita-de-exportacao-cai-102-na-bahia-apos-baixa-das-commodities.html>>. Acesso em: 10 set. 2016.

SUPERITENDENCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. **Boletim de comércio exterior da Bahia: dezembro 2016**, 2016. Disponível em: <http://www.sei.ba.gov.br/images/releases_mensais/pdf/bce/bce_dez_2016.pdf>. Acesso em: 03 fev. 2017.