

# Exportações de café do Espírito Santo

## Aplicação da metodologia VAR<sup>1</sup>

Edson Zambon Monte<sup>2</sup>

**Resumo** – Este trabalho objetivou estimar os impactos de choques na taxa de câmbio, no preço de exportação, no preço interno, na renda interna e na renda externa sobre as exportações de café do Espírito Santo, utilizando a metodologia vetorial autorregressiva (VAR). Os resultados mostraram que: i) um choque na taxa de câmbio tem efeito positivo sobre as exportações de café do terceiro ao décimo segundo mês após o choque; ii) o preço das exportações, contrário ao esperado, somente apresentou efeitos positivos sobre as exportações de café no segundo mês após o choque; iii) mesmo o preço interno tendo gerado um aumento das exportações de café até o quarto mês após o choque, depois do quinto período, a tendência é de redução das exportações; iv) o aumento da renda interna leva a uma redução das exportações na maior parte dos meses após o choque; e v) choques na renda externa impactam positivamente as exportações no segundo e no terceiro mês. A variável taxa de câmbio apresentou os maiores impactos positivos sobre as exportações de café.

**Palavras-chaves:** comércio externo, economia capixaba, funções impulso-resposta, séries temporais.

### Coffee exports of Espírito Santo: application of the VAR methodology

**Abstract** – The objective of this paper was to estimate the impacts of shocks on exchange rate, export price, domestic price, domestic income, and foreign income on the coffee exports of Espírito Santo, using the vector autoregressive (VAR) methodology. The results showed that: i) a shock in the exchange rate has a positive effect on coffee exports from the third to the twelfth month after the shock; ii) the price of exports, contrary to expectations, only presented positive effects on coffee exports in the second month after the shock; iii) even when the domestic price generated an increase in coffee exports until the fourth month after the shock, after the fifth period, the trend is to reduce exports; iv) the increase in domestic income leads to a reduction in exports in most months after the shock; and v) shocks on foreign income positively impact exports in the second and third months. The exchange rate variable showed the greatest positive impact on coffee exports.

**Keywords:** foreign trade, economy of Espírito Santo, impulse response functions, time series.

<sup>1</sup> Original recebido em 27/9/2012 e aprovado em 2/10/2012.

<sup>2</sup> Mestrado em Economia, professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, Av. Fernando Ferrari, 514, Goiabeiras, Vitória, ES, CEP 29075-910. E-mail: edsonzambon@yahoo.com.br

## Introdução

Após a forte crise vivenciada no período de 1930 a 1970, tendo como um dos fatores a redução do preço no mercado internacional, a cultura cafeeira começou a se recuperar a partir de 1975. A crise reduziu o volume de café produzido pelo Espírito Santo, assim como suas exportações. Segundo Rocha e Morandi (1991), o café, que, em 1960, era a atividade predominante em 69,9% das propriedades rurais capixabas, teve sua participação reduzida em 1975, quando passou a ser a atividade predominante em apenas 34,7% dos estabelecimentos rurais. No entanto, mesmo com a redução dos preços internacionais e a erradicação de lavouras cafeeiras, o café continuou sendo a principal cultura capixaba, principalmente em geração de emprego e renda.

A partir de 1975, retomam-se os plantios, a produção aumenta novamente e as exportações começam a crescer significativamente. Vale ressaltar que, depois de 1950, o setor cafeeiro-exportador oscilou entre crises e recuperações, tanto em termos de volume exportado quanto em termos de valor das exportações, o que afetou diretamente as exportações capixabas de café. Alguns fatos que contribuíram para isso foram: excesso de oferta de café no mercado internacional, o que reduziu o preço internacional do produto; elevação da concorrência internacional (sobretudo África, América Central e Colômbia); crises do petróleo de 1974 e 1979, que, ao reduzir a renda real dos consumidores de café, contraiu, significativamente, as importações mundiais da commodity; e desvalorizações cambiais. No período de 1982 a 1992, por exemplo, o setor entrou em forte crise em virtude da redução do preço internacional.

Após a década de 1990, a liberalização de mercado para a cultura deu novo impulso à cafeicultura, com a extinção do Instituto Brasileiro do Café (IBC). Isso promoveu o incentivo à melhoria da qualidade do café produzido e consumido domesticamente, assim como dos cafés exportados.

Esse aumento de qualidade foi causado, também, pela vinda de multinacionais para o Brasil ao longo dos anos 1990, o que fez com que os agentes do agronegócio aumentassem sua produtividade na cultura. No Espírito Santo, de 1990 a 2011, as exportações de café em grão tiveram um aumento de 55,67%.

Mesmo com a nova fase vivenciada pela cafeicultura após 1990, na qual se elevaram as exportações do setor, deve-se atentar para aqueles fatores que já afetaram e podem voltar a afetar a participação, tanto do Espírito Santo como do Brasil, no comércio internacional de café e comprometer a sustentabilidade da cultura, tais como: desvalorização da taxa de câmbio, queda dos preços internacionais e crescimento da produção e da exportação dos países concorrentes, como o Vietnã e a Colômbia.

O Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil, respondendo por cerca de 25% da produção. O estado cultiva duas espécies de café: *Coffea arabica* (café arábica) e *Coffea canephora* (café conilon), sendo que, no caso do café conilon, é o maior produtor nacional. Do total produzido em 2011, aproximadamente 50,29% foi exportado. Do total exportado de café em grãos, 53,83% correspondia ao café arábica e 46,17% ao café conilon<sup>3</sup>.

Os principais destinos das exportações capixabas de café foram os Estados Unidos, a Alemanha, o México, a Síria, a Eslovênia, o Líbano, a Argentina, a Bélgica, a Turquia, a Grécia e a Espanha. As exportações de café do estado corresponderam a, aproximadamente, 14,47% das exportações brasileiras de café em 2011. A máxima participação do Espírito Santo nas exportações brasileiras de café ocorreu em 2002 (32,5%).

O Estado do Espírito Santo vem crescendo significativamente nos últimos anos, com taxas superiores as do crescimento nacional. A agricultura ainda é a atividade econômica com maior relevância social, mantendo a população rural no campo, com expressiva geração de emprego

<sup>3</sup> O Espírito Santo também exporta café processado, torrado e solúvel. No entanto, a exportação destes tipos de café é relativamente baixa.

e renda. Neste contexto, a cafeicultura continua sendo essencial, uma vez que representa cerca de 44% do Produto Interno Bruto (PIB) agrícola estadual.

Dessa forma, ao se considerar que i) o Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil; ii) que suas exportações de café alcançam, em média, 15% das exportações nacionais; e iii) que a cultura cafeeira é um importante gerador de receitas e fundamental para o desempenho socioeconômico do estado, este trabalho objetivou estimar os impactos de choques na taxa de câmbio, no preço de exportação, no preço interno, na renda interna e na renda externa sobre as exportações de café do Espírito Santo, utilizando a metodologia VAR.

## Revisão de literatura empírica

Este item tem a intenção de apresentar alguns trabalhos que vem sendo realizados nos últimos anos no Brasil, analisando as exportações nacionais ou regionais, seja no agregado ou por produtos, especialmente commodities. Alguns dos autores descritos estudaram as exportações de café em grão, em específico, e adotaram, em geral, a metodologia VAR, a qual foi utilizada nesta pesquisa.

Cavalcanti e Ribeiro (1998) analisaram o desempenho das exportações brasileiras, no período 1977–1996, com destaque para os anos 1990. Como método econométrico, os autores adotaram, inicialmente, um modelo VAR para as exportações e, a partir de testes de cointegração e exogeneidade, estimaram uma equação autorregressiva com defasagens distribuídas (ADD). Os resultados mostraram que, para os produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, as exportações dependem, principalmente, das condições de demanda do mercado internacional, a saber: renda mundial e preços dos produtos exportados relativamente aos bens substitutos. Para os produtos industriais, as exportações são fortemente afetadas por fatores ligados à oferta, como taxa de rentabilidade e, possivelmente, capacidade produtiva. Além disso, as exportações de pro-

duto industrializados são influenciadas pelo nível de comércio externo.

Castro e Rossi Júnior (2000) estimaram equações para o valor exportado e o preço das principais commodities brasileiras: café, açúcar, soja, minério de ferro, carne bovina, alumínio, cacau, suco de laranja e fumo. Como metodologia, os autores adotaram os modelos VAR irrestritos e os modelos em diferenças restritos. Neste contexto, testaram a inclusão de variáveis exógenas no modelo e compararam a capacidade preditiva do modelo restrito com a do VAR irrestrito.

Os resultados sugeriram que, somente no caso do café e do alumínio, as exportações brasileiras defasadas influenciaram o preço internacional. Para as outras commodities, as exportações brasileiras não apresentaram causalidade com os preços internacionais. No caso específico da commodity café, o modelo VAR foi ajustado com seis defasagens, sendo os dados trimestrais. Além disso, de acordo com os autores, os preços defasados do café foram altamente significativos na equação do valor exportado; as importações mundiais são significativas apenas na quinta e na sexta defasagens; a variável *Libor* apresentou efeito contemporâneo positivo; e o câmbio real efetivo tem um efeito negativo bastante defasado.

Silva e Maia (2003) analisaram os efeitos da renda externa, da taxa de câmbio real efetiva e do preço de exportação do café em grãos sobre as exportações brasileiras de café, no período de 1961 a 2001. Os autores também adotaram o modelo VAR. Os resultados revelaram que: a) o valor das exportações de café foi mais impactado pelos choques no preço do café em grãos e na renda externa do que pelos choques na taxa de câmbio real; b) inovações na renda externa tiveram efeitos positivos nas exportações de café a curto prazo; c) choques no preço de exportação do café em grãos acarretaram aumentos nas exportações de café nos primeiros dois anos após os choques; e d) o efeito do choque na taxa de câmbio nas exportações de café revelou-se positivo, no primeiro ano, e negativo no segundo ano.

