

EXPORTAÇÕES DE ROCHAS ORNAMENTAIS DO ESPÍRITO SANTO: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO PARA O PERÍODO DE 2000 A 2017

Exports of natural stones of Espírito Santo: an econometric study for the period from 2000 to 2017

Edson Zambon Monte

Economista. Doutor em Engenharia Ambiental pela Universidade Federal do Espírito Santo (UFES). Professor do Departamento de Economia e Membro do Grupo de Pesquisa em Econometria (GPE), da UFES. Av. Fernando Ferrari, 514, Campus Universitário, Goiabeiras, Vitória-ES, CEP: 29.075-910, Brasil. edsonzambon@yahoo.com.br

Resumo: Este artigo objetivou verificar a sensibilidade das exportações de rochas ornamentais do Espírito Santo a choques nas variáveis taxa de câmbio, preço de exportação, renda externa e renda interna, utilizando a metodologia VAR/VECM. Os resultados revelaram que: i) Período entre 01/2000 e 07/2007: renda externa e preço de exportação foram os principais determinantes das exportações capixabas de rochas, tanto na análise de cointegração quando nas funções impulso-reposta; ii) Período entre 01/2009 e 06/2017: as principais variáveis que afetaram as exportações foram a renda externa e a taxa de câmbio, sendo que, neste período, os efeitos da renda mundial sobre as exportações foram menores do que no período anterior à crise do *subprime*; e, iii) Período entre 01/2000 e 06/2017 (inclui o período da crise do *subprime*): os principais impactos sobre as exportações vieram da renda externa e do preço de exportação. Assim, independente do período considerado, a renda mundial e, conseqüentemente, o aquecimento da demanda mundial, parece ser o principal determinante das exportações de rochas ornamentais do Espírito Santo.

Palavras-chave: Rochas Ornamentais; Exportações; Espírito Santo; VAR/VECM.

Abstract: this article aimed to verify the sensitivity of exports of natural stones from Espírito Santo to shocks in the variables exchange rate, export price, external income and domestic income, using the VAR/VECM methodology. The results revealed that: i) Period from 2000/01 to 2007/07: external income and export price were the main determinants of stone exports, both in the cointegration analysis and in the impulse-response functions; ii) Period from 2009/01 to 2017/06: the main variables that affected the exports were external income and the exchange rate and, in this period, the effects of external income on exports were lower than in the period prior to the subprime crisis; and iii) Period from 2000/01 to 2017/06 (this period includes the subprime crisis): the main impacts on exports came from external income and export price. Thus, regardless of the considered period, the external income and, consequently, the increase of world demand, seems to be the main determinant of the exports of natural stones from Espírito Santo.

Keywords: Natural Stones; Exports; Espírito Santo; VAR/VECM.

1 INTRODUÇÃO

O setor de rochas ornamentais (mármore e granito) do estado do Espírito Santo é formado por dois núcleos centrais, a saber: o primeiro núcleo de aglomeração está localizado ao redor do município de Cachoeiro de Itapemirim, na região Sul; e, o segundo, em torno do município de Nova Venécia, região Norte do estado. O primeiro núcleo é o mais importante e tem uma história longa e consolidada, sendo iniciada por volta da década de 1920. O polo de Nova Venécia apresenta elevado potencial produtivo, sendo que tais atividades somente foram impulsionadas a partir de 1995, quando da criação de um polo industrial pela prefeitura daquela cidade (VILLASCHI; SABADINI, 2000).

Segundo Castro et al. (2011), a produção brasileira de rochas ornamentais teve um forte crescimento nos anos de 1990, seguindo a tendência mundial, sendo que essa elevação foi facilitada pela introdução do corte com fio diamantado nas pedreiras. Vale destacar que, o final da década de 1990 caracterizou-se por uma mudança no cenário de exportações de rochas do Brasil. De exportador de blocos (material bruto), o país passou a exportar, também, chapas polidas (material beneficiado de maior valor agregado).

Conforme informações constantes no *Atlas de Rochas Ornamentais do Estado do Espírito Santo* (SARDOU FILHO et al., 2013), o setor de rochas ornamentais responde por cerca de 10% do Produto Interno Bruto (PIB) estadual, tendo um faturamento anual de ordem de R\$ 8 bilhões e geração de aproximadamente 130 mil empregos (20 mil diretos e 110 mil indiretos)¹. O Espírito Santo é referência, tanto ao nível nacional quanto mundial, em termos de produtos pétreos com fins ornamentais. Pode-se dizer que o estado se tornou referência mundial no ramo por apresentar grande diversidade de tipos de materiais, além de domínio tecnológico e produtivo, o que, ao longo dos anos, trouxe credibilidade no mercado internacional.

A atividade está presente na maior parte dos municípios capixabas². Aproximadamente 25 mu-

nicípios se destacam na produção de rochas ornamentais, fato que demonstra outro fator positivo da atividade no estado, que está na capacidade de se apresentar com sucesso em diversas regiões, como a produção de mármore, no Sul, granito, no Norte, e várias empresas na região Metropolitana da Grande Vitória. Informações da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), revelam que, no Espírito Santo existiam, no ano de 2014, 1.633 empresas no setor de rochas ornamentais (IDEIES/FINDES, 2015). Isso contribui para interiorização do desenvolvimento no território do Espírito Santo. Além disso, a presença de diversas empresas de pequeno e médio porte pode ser vista como sinal de uma atividade descentralizadora.

Conforme Sardou Filho et al. (2013), o Espírito Santo é o principal produtor e o maior processador e exportador de rochas ornamentais do Brasil, sendo que o estado concentra mais da metade do parque industrial brasileiro. No ano de 2016, por exemplo, o Espírito Santo exportou cerca de US\$ 921,42 milhões, o equivalente a 1.843.439 toneladas, representando 80,94% e 74,97% das exportações brasileiras, respectivamente (SINDIROCHAS, 2016).

Neste contexto, destaca-se que, o crescimento do setor de rochas ornamentais do Brasil e, especialmente, do Espírito Santo, foi fortemente impactado pela crise imobiliária iniciada nos Estados Unidos no ano de 2007 (crise do *subprime*), uma vez que tal crise afetou diversas economias mundiais em termos de crescimento econômico, nível de demanda, nível de emprego, etc. Vale ressaltar que, os Estados Unidos são os principais importadores de rochas do Espírito Santo. Assim, os impactos negativos da crise foram muito fortes para o setor de rochas capixabas, com forte redução das exportações³ e, conseqüentemente, reflexos negativos sobre a geração de emprego e renda no setor.

No entanto, conforme descrito por Castro et al. (2011), passados os efeitos mais agudos da crise do *subprime*, os níveis de produção e de movimentação dos municípios capixabas, no que se refere ao setor de rochas, recuperaram-se quase que por completo. Além disso, notou-se uma forte tendência das empresas a investirem, não só em tecnologia, mas, também, no desenvolvimento sustentável

1 O Atlas descreve que tais informações foram disponibilizadas pelo Sindicato das Indústrias de Rochas Ornamentais do Espírito Santo (SINDIROCHAS).

2 Paula (2008) realizou uma pesquisa cujo objetivo era analisar o setor de rochas ornamentais capixaba e identificar as funções exercidas pelas localidades no âmbito do arranjo produtivo local (APL) e avaliar em que medida estas podem se constituir em fatores explicativos do referido diferencial de desenvolvimento.

3 Ver Figura 1, em resultados e discussões, para uma visão da forte queda das exportações no período mais perverso da crise (agosto de 2007 a dezembro de 2008).

de suas atividades, revelando um amadurecimento adquirido, principalmente, devido à crise.

Diante do contexto histórico e, principalmente, do panorama atual do setor de rochas ornamentais no Espírito Santo, por sua referência nacional e sua credibilidade no cenário internacional, diversos municípios capixabas se beneficiam da atividade, obtendo no decorrer dos anos 2000, patamares de faturamento com exportações consideráveis em nível nacional, promovendo o desenvolvimento das economias locais e da economia estadual como um todo, com uma relevante característica de não concentrar a renda do segmento na região Metropolitana da Grande Vitória. Assim, este artigo objetivou verificar a sensibilidade das exportações de rochas ornamentais do Espírito Santo a choques nas variáveis taxa de câmbio, preço de exportação, renda externa e renda interna, utilizando a metodologia vetorial autorregressiva/vetor de correção de erros (VAR/VECM). Logo, o trabalho pode servir de instrumento para o planejamento de políticas públicas para o setor, além de embasamento teórico para possíveis decisões empresariais.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A segunda seção apresenta o modelo econômico. A terceira seção descreve o referencial analítico, ou seja, os modelos VAR/VECM e o teste de cointegração de Johansen. A quarta seção apresenta os resultados e discussões, e na quinta, são apresentadas as conclusões.