Maia (2003) examinou os impactos da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre as exportações de produtos agrícolas brasileiros em dois períodos distintos: a) de janeiro de 1980 até dezembro de 1990, e b) de janeiro de 1990 até dezembro de 2001. O autor utilizou, como modelo teórico, a abordagem de microeconomia aberta a partir do modelo Mundell-Fleming. A metodologia empírica adotada foi o modelo VAR, com causalidades contemporâneas.

Quanto aos resultados, a taxa de câmbio apresentou-se significativa na determinação das exportações agrícolas brasileiras, tanto a curto prazo como a longo prazo. Ressalta-se que, na análise contemporânea (curto prazo), a influência da taxa de câmbio diminuiu do período 1980–1990 para o período 1990–2001. No primeiro período, uma elevação da taxa de câmbio representava 45% das variações das exportações; no segundo período, este valor passou para 39%, perfazendo uma redução de seis pontos percentuais. A taxa de juros também teve efeito sobre as exportações agrícolas brasileiras, tanto a curto prazo como a longo prazo.

Alves e Bachi (2004) estimaram uma função de oferta de exportação brasileira de açúcar, para o período de outubro de 1995 a dezembro de 2002. Como procedimento empírico, os autores utilizaram a metodologia VAR. Os resultados mostraram que o preço e a renda doméstica, variáveis que refletem a situação do mercado interno, têm grande relevância na determinação das exportações brasileiras de açúcar, e o efeito defasado (subsequente ao choque) dessas variáveis sobre o *quantum* exportado é bastante agressivo. Também observou-se que as exportações brasileiras de açúcar elevam-se à medida que a moeda nacional desvaloriza-se perante o dólar norte-americano. Destaca-se que o efeito da taxa de câmbio sobre o *quantum* exportado é mais expressivo após três meses de choque. Já o preço das exportações, apresentou menor elasticidade quando comparado às variáveis de mercado interno; porém, também teve algum grau de influência sobre o *quantum* de açúcar exportado pelo Brasil.

Silva e Bachi (2005) estimaram as equações de exportação para o açúcar bruto brasileiro, com a finalidade de identificar os determinantes do desempenho exportador dessa commodity. A metodologia utilizada foi a VAR/VEC (vetor de correção de erros), tendo-se considerado as propriedades de integração e cointegração das séries utilizadas. Os resultados indicaram que as exportações de açúcar bruto dependem, essencialmente, das condições do mercado externo – que, neste caso, são representadas pelas variáveis renda da Rússia e taxa de câmbio – e do preço doméstico. Esta última variável não teve efeito contemporâneo significativo sobre o *quantum* exportado; contudo, seu efeito aumentou ao longo do tempo.

O objetivo do estudo de Padrão et al. (2010) foi verificar os determinantes da oferta de exportação mineira de café no período de julho de 1999 a dezembro de 2008, tomando como base o modelo-padrão da teoria do comércio internacional. Como metodologia econométrica, os autores adotaram o VEC, para analisar as funções de impulso-resposta e realizar a decomposição da variância. Os resultados apontaram que a quantidade exportada de café é afetada, principalmente, pelo preço externo e pela taxa efetiva real de câmbio.

## Modelo econômico

Várias formulações teóricas podem ser utilizadas para a análise empírica dos determinantes do comportamento das exportações de certo produto por um país ou região. Ao se tomar como base, sobretudo, as teorias do consumidor e do produtor, estas formulações levam em direção aos condicionantes das exportações que podem atuar tanto pelo lado da demanda quanto pelo lado da oferta.

São vários os trabalhos existentes sobre o comércio internacional de commodities. Alguns analisam os produtos no agregado, enquanto outros avaliam a comercialização de produtos de forma individual. Entre os estudos que analisam funções de exportação, pode-se citar, entre outros: Alves e Bachi (2004), Barros et al. (2002),

Carvalho e De Negri (2000), Castro e Cavalcanti (1997), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Miranda (2001), Morais e Barbosa (2006), Silva e Bachi (2005) e Zini Júnior (1988).

Nesta pesquisa, adotou-se o modelo de exportação proposto por Barros et al. (2002). Neste modelo, considera-se que o *quantum* exportado do produto depende dos excedentes do mercado doméstico. As equações de oferta ( $s$ ) e demanda interna ( $D$ ) podem ser escritas, respectivamente, como

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

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

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

Em equilíbrio de mercado, a oferta ( $s$ ) é igual à demanda ( $D$ ):

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

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 em 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.