2 MODELO ECONÔMICO

Na literatura, encontram-se diversas formulações teóricas baseadas em teorias do consumidor e do produtor, que buscam explicar o comportamento das exportações, seja o estudo voltado para o país em sua totalidade, como também para produtos e/ou setores específicos. Entre eles, destacam-se: Zini Jr. (1988), Castro e Cavalcanti (1998), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Carvalho e De Negri (2000), Castro e Rossi Jr. (2000), Alves e Bachi (2004), Silva e Bachi (2005) e Morais e Barbosa (2006).

Este trabalho adotou o modelo proposto por Barros, Bacchi e Burnquist (2002), no qual a quantidade ofertada para exportação é resultante da diferença entre a oferta e a demanda doméstica⁴.

4 Destaca-se que o objetivo da base teórica foi estabelecer quais variáveis podem afetar as exportações de rochas ornamentais do Espírito Santo, para fins de construção dos modelos estatísticos/econométricos.

No modelo de Barros, Bacchi e Burnquist (2002) tem-se, inicialmente, as equações de oferta (S) e de demanda interna (D), que podem ser escritas, respectivamente, como:

$$S = a + bp_d + cz, a > 0, b > 0, c < 0 \quad (1)$$

$$D = d + ep_d + fy, d > 0, e < 0, f > 0 \quad (2)$$

em que p_d representa o preço doméstico; z , deslocadores da oferta; e, y , deslocadores da demanda, entre os quais pode-se citar a renda interna.

Em equilíbrio de mercado, a oferta (S) é igual à demanda (D), logo:

$$S = D \quad (3)$$

Ou seja,

$$a + bp_d + cz = d + ep_d + fy \quad (4)$$

A partir da Equação (4), pode-se expressar o preço doméstico de equilíbrio (p_d^*), existente na ausência de comércio exterior, como

$$p_d^* = \frac{[(a - d) + fy - cz]}{(b - e)} \quad (5)$$

Admite-se que o produto doméstico seja exportado ao preço de exportação expresso pela moeda nacional (p_x). Pressupõe-se que o produto a ser exportado diminui a disponibilidade doméstica (e eleva o preço interno) e não afeta a qualidade do produto comercializado internamente, uma vez que se assume que não existe controle rigoroso da qualidade de tal produto.

Relacionando o preço das exportações (p_x) e o preço interno (p_d), encontra-se uma margem de exportação que cobre o custo desta operação. Sendo o preço externo definido no mercado internacional, o volume exportado pelo agente doméstico não é capaz de influenciá-lo. Dessa forma, a demanda externa é perfeitamente elástica.

Admite-se que esta margem (m) seja estabelecida da seguinte forma:

$$p_x = \alpha p_d \quad (6)$$

em que α é a elasticidade que relaciona m e p_d .

Dado que o preço de exportação expresso em moeda nacional (p_x) é resultado da soma do preço

corrente no mercado interno com a margem de exportação, tem-se que:

$$p_x = p_d + m \quad (7)$$

$$p_d = p_x - m \quad (8)$$

ou, ainda,

$$p_d = p_x - \alpha p_d \quad (9)$$

Sendo assim, as Equações (1) e (2) podem ser reescritas da seguinte forma:

$$S = a + b p_x - b \alpha p_d + c z \quad (10)$$

$$D = d + e p_x - e \alpha p_d + f y \quad (11)$$

Pode-se, agora, determinar a função de oferta de exportação, que é representada pelo excesso de oferta sobre a demanda doméstica. Portanto, ela envolve as mesmas variáveis que impactam essas duas funções. Desse modo, pode-se representar a função de oferta de exportação por

$$q_x = h(p_x, p_d, z, y) \quad (12)$$

Entretanto, sendo $p_x = p_e t_c$, em que p_e é o preço das exportações em moeda estrangeira e, t_c , a taxa de câmbio real, a Equação (12) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$q_x = h(p_e, t_c, p_d, y, z) \quad (13)$$

Conforme o modelo apresentado, a quantidade exportada de uma *commodity* é função do preço das exportações, expresso em moeda estrangeira (p_e), da taxa de câmbio real (t_c), do preço doméstico (p_d), da renda interna (y) e de um deslocador da oferta (z).

3 VETOR AUTORREGRESSIVO (VAR) E TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN⁵

Pode-se expressar um modelo VAR⁶ de ordem p em função de um vetor com n variáveis endógenas, X_t , sendo que essas se conectam por meio de uma matriz A , da seguinte forma:

$$A X_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t \quad (14)$$

em que: A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 , vetor de constantes $n \times 1$; B_i , matrizes $n \times n$; B , matriz diagonal $n \times n$ de desvios padrão; e , ε_t , vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é:

$$\varepsilon_t \sim i.i.d(0; I_n) \quad (15)$$

em que 0 é o vetor nulo; e , I , a matriz identidade.

A Equação (15) expressa as relações entre as variáveis endógenas, geralmente advindas de um modelo econômico teoricamente estruturado, e é denominada de forma estrutural. No entanto, devido à endogeneidade das variáveis do VAR, o modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, dada por:

$$X_t = A^{-1} B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i X_{t-i} + A^{-1} B \varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (16)$$

em que: $\Phi_i = A^{-1} B_i, i=0, 1, 2, \dots, p$; e , $B \varepsilon_t = A e_t$.

A metodologia VAR pode ser estimada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), levando-se em conta, principalmente, a interação entre as variáveis do sistema considerado. Entre as suas principais vantagens na análise econométrica estão a obtenção das funções de impulso-resposta (FRI) e a decomposição da variância (DV).

Vale lembrar que, caso as variáveis estudadas sejam cointegradas, o modelo original pode ser descrito na forma de um vetor autorregressivo de correção de erros (VECM). Engle e Granger (1987) apresentaram a cointegração da seguinte forma. Os componentes de um vetor X_t , $n \times 1$, são ditos serem cointegrados de ordem (d, b) , denotados por $X_t \sim CI(d, b)$, se: i) todos os componentes de X_t são integrados de ordem d , ou seja, são $I(d)$; e, ii) existe pelo um vetor não nulo β , tal que $u_t = X_t' \beta (d-b)$, $b > 0$. O vetor β é chamado de vetor de cointegração.

Cabe dizer que a definição de cointegração de Campbell e Perron (1991) é mais abrangente, não impondo a restrição de mesma ordem de integração para a existência de cointegração. Segundo

⁵ A metodologia descrita nesta seção está baseada em Bueno (2011) e Lütkepoh (2007).

⁶ Metodologia desenvolvida inicialmente por Sims (1980).

esses autores, basta que ocorra a segunda condição descrita anteriormente para que os elementos de um vetor X_t sejam cointegrados. Nesse caso, deve haver pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem na ordem máxima de integração entre todas as variáveis, para que haja cointegração. Ainda, Hansen e Juselius (1995) descrevem que uma condição necessária para encontrar uma relação de cointegração entre variáveis não estacionárias exige que somente duas das variáveis do modelo sejam integradas de ordem um $I(1)$.

A forma mais geral de um VECM é dada por:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (17)$$

em que: X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas; e, $A_i = \sum_{j=1+i}^p \Phi_j$; $i=1, 2, \dots, p-1$

Havendo raiz unitária, significa que $\Phi=0$, de modo que $\Phi = \alpha \beta'$. Nesse caso, β é a matriz que tem r vetores de cointegração e α é a matriz de ajustamento, com r vetores de ajustamento. O modelo de correção de erros é assim chamado porque a variação de X_t é explicada por dois componentes: os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta X_{t-i}$; e, a relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas, ΦX_{t-1} , caso ocorra cointegração.

Um dos métodos para verificar a existência de cointegração é o teste de Johansen (1988), que é uma alternativa ao teste de Engle e Granger (1987). Johansen (1988) propõe definir o posto da matriz Φ , da Equação (17) e, dessa forma, estimar os vetores de cointegração β . Para definir o posto da matriz Φ , Johansen sugeriu dois testes baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrição.