Ao se relacionar o preço das exportações ( $p_x$ ) com o preço interno ( $p_d$ ), tem-se uma margem de exportação que cobre o custo dessa operação. O preço externo é dado pelo mercado internacional; logo, seu valor não é influenciado

pelo volume exportado pelo agente doméstico. Dessa forma, a demanda externa é perfeitamente elástica.

Admite-se que essa margem seja definida da seguinte forma:

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

em que  $\alpha$  é a elasticidade que relaciona  $m$  e  $p_d$ .

Dado que o preço de exportação expresso em moeda nacional ( $p_x$ ) é igual à soma do preço que vigora 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,

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

Assim, as equações 1 e 2 podem ser reescritas como a seguir:

$$S = a + bp_x - b\alpha p_d + cz \quad (10)$$

$$D = d + ep_x - e\alpha p_d + fy \quad (11)$$

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

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

No entanto, uma vez que  $p_x = p_e \cdot t_c$ , em que  $p_e$  é o preço das exportações em moeda estrangeira e  $t_c$  é a taxa de câmbio real, a equação 12 pode ser reescrita da seguinte forma:

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

Conforme modelo apresentando, a quantidade exportada de uma commodity é função dos preços das exportações, expressos 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 ( $w$ ). Assim, espera-se a ocorrência de uma relação positiva entre a quantidade exportada de determinada commodity e as variáveis taxa de câmbio e preço das exportações. No

caso das variáveis preço doméstico e renda interna, espera-se que tenham uma relação negativa com a quantidade exportada.

### Vetores autorregressivos (VAR)<sup>4</sup>

Pode-se expressar um modelo VAR<sup>5</sup> de ordem  $p$  em função de um vetor com  $n$  variáveis endógenas  $X_t$ , sendo que estas se conectam por meio de uma matriz  $A$ , da seguinte forma:

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

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

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

A equação 14 expressa as relações entre as variáveis endógenas, geralmente advindas de um modelo econômico teoricamente estruturado, e é denominada de forma estrutural. Porém, em razão da endogeneidade das variáveis do VAR, o modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, dada por:

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

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

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).

### Resultados e discussões

Este item está dividido em quatro partes. A primeira será destinada à realização dos testes de raiz unitária. Na segunda parte, apresenta-se a identificação do modelo VAR. Em seguida, apresentam-se as funções de impulso-resposta (FIR). E, por fim, faz-se a análise de decomposição da variância (DV).

### Apresentação das variáveis

Este estudo compreende o período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2011. A Tabela 1 sintetiza as variáveis utilizadas. Os dados referentes à quantidade exportada (kg) e ao valor das exportações capixabas de café (US\$ FOB), utilizados para o cálculo do preço externo (US\$/kg), foram adquiridos junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério da Indústria e Comércio (Mdic/Secex), na base de dados Alice-Web. O valor das exportações foi deflacionado pelo índice de preços por atacado (Ipea) dos Estados Unidos. Para a renda interna, coletada do Banco Central do Brasil (Bacen), foi utilizado, como proxy, o Produto Interno Bruto (PIB), em R\$ milhões. A série foi deflacionada pelo índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA). A taxa de câmbio efetiva real foi coletada junto à Fundação Getúlio Vargas (FGV/FGVdados).

Utilizou-se o índice de produção industrial dos Estados Unidos como *proxy* para renda externa. O preço médio interno (doméstico) do café foi coletado do Centro de Pesquisa Econômica Aplicada (Cepea) e deflacionado pelo índice geral de preços – disponibilidade interna (IGP-DI). No mais, testou-se a presença de sazonalidade nas séries pelo teste combinado para a presença de sazonalidade, identificável na rotina de dessazonalização

<sup>4</sup> Metodologia desenvolvida inicialmente por Sims (1980).

<sup>5</sup> A metodologia VAR descrita aqui está baseada em Bueno (2011).

**Tabela 1.** Variáveis, unidades, siglas e fontes.

Variável	Unidade	Sigla	Fonte
Quantidade exportada de café em grão	kg	EXP	Mdic/Secex
Taxa de câmbio efetiva real – deflação pelo IPA-OG – dessazonalizada pelo método X12 (US Census Bureau)	Índice	TXCAM	FGVdados
Preço das exportações de café em grão	US\$/kg	PREXP	Ipeadata
Preço interno médio do café em grão	R\$/saca de 60 kg	PRINT	Cepea
Produto Interno Bruto (PIB) – proxy para renda interna	R\$ milhões	RINT	Bacen
Produção industrial mensal dos Estados Unidos – proxy para renda externa – dessazonalizada pelo método X12 (US Census Bureau)		REXT	Ipeadata

X12 do *US Census Bureau*. As séries que apresentaram sazonalidade foram dessazonalizadas pelo mesmo método. Todas as análises econométricas foram realizadas com as séries expressas em logaritmos naturais.

### Testes de raiz unitária

O primeiro passo na análise de séries temporais é verificar se estas são estacionárias. Se elas não forem estacionárias em nível, deve-se realizar algum procedimento para estacionarizá-las (em geral, aplica-se a primeira diferença das séries temporais, dado que a maioria das séries econômicas é  $I(1)$ , ou seja, são integradas de primeira ordem). Neste trabalho, foram utilizados os seguintes testes de raiz unitária: Augmented Dickey-Fuller, ADF (DI-

CKEY; FULLER, 1981); Phillips-Perron, PP (PHILLIPS; PERRON, 1988); e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, KPSS (KWIATKOWSKI et al., 1992).

Os resultados estão descritos na Tabela 2. Pela análise dos testes estabelecidos, observou-se que as seguintes variáveis são estacionárias em nível: EXP, PRINT e REXT. Já as variáveis TXCAM, PEXP e RINT, mostraram-se não estacionárias em nível. Ressalta-se que não há 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 et al. (1990), por exemplo, não veem maiores problemas em se trabalhar com variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR. Contudo, esta pesquisa adotou o que vem sendo

**Tabela 2.** Testes de raiz unitária para as variáveis em nível.

Variável	ADF	K	PP	K	KPSS	K
LEXP	-5,881943***	0	-5,836845***	0	0,131353ns	7
LTXCAM_SA	-2,956556 <sup>ns</sup>	1	-2,668054 <sup>ns</sup>	3	0,148715**	9
LPREXP	-0,783663 <sup>ns</sup>	1	-0,815327 <sup>ns</sup>	5	0,089458*	9
LPRINT	-3,335743*	1	-3,906863**	4	0,293783 <sup>ns</sup>	9
LRINT	-2,261976 <sup>ns</sup>	12	-5,326191***	23	0,266209*	7
LREXT	-4,830320***	5	-2,649468*	8	0,117762 <sup>ns</sup>	9

\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%; <sup>ns</sup>não significativo a 10% (em estatística, não significativo refere-se a não rejeitar a hipótese nula); K indica o número de defasagens de dado teste para cada variável; L indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e SA indica a série dessazonalizada.

utilizado como padrão na maioria dos estudos que tomam como base a metodologia VAR, isto é, buscou-se utilizar somente variáveis estacionárias. Assim, foi aplicada a primeira diferença nas séries que se mostraram não estacionárias em nível. Após a diferenciação, os testes mostraram que as variáveis TXCAM, PEXP e RINT tornaram-se estacionárias.

Neste contexto, é importante mencionar que as séries analisadas não são integradas da mesma ordem, ou seja, algumas são  $I(0)$  e outras  $I(1)$ , o que impossibilita, a princípio, a realização de testes de cointegração entre as variáveis<sup>6</sup> e a estimação do modelo vetor de correção de erros (VECM)<sup>7</sup>. Uma vez realizados os testes de raiz unitária, serão apresentadas as estimativas relativas à identificação do modelo VAR.

### Identificação do modelo VAR

Com o intuito de selecionar o modelo VAR ideal, adotou-se, inicialmente, os critérios da razão de verossimilhança (LR), do erro de previsão final (FPE), de Akaike (AIC), de Schwarz (SC) e de

Hannan-Quinn (HQ), para selecionar o número de defasagens a ser empregado. Os critérios SC e HQ sugeriram a utilização de uma defasagem para o modelo (Tabela 3). Entretanto, optou-se por trabalhar com quatro defasagens, com base nos critérios FPE e AIC, uma vez que o modelo com defasagem apresentou autocorrelação dos resíduos e heterocedasticidade.

Ainda em relação à adequação do modelo com quatro defasagens, foram realizados os testes: a) análise do padrão das raízes do polinômio estimado; b) teste de Breusch Godfrey (BG) ou teste LM, para verificar se existe autocorrelação dos resíduos; c) teste de heterocedasticidade; e d) teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera (JB). O modelo apresentou todas as raízes do polinômio dentro do círculo unitário, o que satisfaz a condição de estabilidade do VAR. Os resultados foram satisfatórios para não autocorrelação e também para ausência de heterocedasticidade.

Quanto ao teste de normalidade dos resíduos, o teste de Jarque-Bera rejeitou a hipótese nula de que os resíduos são normais. Entretanto, uma vez que não há possibilidade de elevar o

**Tabela 3.** Determinação do número de defasagens do modelo VAR.

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	4,89E-12	-9,016259	-8,887135	-8,963787
1	767,2795	2,08E-14	-14,4773	-13,57343*	-14,10999*
2	82,83804	1,80E-14	-14,62296	-12,94436	-13,94083
3	64,30759	1,78E-14	-14,64401	-12,19066	-13,64704
4	100,2611	1,24e-14*	-15,02214*	-11,79405	-13,71033
5	46,38136	1,38E-14	-14,93478	-10,93196	-13,30814
6	43,56483	1,57E-14	-14,84598	-10,06842	-12,90452
7	37,13418	1,88E-14	-14,71628	-9,16398	-12,45998
8	55,96997*	1,79E-14	-14,83376	-8,506721	-12,26263

\* Indica a ordem selecionada pelo critério; LR indica a razão de verossimilhança (LR); FPE indica o erro de previsão final; AIC indica o critério de Akaike; SC indica o critério de Schwarz; e HQ indica o critério de Hannan-Quinn.