Tem-se que Φ é uma matriz $n \times n$, e seu posto é dado por $r < n$, caso haja cointegração. Sendo o posto dessa matriz igual a n , as variáveis endógenas são todas estacionárias. Se o posto da matriz for nulo ($\Phi=0$), não há cointegração e as variáveis são não estacionárias. Como o determinante de uma matriz é o produto de seus autovalores, e considerando que o posto de Φ está entre zero e n , pode-se dizer que Φ terá r autovalores diferentes de zero e autovalores iguais a zero. A ideia, então, é encontrar esses autovalores.

Variáveis determinísticas podem interferir nos valores críticos do modelo. Logo, incluem-se essas

variáveis em d_t , no nível de vetor de cointegração, de modo que,

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t \quad (18)$$

em que: $d_t = [1, t]'$ é um vetor com variáveis determinísticas, tais como *dummies* sazonais, entre outras; e, δ , matriz de coeficientes de dimensão compatível com d_t , que, nesse caso, tem dimensão dada por $2 \times n$.

Na forma de VECM, o modelo anterior fica da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (19)$$

Para encontrar os autovalores da matriz Φ , maximiza-se a Equação (19) com restrições sobre a matriz de covariância. Os autovalores são, então, ordenados do maior para o menor, $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, sendo que cada um está associado a um autovetor que será associado aos vetores de cointegração contidos em β .

Nesse contexto, o primeiro teste proposto por Johansen é o teste de traço. A hipótese nula é de existência de r^* vetores de cointegração. A hipótese alternativa é de $r > r^*$ vetores. De maneira formal, tem-se:

$$\begin{aligned} H_0: r &= r^* \\ H_1: r &> r^* \end{aligned} \quad (20)$$

A estatística de teste é dada por⁷:

$$\lambda_r(r) = -T \sum \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (21)$$

O posto da matriz Φ equivale ao número de suas raízes características que são diferentes de zero. Caso não haja cointegração, os autovalores serão próximos de zero, demonstrando não estacionariedade ou instabilidade da matriz Φ , e $\ln(1 - \hat{\lambda}_i) \rightarrow 0$. Isso implica em pequenos valores para a estatística de traço, estabelecendo a não rejeição da hipótese nula. Se o λ_i é significativamente diferente de zero, então $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ será negativo. Logo, o valor da estatística de traço será alto, implicando na rejeição da hipótese.

O teste é crescente, isto é, inicia-se com a soma de n "logs" de 1 menos o autovalor, considerando, primeiramente, $r^*=0$. A rejeição da hipótese nula

⁷ Os autovalores são normalizados para que sempre sejam menores do que um. Logo, o \ln será negativo. Isso é possível devido a não identificabilidade da matriz Φ .

implica a existência de mais de um vetor de cointegração. Continuando, parte-se para a soma dos $n - 1$ “logs” de 1 menos os autovalores correspondentes, até o momento em que a hipótese nula não for mais rejeitada. Mackinnon, Haung e Michelis (1999) apresentam a tabela mais recente deste teste.

O segundo teste é denominado de teste de autovalor e tende a apresentar resultados mais robustos que o teste de traço. A hipótese nula estabelece a existência de r^* vetores de cointegração. Já a hipótese alternativa é de que existem r^*+1 vetores de cointegração. Formalmente,

$$\begin{aligned} H_0: r &= r^* \\ H_1: r &> r^*+1 \end{aligned} \quad (22)$$

A estatística de teste é representada pela Equação (23):

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (23)$$

Em síntese, o teste de autovalor verifica qual o máximo autovalor significativo que dá origem a um vetor de cointegração. O teste também é crescente e rejeitar a hipótese nula significa que existe mais de um vetor de cointegração. Caso a hipótese nula não seja rejeitada, há r^* vetores de cointegração. Vale lembrar que na realização do teste é preciso estabelecer cuidadosamente o número de defasagens. Além disso, o modelo deve ser determinado com cautela, levando em conta a existência de constante e tendência no nível do vetor X_t e no vetor de cointegração.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Apresentação das variáveis

O trabalho compreendeu o período entre janeiro de 2000 e junho de 2017. A Tabela 1 sintetiza as variáveis utilizadas no estudo⁸. Os dados referentes ao valor das exportações capixabas de rochas ornamentais (US\$ FOB) e a quantidade exportada (toneladas)⁹ foram adquiridos junto à Secretaria

8 Ressalta-se que a variável preço doméstico, constante no modelo teórico apresentado na seção 2, não foi utilizada nas análises. Isso se deveu ao fato de que a mesma é de difícil mensuração e, também, porque, de acordo com empresários no setor de rochas do Espírito Santo, o mercado interno (Espírito Santo e Brasil) e o mercado externo (outros países) fazem com que as empresas se posicionem de formas diferentes: o primeiro tem buscado menor preço e, o segundo, aprecia a diferenciação e a qualidade do produto (IDEIES/FINDES, 2015).

9 Este estudo considerou as exportações totais (rochas brutas + rochas manufaturadas) de rochas ornamentais do Espírito Santo. Para isso, as seguintes nomenclaturas comuns do Mercosul (NCM)

de Comércio Exterior (SECEX), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) brasileiro, na base de dados Aliceweb, sendo os mesmos adotados para o cálculo do preço de exportação (US\$/toneladas). O valor das exportações foi deflacionado pelo Índice de Preços por Atacado – IPA (base janeiro de 2000), dos Estados Unidos, divulgados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

O índice da taxa de câmbio efetiva real (base janeiro de 2000) foi coletado junto à Fundação Getulio Vargas (FGV/FGVDados). Utilizou-se o índice de produção industrial dos Estados Unidos como *proxy* para renda externa, sendo coletado do Ipeadata. Para a renda interna foi utilizado, como *proxy*, o Produto Interno Bruto (PIB) estimado, em R\$ milhões, coletado do Banco Central do Brasil (Bacen). A série foi deflacionada pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA).

Tabela 1 – Variáveis, unidades, siglas e fontes

Variáveis	Unidades	Siglas	Fontes
Valor das exportações de rochas ornamentais	US\$ milhões FOB	EXPORT	MDIC/ SECEX
Taxa de câmbio real efetiva	Índice	TXCAMB	FGVDA-DOS
Preço de exportação	US\$/Toneladas	PREXPORT	MDIC/ SECEX
Produção industrial mensal dos Estados Unidos (<i>proxy</i> para renda externa)	Índice	RENDAEXT	IPEADATA
Produto Interno Bruto estimado (<i>proxy</i> para renda interna)	R\$ milhões	RENDAINT	BACEN

Fonte: elaborada pelo autor.

Nota: FOB = Free on board.

4.2 Análise gráfica das variáveis

Na Figura 1 é apresentada a evolução de cada série de dados ao longo do período de análise. Em relação às exportações de rochas (EXPORT), nota-se que ocorreu um crescimento no decorrer do período, sendo que, após a forte queda devido à crise do *subprime*, a taxa de crescimento foi inferior ao período anterior à crise. Além disso, observa-se que a crise do *subprime* parece ter sido um ponto de

foram utilizadas: 25151100, 25151210, 25151220, 25152000, 25062000, 25161100, 25161200, 25162000, 25169000, 68022100, 68029100, 68029200, 68021000, 68022300, 68022900, 68029390, 68029990, 25140000, 68030000, 25261000, 68010000.