<sup>6</sup> A definição de que as variáveis devem ser integradas de mesma ordem para serem cointegradas é de Engle e Granger (1987). Entretanto, a definição de Campbell e Perron (1991) é mais abrangente, não impondo a restrição de mesma ordem de integração para a existência de cointegração. Para mais detalhes, veja Bueno (2011). Neste trabalho, será adotada a definição de Engle e Granger (1987).

<sup>7</sup> Para mais informações sobre o VECM consultar Bueno (2011).



tamanho da amostra e tendo em vista os possíveis problemas que a ausência desta hipótese pode causar para o modelo, desconsiderou-se a amostra, continuando com a estimação do modelo em questão. Oreiro et al. (2006) salientam que esse procedimento é comum em alguns trabalhos no Brasil, como em Camuri (2005) e Grôppo (2004).

### Funções impulso-resposta

Finalizada a etapa identificação do modelo, serão analisadas as funções de impulso-resposta. Cabe ressaltar 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 essa finalidade. Este ordenamento também é importante para a análise de decomposição da variância. 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)<sup>8</sup>. A ordenação adotada foi: EXP, PEXP, REXT, PRINT, RINT e TXCAM. Em razão da importância da ordenação de Cholesky para a correta estimação das funções de impulso-resposta, tentou-se outros ordenamentos (o que pode ser considerado um teste de robustez), que não alteraram significativamente essas funções.

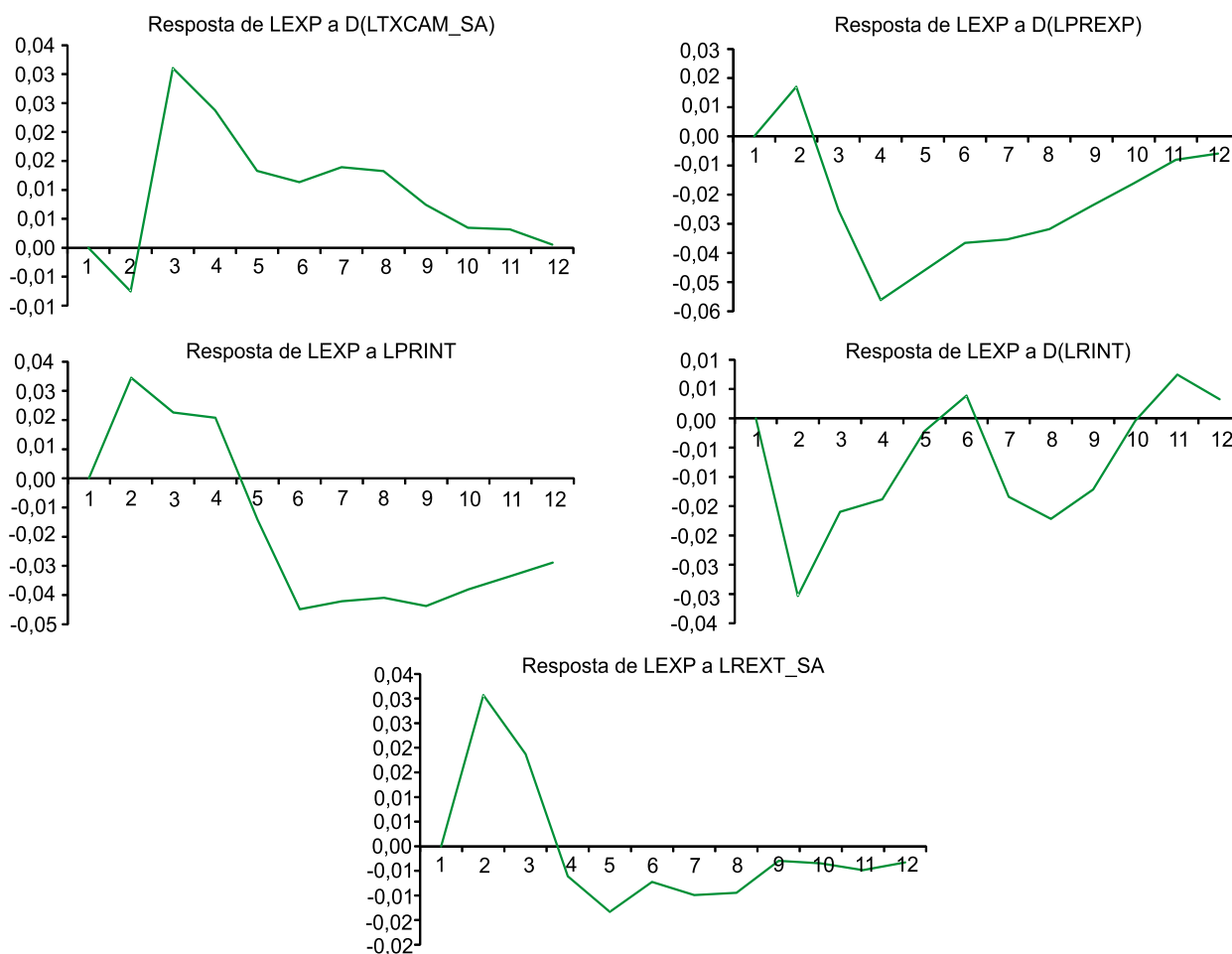
A Figura 1 apresenta as funções de impulso-resposta para a quantidade exportada de café do Espírito Santo 12 meses depois do choque nas variáveis TXCAM, PREXP, PRINT, RINT E REXT. Inicialmente, para exemplificar a análise de uma função de impulso-resposta, toma-se o caso do efeito da TXCAM sobre as exportações de café do Espírito Santo. Nota-se que uma elevação de um desvio-padrão na TXCAM não altera as exportações no primeiro período após o choque inicial. No segundo mês, há um pequeno impacto negativo, contrário ao esperado. Já no terceiro mês, há um