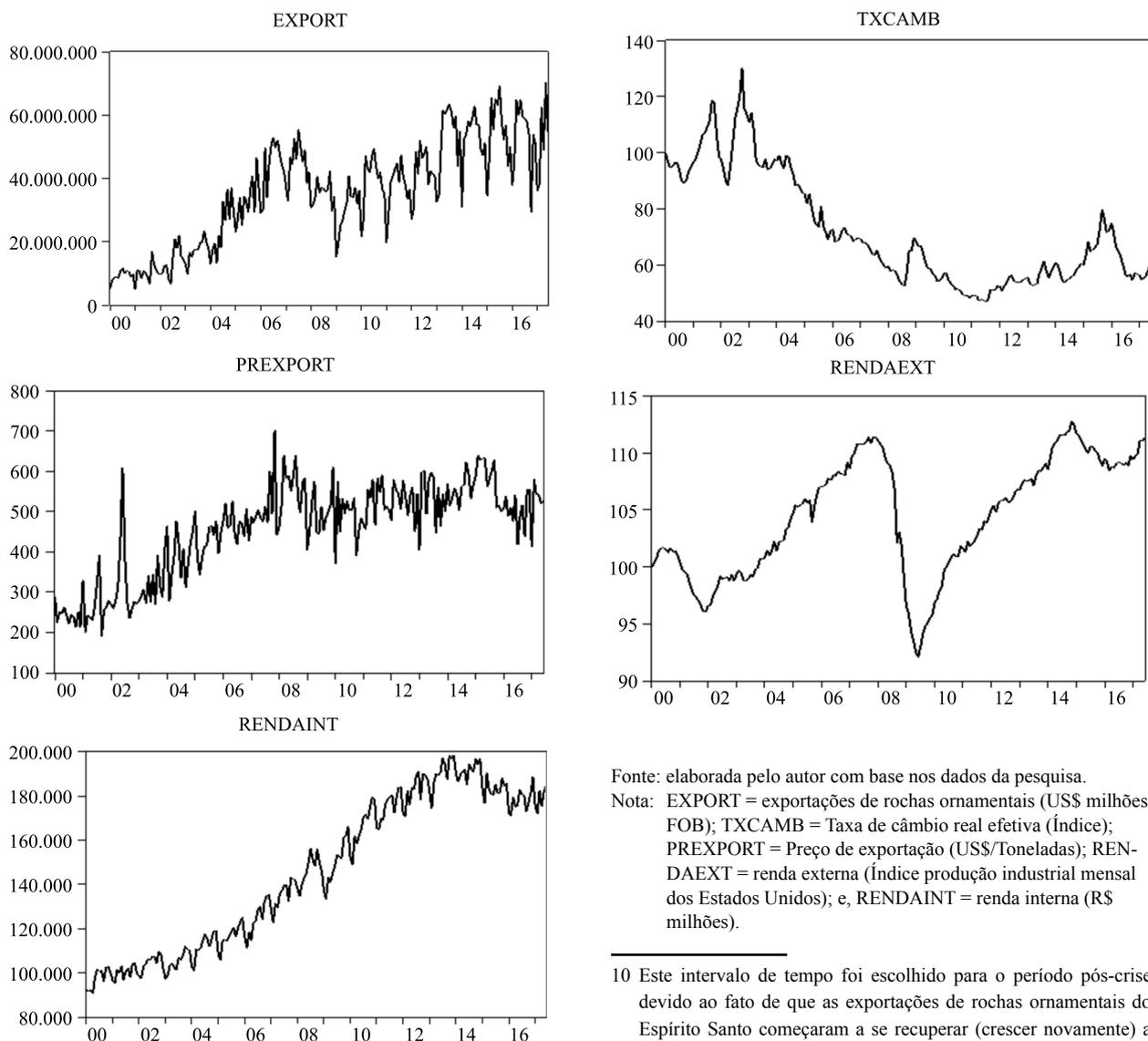
quebra estrutural para as exportações, tanto em termos de intercepto quanto em relação à inclinação da série. No mais, testou-se a presença de sazonalidade da variável pelo teste combinado para a presença de sazonalidade, identificável na rotina de dessazonalização *X12 do US Census Bureau*. Assim, nas estimativas econométricas, a variável exportações foi trabalhada em sua forma dessazonalizada (para isso foi adotado o método *X12 do US Census Bureau*).

Adicionalmente, destaca-se a forte queda da taxa de câmbio efetiva real ocorrida após o ano de 2002, sendo essa queda revertida, para um pequeno período de alta, após a crise do *subprime*, e com aumentos mais consistentes a partir de meados de 2011. Também, merece importância a série relativa à renda externa, com redução drástica devido à crise do *subprime*, retornando a um patamar semelhante ao anterior à crise somente no ano de 2015, quando apresentou

novamente uma ligeira redução. No que se refere às variáveis *PREXPORT* e *RENDAINT*, mesmo sendo as variáveis menos afetadas pela crise do *subprime*, tais séries também foram influenciadas negativamente pela crise, especialmente, o preço de exportação, com uma redução relevante da taxa de crescimento.

Dessa forma, como a crise do *subprime* teve grandes reflexos sobre as variáveis em análise, especialmente na variável de maior interesse, exportações de rochas ornamentais, este trabalho realizou as análises econométricas para três períodos distintos, a saber: i) período pré-crise do *subprime*, compreendendo o período de janeiro 2000 a julho 2007; ii) período pós-crise, considerado aqui como o período de janeiro de 2009 a junho de 2017¹⁰; e, período total (janeiro de 2000 a junho de 2017), que incluiu os dois períodos anteriores, mais o período mais agudo da crise do *subprime* (agosto de 2007 a dezembro de 2008).

Figura 1 – Evolução das variáveis no período de janeiro de 2000 a junho de 2017



4.3 Análises para o período de janeiro 2000 a julho 2007

4.3.1 Testes de raiz unitária

Destaca-se que, todos os procedimentos econométricos foram realizados com as variáveis expressas em logaritmos naturais, a fim de estabilizar a variância das variáveis. Além disso, conforme já mencionado, a variável EXPORT foi utilizada em sua forma dessazonalizada (EXPORT_SA). Como uma das etapas das análises econométricas com séries temporais está a verificação da estacionariedade das séries. Se elas não forem estacionárias, realiza-se algum procedimento para estacionarizá-las (em geral, aplica-se a primeira diferença nas mesmas, dado que a maioria das séries econômicas é $I(1)$, ou seja, integradas de primeira ordem).

Nesta pesquisa foram utilizados os seguintes testes de raiz unitária: *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (Dickey; Fuller, 1981); *Phillips-Perron* – PP (Phillips; Perron, 1988); e, *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* – KPSS (Kwiatkowski *et*

al., 1992)¹¹. Na realização do teste ADF foi utilizado o critério de informação de Schwarz (SIC) com o número de defasagens escolhido de forma automática e um máximo de 11 defasagens. No caso do teste PP, adotou-se o método de estimação espectral de *Barlett Kernel* e o critério de seleção de defasagens automático de *Newey-West Bandwidth*. Para o teste KPSS também foram utilizados a estimação espectral de *Barlett Kernel* e o critério *Newey-West Bandwidth*. Tomando como base a Tabela 2 e os gráficos e correlogramas das séries, concluiu-se que todas as variáveis foram não estacionárias em nível, quando analisado o período de janeiro de 2000 a julho de 2007. Aplicada a primeira diferença nas séries, elas tornaram-se estacionárias. Vale mencionar que não existe um consenso na literatura no que se refere a trabalhar com as variáveis no modelo VAR em nível e/ou em primeira diferença. Sims (1980) e Sims, Stock e Watson (1990), por exemplo, não veem maiores problemas em se trabalhar com variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível: 01/2000 a 07/2007

Variável	ADF	K		PP	K		KPSS	K	
LEXPORT_SA	-0,8222 ^{ns}	2	(cc)	-1,3650 ^{ns}	5	(cc)	1,2248***	7	(cc)
LTXCAMB	-2,3347 ^{ns}	1	(ct)	-1,9373 ^{ns}	1	(ct)	0,2471***	7	(ct)
LPREXPORT	-2,3560 ^{ns}	1	(cc)	-2,8969 ^{ns}	4	(cc)	1,3087***	6	(ct)
LRENDAEXT	-1,3763 ^{ns}	0	(ct)	-1,4284*	2	(ct)	0,2571***	7	(ct)
LRENDAINT	0,8049 ^{ns}	11	(ct)	-4,5873 ^{ns}	4	(ct)	0,2180***	4	(ct)

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) *** Significativo a 1%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não significativo a 10%; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; 4) (ct) representa com constante e com tendência e (cc) com constante; 5) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 6) SA = série dessazonalizada.

4.3.2 Teste de cointegração de Johansen

Neste item será apresentado o teste de cointegração de Johansen. Cabe mencionar que na realização do teste de cointegração adotou-se o logaritmo das variáveis em nível (e não em primeira diferença), conforme determinado pela literatura. Para a realização do teste é de suma importância determinar o número de defasagens do modelo. Para tanto, estimou-se um VAR irrestrito, observando os critérios de razão de verossimilhança (LR) do erro de previsão final (FPE), de Akaike (AIC), de Schwarz (SC) e de Hannan-Quinn (HQ).

Os critérios SC e HQ indicarão a adoção de uma defasagem (Tabela 3). No entanto, optou-se por trabalhar com duas defasagens, baseando-se nos critérios LR, FPE e AIC, dado que o modelo com uma defasagem apresentou autocorrelação dos resíduos e heteroscedasticidade.

¹¹ Importante dizer que o teste KPSS é um teste assintótico, e que ele deve ser utilizado em complemento aos demais testes de raiz unitária (BUENO, 2011). Assim, as conclusões sobre a existência de raiz unitária foram feitas primeiramente tomando como base os testes ADF e PP, e, em caso de divergência entre os testes ADF e PP, utilizou-se o teste KPSS como critério de desempate. Como critério de desempate também foram analisados os gráficos e os correlogramas (funções de autocorrelação) das séries.

Tabela 3 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR: 01/2000 a 07/2007

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4,71e-11	-9,588320	-9,442607	-9,529780
1	597,7653	3,67e-14	-16,74910	-15,8748*	-16,3978*
2	54,2912*	3,17e-14*	-16,9007*	-15,29789	-16,25680
3	37,30857	3,37e-14	-16,85517	-14,52375	-15,91854
4	26,65448	4,14e-14	-16,68267	-13,62269	-15,45334
5	32,02917	4,54e-14	-16,64217	-12,85363	-15,12015
6	25,06041	5,56e-14	-16,52170	-12,00458	-14,70697
7	34,79774	5,44e-14	-16,65966	-11,41399	-14,55224
8	24,30295	6,58e-14	-16,63590	-10,66165	-14,23578

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

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

Para verificar as relações de cointegração, adotou-se o teste de máximo autovalor, uma vez que o mesmo tende a apresentar resultados mais robustos que o teste de traço (BUENO, 2011). Na Tabela 4 é apresentado o teste máximo autovalor. O teste revelou a presença de apenas um vetor de cointegração, demonstrando a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis LEXPORT_SA, LTXCAMB, LPREEXPORT, LRENDAEXT e LRENDAINT.

Tabela 4 – Resultados do teste de máximo autovalor: 01/2000 a 07/2007

H0	H1	\hat{LR}_{max}	LR_{max} (crítico)	Valor-p
$r = 0$	$r = 1$	55,2454	33,8769	0,0000***
$r = 1$	$r = 2$	21,0706	27,5843	0,2720 ^{ns}
$r = 2$	$r = 3$	14,0592	21,1316	0,3602 ^{ns}

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; e, ^{ns} Não significativo a 5%.

4.3.3 Vetor de Correção de Erros (VECM)

Após determinar a relação de cointegração, o VECM foi estimado para estabelecer o comportamento dinâmico das exportações de rochas ornamentais. Uma vez que o melhor VAR irrestrito é aquele com duas defasagens, o VECM foi trabalhado com uma defasagem¹². Na Tabela 5 são apresentados os resultados relativos à equação de equilíbrio de longo prazo, que corresponde ao autovetor, normalizado para as exportações. Destaca-se que os sinais devem ser interpretados de maneira inversa.

Observa-se que o coeficiente da taxa de câmbio foi não significativo estatisticamente. Mesmo assim, cabe notar que tal coeficiente apresentou sinal contrário à teoria econômica, indo de encontro à condição de Marshall-Lerner. O resultado corrobora a Figura 1, que demonstra que as variáveis EXPORT e TXCAMB caminharam, em geral, em direções opostas ao longo do período de janeiro de 2000 a julho de 2007. No período, o coeficiente de correlação de Pearson entre as duas variáveis foi de -0,7870 (forte correlação negativa).

Conforme esperado, a renda externa afetou positivamente as exportações de rochas no longo prazo. O coeficiente estimado foi estatisticamente significativo, e revela que um aumento da renda externa de 1% acarretou em uma elevação de cerca de 5,43% nas exportações. A variável preço das exportações também apresentou impacto significativo e relevante sobre as exportações capixabas de rochas. A renda interna não foi significativa. Em síntese, mesmo havendo queda da taxa de câmbio efetiva real, entre 01/2000 e 07/2007, o crescimento do preço das exportações e, principalmente, da renda externa (demanda mundial), levou ao forte aumento das exportações de rochas capixabas no período em análise. Lembrando, novamente, que o principal importador de rochas do Espírito Santo, em termos de valores, são os Estados Unidos. Logo, o bom desempenho dos indicadores econômicos americanos é fundamental para a elevação das exportações.

12 O modelo apresentou todas as raízes do polinômio dentro do círculo unitário, satisfazendo a condição de estabilidade. Além disso, os resultados foram satisfatórios para não autocorrelação (utilizaram-se quatro defasagens).

Tabela 5 – Estimativa de longo prazo do vetor de cointegração: 01/2000 a 07/2007

LEXPORT_SA	LTXCAMB	LPREXPORT	LRENDAEXT	LRENDAINT	CONSTANTE
1,000000	0,6667	-2,2405	-5,4347	0,7448	15,7991
	(0,5542)	(0,2630)	(2,3901)	(0,8105)	

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) SA = série dessazonalizada.

No que tange aos coeficientes de curto prazo, seus valores demonstram as velocidades de ajustamento das variáveis consideradas no modelo, em direção ao equilíbrio de longo prazo. Assim, 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. De acordo com a Tabela 6,

no curto prazo, o coeficiente da variável exportações foi igual a 0,4657, demonstrando que os desequilíbrios transitórios das exportações capixabas de rochas foram corrigidos a uma velocidade de 46,57%. Assim, para a variável exportações, esses desequilíbrios são corrigidos de forma relativamente rápida, o que não acontece com as demais variáveis.

Tabela 6 – Estimativa de curto prazo do vetor de cointegração: 01/2000 a 07/2007

DLEXPORT_SA	DLTXCAMB	DLPREXPORT	DLRENDAEXT	DLRENDAINT
-0,4637	-0,0381	0,4026	-0,0017	-0,0107
(0,0722)	(0,0171)	(0,0688)	(0,0021)	(0,0160)

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) D = significa a primeira diferença da variável; 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 4) SA = série dessazonalizada.

Finalizada a etapa de identificação e estimação do VECM, serão analisadas as funções de impulso-resposta. Ressalta-se que, antes de estimar as funções de impulso-resposta, é fundamental identificar o ordenamento de Cholesky do modelo VAR, um dos métodos mais populares para tal finalidade. Isso porque as funções de impulso-resposta são sensíveis à ordenação das variáveis. Esta pesquisa adotou, como método de ordenação das variáveis, o de informação *a priori* (teoria econômica, conhecimento do mercado, artigos, entre outros)¹³. A ordenação adotada foi: LRENDAEXT, LTXCAMB, LPREXPORT, LRENDAINT e LEXPORT_SA. Devido à importância da ordenação de Cholesky para a correta estimação das funções de impulso-resposta, também se utilizou a função impulso-resposta generalizada¹⁴, o que não alterou significativamente tais funções.