aumento das exportações, que ficam em um patamar superior do primeiro até o décimo segundo mês. Neste caso, ocorre certa defasagem de tempo até que os efeitos da taxa de câmbio afetem positivamente as exportações de café.

No caso da PREXP, observa-se que um choque nesta variável causa um efeito positivo nas exportações somente no segundo mês. Após o terceiro mês, as exportações passam por sucessivos choques negativos e ficam abaixo do patamar inicial, contrário ao esperado. Cabe destacar que se esperava que o efeito de crescimento do choque em PREXP fosse prolongado por um maior período. Vários fatores podem ter levado a este resultado, entre eles: i) o fato de o preço de exportação poder ser determinado pela quantidade de café exportada, mas não a quantidade determinada pelo preço; ii) a existência de simultaneidade entre as variáveis quantidade exportada e preço de exportação; iii) o fato de o aumento do preço de exportação não levar, essencialmente, a um aumento da rentabilidade e, logo, das exportações; iv) a concorrência no mercado internacional de café, principalmente, quanto à qualidade do café exportado; v) a estocagem da commodity frente à expectativa de novos choques positivos no preço de exportação; e vi) o fator demanda. Cabe aqui uma análise mais apurada deste resultado, o que não é o objetivo deste trabalho.

Verifica-se, também, que um choque em PRINT, contrário ao esperado, provoca um crescimento das exportações no segundo, no terceiro e no quarto mês após o choque. O Brasil ainda apresenta um baixo consumo per capita de café, mesmo este tendo se elevado nos últimos anos. Um aumento no preço interno não significa, necessariamente, crescimento na venda interna de café. Isso porque, se não houver demanda interna, a opção são as exportações. Do quinto mês em diante, as exportações seguem a trajetória esperada, ou seja, há uma redução destas até o décimo segundo mês. Aqui também seria interessante uma

<sup>8</sup> 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 por meio da causalidade de Granger não seria apropriada, uma vez que a ordenação de Cholesky indica causalidade contemporânea entre as variáveis, ao passo que o teste de Granger refere-se à causalidade de precedência temporal.



**Figura 1.** Funções de impulso-resposta para quantidade exportada de café (L indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; D indica a primeira diferença da variável; e SA indica a série dessazonalizada).

análise mais detalhada, o que não é objetivo deste estudo.

O aumento da renda interna (RINT) leva a uma redução das exportações no segundo, no terceiro, no quarto e no quinto mês. No sexto mês, ocorre um pequeno aumento das exportações, e o impacto volta a ser negativo no sétimo, no oitavo, no nono e no décimo mês. No décimo segundo período, as exportações ficam ligeiramente superiores ao nível inicial. Os choques da renda externa (REXT) sobre as exportações de café são positivos no segundo e no terceiro mês. Do quarto ao décimo segundo período, ocorrem pequenos choques negativos, tendendo à estabilidade após os 12 meses. Em geral, tanto a renda interna quanto

a renda externa apresentaram impactos nas exportações de café, conforme a teoria econômica, mesmo com pequenas divergências no que se refere à trajetória esperada.

### Análise de decomposição da variância

A metodologia VAR permite, em complemento à análise das funções de impulso-resposta, a realização do exercício de decomposição da variância (DV), para avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais, por meio da decomposição da variância do erro de previsão. Neste trabalho, também se adotou o ordenamento de Cholesky: EXP, PEXP, REXT, PRINT, RINT e TXCAM.