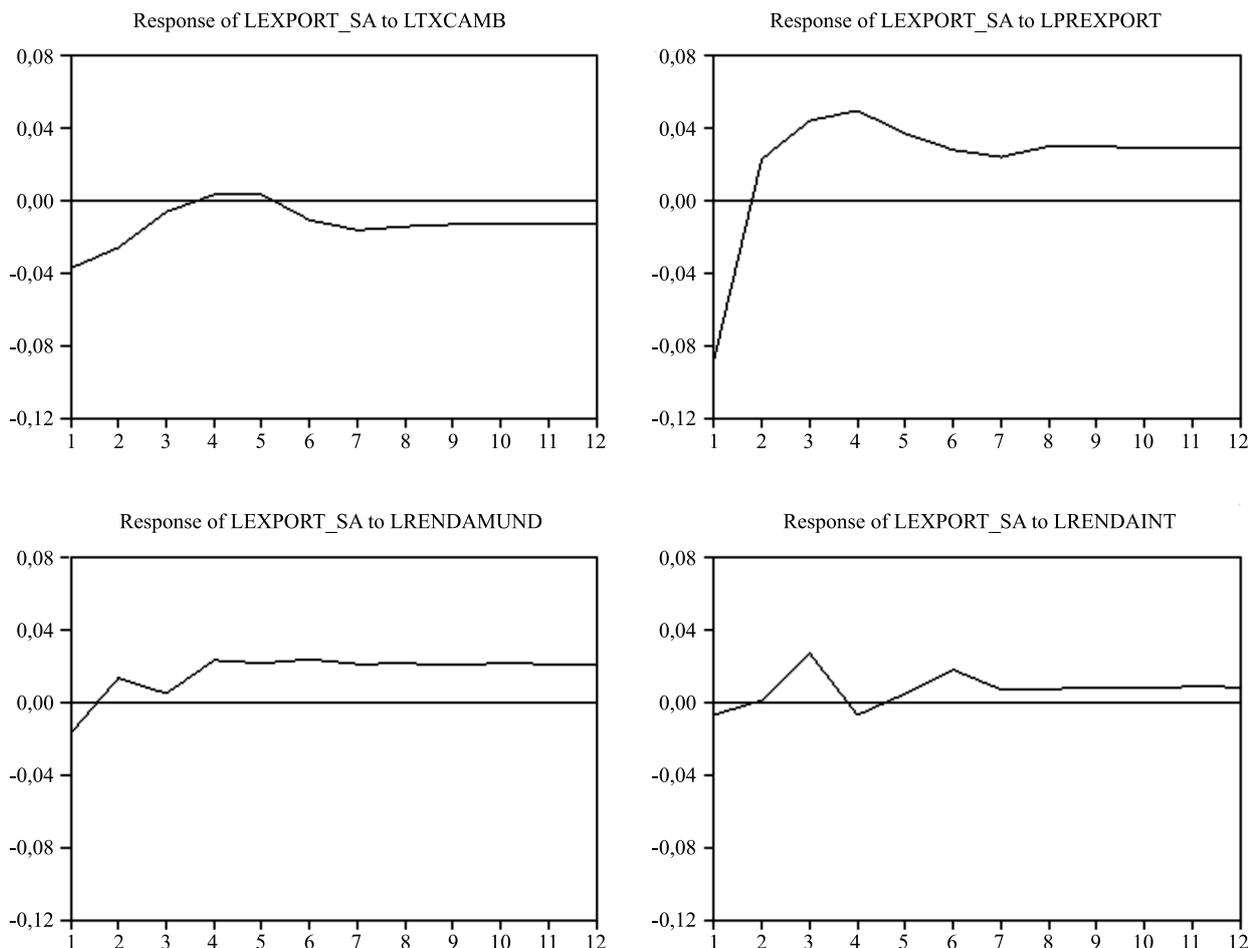
Na Figura 2 são demonstradas as funções de impulso-resposta para as exportações de rochas. Inicialmente, para exemplificar a análise de uma função de impulso-resposta, toma-se o caso do efeito da variável LPREXPORT sobre as exportações. Nota-se que, uma elevação de um desvio padrão na LPREXPORT causou efeitos positivos e sucessivos sobre as exportações a partir do segundo mês após o choque. Além disso, ao final do período de 12 meses, as exportações ficaram bem acima do patamar inicial (antes do choque na variável LPREXPORT). Observa-se, ainda, que a variável LRENDAEXT também impactou positivamente as exportações após o segundo período, e a taxa de câmbio revelou efeitos contrários aos esperados, assim como a renda interna. Esses resultados corroboram novamente a importância da renda externa e do preço de exportação para as exportações de rochas e, mais uma vez, demonstram que, para o período entre 01/2000 e 07/2007, a taxa de câmbio não se mostrou relevante.

13 Vale lembrar que vários autores brasileiros passaram a justificar a ordenação das variáveis em seus modelos com base no Teste de Causalidade de Granger (Block Exogeneity Wald Tests). No entanto, segundo Cavalcanti (2010), a identificação do ordenamento do modelo VAR através da causalidade Granger não seria apropriada, uma vez que a ordenação de Cholesky indica causalidade contemporânea entre as variáveis, ao passo que o teste de Granger se refere à causalidade de precedência temporal.

14 Para detalhes da função impulso-resposta generalizada: Lütkepohl (1991), Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998).

Figura 2 – Funções de impulso-resposta para exportações de rochas: 01/2000 a 07/2007

Response to Cholesky One S. D. Innovations



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; 2) SA = série dessazonalizada; 3) EXPORT_SA = exportações de rochas; TXCAMB = Taxa de câmbio real efetiva; PREXPORT = Preço de exportação; RENDAEXT = renda externa; e, RENDAINT = renda interna.

4.4 Análises para o período de janeiro 2009 a junho de 2017

Novamente, como primeiro passo, foram realizados os testes de raiz unitária ADF, PP e KPSS. Os testes demonstraram que as variáveis LEXPORT_SA, LTXCAMB, LPREXPORT, LRENDAMUND e LRENDAINT foram não estacionárias em nível, sendo que, em primeira diferença, as mesmas tornaram-se estacionárias. Para a realização do teste de cointegração, o modelo VAR foi estimado com duas defasagens, usando o logaritmo das variáveis em nível. O teste de cointegração de máximo autovalor revelou que, no período de 01/2009 a 06/2017, também existiu uma relação de longo prazo entre as séries estudadas.

Os resultados da Tabela 7 referem à equação de equilíbrio de longo prazo. Primeiramente, cabe

destacar que, diferentemente do que ocorreu para o período de 01/2000 a 07/2007, para o período de 01/2009 a 06/2017 a variável preço de exportação não foi significativa. Isso pode ter sido consequência dos reflexos da crise do *subprime*, sendo que, entre 01/2009 e 06/2017, os preços internacionais parecem ter oscilado em torno de um nível central, não tendo ocorrido grandes elevações (ver Figura 1). Outro fato relevante é que, mesmo sendo significativo, e com grande impacto, ocorreu uma redução no valor do coeficiente da LRENDAMUND. Isto é, após a crise do *subprime*, com o desaquecimento da economia mundial, especialmente dos Estados Unidos, principal importador de rochas do Espírito Santo (em termos de valores), o impacto da LRENDAMUND foi reduzido em comparação ao período anterior à crise. Por fim, após 01/2009, a variável LTXCAMB mostrou-se

significativa e com sinal positivo. Como pôde ser observado na Figura 1, as exportações e a taxa de câmbio, em geral, apresentaram correlação posi-

tiva depois da crise do *subprime*, fato que é confirmado pelo coeficiente de correlação de 0,2223.

Tabela 7 – Estimativa de longo prazo do vetor de cointegração: 01/2009 a 06/2017

LEXPORT_SA	LTXCAMB	LPREXPORT	LRENDAEXT	LRENDAINT	CONSTANTE
1,000000	-0,6263	-0,1601	-3,7688	0,3634	-0,9147
	(0,1382)	(0,1852)	(0,5645)	(0,3614)	

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) SA = série dessazonalizada.

Em relação aos coeficientes de curto prazo, conforme Tabela 8, o coeficiente da variável exportações foi igual a 0,4657. Assim, tal resultado é similar ao encontrado para o período de 01/2000 a

07/2009. Logo, também, após a crise, os desequilíbrios de curto prazo, para a variável exportações, foram corrigidos de forma relativamente rápida.

Tabela 8 – Estimativa de curto prazo do vetor de cointegração: 01/2009 a 06/2017

DLEXPORT_SA	DLTXCAMB	DLPREXPORT	DLRENDAEXT	DLRENDAINT
-0,4629	0,0166	-0,0131	0,0254	-0,0601
(0,1184)	(0,0333)	(0,1230)	(0,0045)	(0,0351)

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

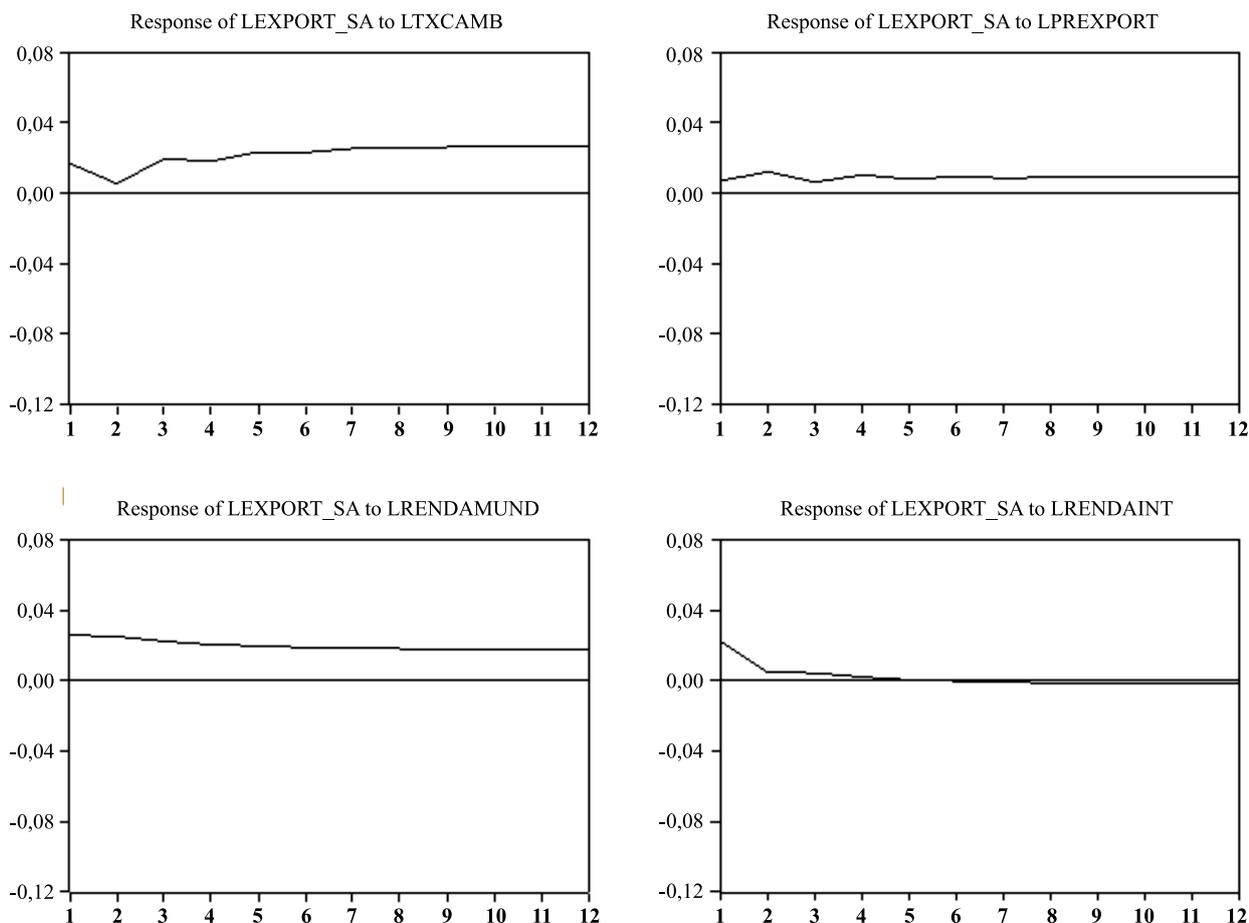
Notas: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) D = significa a primeira diferença da variável; 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 4) SA = série dessazonalizada.

A Figura 3 apresenta as funções de impulso-resposta, considerando o período de 01/2009 a 06/2017. Adotou-se a seguinte ordenação Cholesky: LRENDAEXT, LTXCAMB, LPREXPORT, LRENDAINT e LEXPORT_SA. Neste caso, também se utilizou a função impulso-resposta generalizada, o que não alterou significativamente os resultados. Conforme pode ser observado, no período de 01/2009 a 06/2017 a variável taxa de câmbio passou a ter forte impacto sobre as exportações de rochas ornamentais, ao passo que os efeitos do preço de exportação foram reduzidos de forma significativa. Em relação à renda externa, tal variável continuou tendo grandes efeitos sobre as exportações, mas, nota-se que, após o terceiro período após o choque, a influência da renda externa sobre as exportações teve uma redução quando comparado ao período de

01/2000 a 07/2009. Novamente, isso pode ser decorrência da crise do *subprime*, que afetou a demanda mundial por rochas ornamentais, especialmente, dos Estados Unidos, principal importador do Espírito Santo. Inclusive, para o período de 01/2009 a 06/2017, observam-se pequenos efeitos negativos da renda interna, o que pode ser um indicador de que a demanda interna estava atuando como substituto ao mercado externo. De acordo com o estudo do Ideies/Findes (2015), para os empresários capixabas do setor de rochas, o mercado externo era o maior consumidor das indústrias nos anos anteriores à crise do *subprime*. No entanto, as crises econômicas fizeram com que o setor externo reduzisse o consumo de rochas ornamentais do Brasil e do Espírito Santo. Assim, atualmente, o consumo interno e o consumo externo encontram-se, de certa forma, equilibrados.

Figura 3 – Funções de impulso-resposta para exportações de rochas: 01/2009 a 06/2017

Response to Cholesky One S. D. Innovations



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; 2) SA = série dessazonalizada; 3) EXPORT_SA = exportações de rochas; TXCAMB = Taxa de câmbio real efetiva; PREXPORT = Preço de exportação; RENDAEXT = renda externa; e, RENDAINT = renda interna.

4.5 Análises para o período de janeiro 2000 a junho de 2017

Por fim, as análises deste item referem-se ao período de 01/2000 a 06/2017 (incluindo, também, o período da crise do *subprime*). Os testes de raiz unitária revelaram que as variáveis LEXPORT_SA, LTXCAMB, LPREXPORT, LRENDAMUND e LRENDAINT foram não estacionárias em nível. Em primeira diferença, as mesmas tornaram-se estacionárias. Para realização dos testes de cointegração, o modelo VAR foi estimado com duas defasagens. Destaca-se que, nas estimações foi incluída uma variável exógena (*dummy*) para captar os efeitos de possíveis quebras estruturais da crise do *subprime*. O teste de cointegração de máximo autovalor demonstrou a presença de um vetor de cointegração para o período de 01/2000 a 06/2017.

A Tabela 9 demonstra as estimativas de longo prazo do vetor de cointegração, para o período de 01/2000 a 06/2017. Como pode ser observado, no período, a taxa de câmbio não foi significativa. Assim, a relação entre LEXPORT_SA e LTXCAMB parece ser dominada pelo período anterior à crise do *subprime*, onde foi notada a não significância da taxa de câmbio para o comportamento de longo prazo das exportações. No caso da variável preço das exportações ocorreu o contrário. Para o período entre 01/2000 e 06/2017, a variável foi significativa, acompanhando as estimativas realizadas para o período de 01/2000 a 07/2007. Quanto à renda externa, como era de se esperar, no período de 01/2000 a 06/2017, houve uma queda dos efeitos da mesma sobre as exportações, uma vez que tal período leva em conta o período da crise do *subprime*. No mais, os resultados da Tabela 10 referem-se à estimativa dos coeficientes de curto prazo, considerando o

período de 01/2000 a 06/2017. Observa-se que, ao tomar as estimativas para o período de 01/2000 a 06/2017, a velocidade de ajuste aos desequilíbrios

de curto prazo das exportações (DLEXPOR_SA) foi muito menor do que quando se trabalhou com os períodos pré-crise e pós-crise do *subprime*.

Tabela 9 – Estimativa de longo prazo do vetor de cointegração: 01/2000 a 06/2017

LEXPOR_SA	LTXCAMB	LPREXPOR	RENDAEXT	RENDAINT	CONSTANTE
1,000000	0,0417	-2,0841	-1,8087	0,2522	-0,9147
	(0,1944)	(0,1847)	(0,5350)	(0,2248)	

Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) SA = série dessazonalizada.

Tabela 10 – Estimativa de curto prazo do vetor de cointegração: 01/2000 a 06/2017

DLEXPOR_SA	DLTXCAMB	DLPREXPOR	DLRENDAEXT	DLRENDAINT
-0,3002	-0,0632	0,2833	0,0031	-0,0358
(0,0605)	(0,0145)	(0,0582)	(0,0025)	(0,0145)

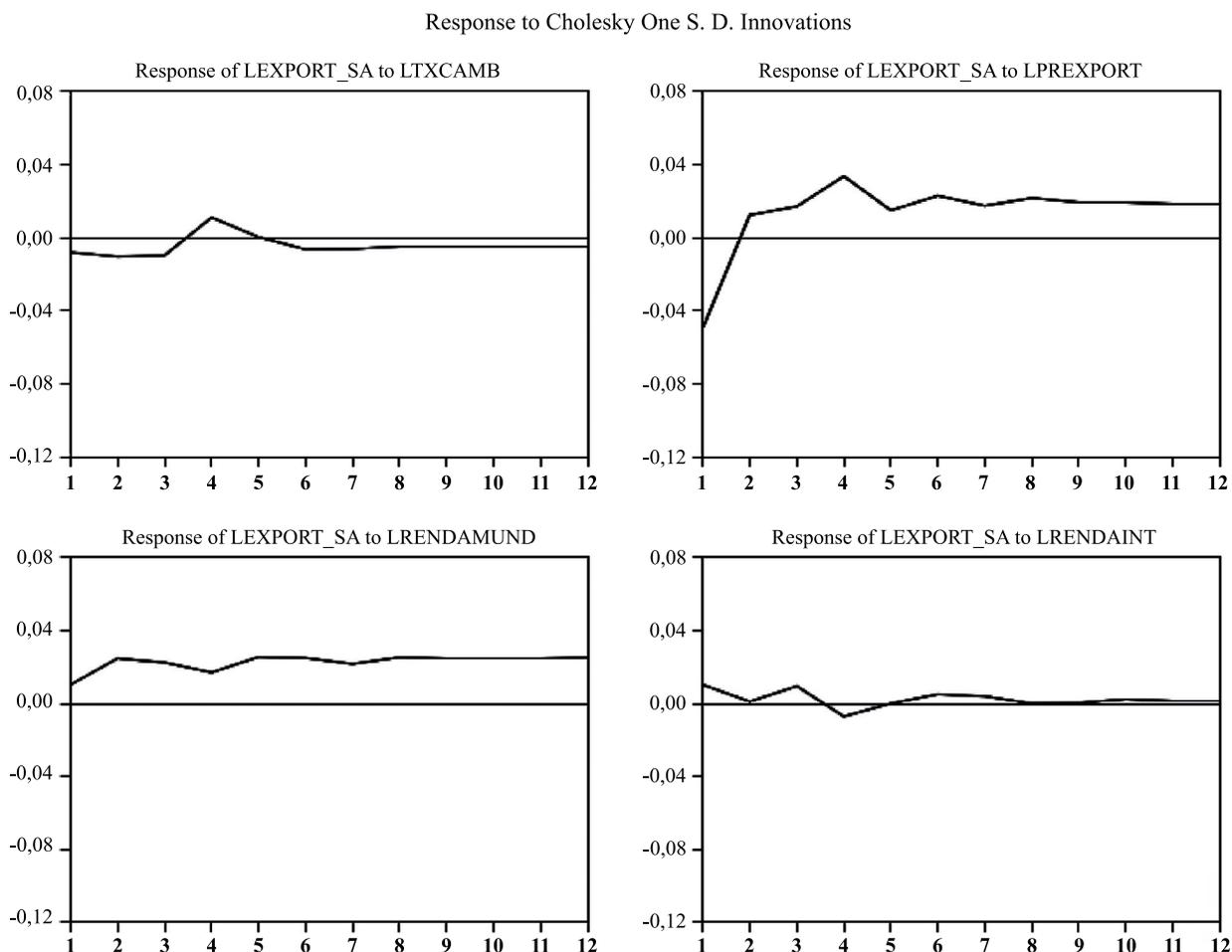
Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) D = significa a primeira diferença da variável; 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 4) SA = série dessazonalizada.

As funções de impulso-reposta, para o período de 01/2000 a 06/2017, podem ser vistas na Figura 4. Observa-se que as duas variáveis que mais im-

pactaram nas exportações de rochas ornamentais foram a renda externa e o preço das exportações, respectivamente.

Figura 4 – Funções de impulso-resposta para exportações de rochas: 01/2000 a 06/2017



Fonte: elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Notas: 1) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; 2) SA = série dessazonalizada; 3) EXPORT_SA = exportações de rochas; TX-CAMB = Taxa de câmbio real efetiva; PREXPOR = Preço de exportação; RENDAEXT = renda externa; e, RENDAINT = renda interna.

5 CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo foi estimar os impactos de choques na taxa de câmbio, no preço das exportações, na renda externa e na renda interna sobre as exportações de rochas ornamentais do Espírito Santo, utilizando a metodologia VAR/VECM, considerando o período de janeiro de 2000 a junho de 2017. As análises foram segmentadas da seguinte forma: i) período pré-crise do *subprime*, compreendendo o período de janeiro 2000 a julho 2007; ii) período pós-crise, considerado aqui como o período de janeiro de 2009 a junho de 2017; e, período total (janeiro de 2000 a junho de 2017), que incluiu os dois períodos anteriores, mais o período mais agudo da crise do *subprime* (agosto de 2007 a dezembro de 2008). Análises de cointegração, das funções impulso-resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão foram realizadas.

Os principais resultados foram:

- a) Período entre 01/2000 e 07/2009: renda externa e preço de exportação foram os principais determinantes das exportações capixabas de rochas, tanto na análise de cointegração quanto nas funções impulso-reposta;
- b) Período entre 01/2009 e 06/2017: em ambas as análises, as principais variáveis que afetaram as exportações foram a renda externa e a taxa de câmbio, sendo que, neste período, os efeitos da renda externa sobre as exportações foram menores do que no período anterior à crise do *subprime*;
- c) Período entre 01/2000 e 06/2017: considerando o período com um todo, inclusive o que se refere à crise do *subprime*, os principais impactos sobre as exportações vieram da renda externa e do preço de exportação. Aqui, os efeitos da crise parecem ter reduzido significativamente os efeitos da renda externa sobre as exportações.

Dessa forma, independente do período considerado, a renda externa e, conseqüentemente, o aquecimento da demanda mundial, parece ser o principal determinante das exportações capixabas de rochas ornamentais. Apesar das crises internacionais vivenciadas nos últimos anos, especialmente a crise do *subprime*, as exportações do estado vêm apresentado um bom desempenho, mesmo em um cenário de queda da taxa de câmbio. Saber aproveitar esses momentos é de fundamental im-

portância para que o estado do Espírito Santo se consolide cada vez mais como um forte *player* do setor de exportação de rochas ornamentais. Para isso, dada a exigência cada vez maior no mercado externo por qualidade, é de suma importância que o setor se desenvolva cada vez mais em termos de organização e de tecnologia.

REFERÊNCIAS

- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 1, p. 9-33, 2004.
- BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Texto para Discussão, 865. Brasília: Ipea, 2002.
- BUENO, R. L. **Econometria de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Ed.). **NBER Macroeconomics annual**. Cambridge, CA: The MIT Press, p. 141-201, 1991.
- CASTRO, N. F.; MARCON, D. B.; CATTABRIGA, L.; LIMA, E. F.; ALMEIDA, P. F. Impacto do APL de Rochas ornamentais do Espírito Santo nas comunidades. In: FERREIRAS, F. R. C.; ENRÍQUEZ, M. A. R.; ALAMINO, R. C. J. (Org.). **Recursos minerais & sustentabilidade territorial: arranjos produtivos locais**. 1.ed. Rio de Janeiro: CETEM/MCTI, v. II, p. 139-176, 2011.
- CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Texto para Discussão, 698. Brasília: Ipea, 2000.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n.1, p.1-68, 1998.

- CASTRO, A. S.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Texto para discussão, 716. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, M. A. **As exportações no período 1977/96: desempenho e determinantes**. Texto para discussão, 545. Brasília: Ipea, 1998.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1.057-1.073, 1981.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- HANSEN, H.; JUSELIUS, K. **Cats in rats: cointegration analysis of time series**. USA: Estima, 1995.
- IDEIES/FINDES. INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO EDUCACIONAL E INDUSTRIAL DO ESPÍRITO SANTO/FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO. **Análise de competitividade da indústria de rochas ornamentais do estado do Espírito Santo**. Ideies/Findes, 2015.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, p. 119-147, 1996.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1, p. 159-178, 1992.
- LÜTKEPOH, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York, Springer, 2007.
- MACKINNON, J.; HAUG, A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, p. 563-577, 1999.
- MORAIS, I. A. C.; BARBOSA, A. E. Equações de oferta e demanda por exportações do setor de calçados, 1985/2003. **Análise**, v. 17, n. 1, p. 67-90, 2006.
- PAULA, T. H. P. Arranjo produtivo local de rochas ornamentais do Espírito Santo: delimitação e análise dos níveis de desenvolvimento dos municípios constituintes. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n.1, p. 66-83, 2008.
- PESARAN, M.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, p. 17-29, 1998.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit roots in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 3, p. 335-346, 1988.
- SARDOU FILHO, R.; MATOS, G. M.; MENDES, V. A.; IZA, E. R. H. F. **Atlas de rochas ornamentais do estado do Espírito Santo**. Brasília: CPRM, 2013.
- SINDIROCHAS. **Exportações de rochas: informativo mensal/dezembro-2016**. Disponível em: <<http://www.sindirochas.com/downloads/relatorios/exportacoes-de-rochas-dezembro-2016.pdf>>. Acesso em: 23 nov. 2017.
- SILVA, M. V.; BACCHI, M. R. Condicionantes das exportações brasileiras de açúcar bruto. **Revista Agricultura em São Paulo**, v. 52, n. 2, p. 99-110, 2005.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.
- SIMS, C., STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, p. 113-144, 1990.
- VILLASCHI FILHO, A.; SABADINI, M. S.; PINTO, M. M. Arranjos produtivos e políticas públicas: evidências do Espírito Santo e do noroeste Fluminense. **Revista Perspectiva Econômica**, Vitória, v. 1, p. 67-110, 2001.

ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.