A Tabela 4 apresenta a decomposição para a variável quantidade exportada de café. Nota-se que os maiores percentuais de explicação do erro de previsão das exportações são decorrentes das próprias exportações. O preço doméstico explica de 0,87% a 6,51% da variância do erro de previsão do *quantum* exportado, e o preço externo, de 0,21% a 5,33%, dependendo do período considerado. Até o nono mês (exceto para o segundo e o terceiro mês), o preço das exportações é a segunda variável que tem o maior impacto no erro de previsão do *quantum* exportado. Ao final dos 12 meses, o segundo maior poder explicativo é o do preço interno. A taxa de câmbio, a renda interna e a renda externa aumentam seu poder na explicação do erro de previsão ao longo do tempo.

Os resultados da Tabela 5 são relativos à decomposição da variância do erro de previsão do preço externo. Verifica-se que os maiores efeitos sobre o erro de previsão são decorrentes da própria variável PREXP. O preço interno explica, aproximadamente, 12% do erro de previsão do preço das exportações, após o segundo período. A taxa de câmbio, após o segundo mês, explica em torno de

6% das variações do erro de previsão do preço externo. A participação das exportações apresentou crescimento significativo do primeiro para o décimo segundo mês, enquanto a renda externa teve a menor participação em quase todo o período.

Conforme pode ser observado na Tabela 6, a variável com maior impacto no erro de previsão do preço interno de café foi o próprio PRINTER. O preço externo apresenta grande influência na formação do preço doméstico. A participação passou de 4,61%, no primeiro mês, para 14,72% no décimo segundo mês. A renda externa também apresentou impactos consideráveis depois do décimo primeiro período. As outras variáveis tiveram baixa participação no erro de previsão do preço interno, especialmente a taxa de câmbio.

## Conclusões

O objetivo de estudo foi estimar os impactos de choques na taxa de câmbio, no preço de exportação, no preço interno, na renda interna e na renda externa nas exportações de café no

**Tabela 4.** Decomposição histórica da variância dos erros de previsão da quantidade exportada de café<sup>(1)</sup>.

Mês	Erro-padrão	LEXP	D(LTXCAM_SA)	D(LPREXP)	LPRINT	D(LRINT)	LREXT_SA
1	0,3237	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,3703	97,5222	0,0412	0,2110	0,8686	0,6702	0,6869
3	0,4028	96,2291	0,6288	0,5730	1,0486	0,7235	0,7970
4	0,4203	94,0581	0,8975	2,3105	1,2082	0,7726	0,7532
5	0,4258	92,7194	0,9717	3,4353	1,2868	0,7552	0,8317
6	0,4309	90,9865	1,0182	4,0708	2,3388	0,7455	0,8403
7	0,4350	89,3092	1,1013	4,6541	3,2328	0,8262	0,8763
8	0,4393	87,8355	1,1710	5,0871	4,0384	0,9625	0,9055
9	0,4432	86,6763	1,1786	5,2870	4,9432	1,0208	0,8941
10	0,4461	85,9748	1,1697	5,3507	5,6080	1,0079	0,8889
11	0,4478	85,4460	1,1657	5,3414	6,1252	1,0279	0,8939
12	0,4488	85,0729	1,1604	5,3337	6,5096	1,0283	0,8951

<sup>(1)</sup> L indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; D indica a primeira diferença da variável; e SA indica a série dessazonalizada.

**Tabela 5.** Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço externo<sup>(1)</sup>.

Mês	Erro-padrão	LEXP	D(LTXCAM_SA)	D(LPREXP)	LPRINT	D(LRINT)	LREXT_SA
1	0,3237	4,2921	0,0000	95,7079	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,3703	3,6332	5,9038	80,3385	9,0677	0,3540	0,7027
3	0,4028	4,0965	5,9990	75,5228	13,3000	0,4188	0,6629
4	0,4203	5,9016	6,5870	72,6141	13,1182	1,1419	0,6372
5	0,4258	8,9291	6,3789	67,8528	12,4025	3,2268	1,2100
6	0,4309	9,5609	6,3113	66,9683	12,3263	3,5883	1,2448
7	0,4350	9,4931	6,2820	66,5983	12,4532	3,9063	1,2671
8	0,4393	9,4450	6,2440	66,1965	12,4987	3,9901	1,6257
9	0,4432	10,3105	6,1871	65,6005	12,3496	3,9423	1,6100
10	0,4461	10,3488	6,1723	65,1333	12,3164	4,3802	1,6491
11	0,4478	10,3477	6,1571	64,9397	12,5191	4,3840	1,6524
12	0,4488	10,3407	6,1585	64,8740	12,5905	4,3856	1,6507

<sup>(1)</sup> L indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; D indica a primeira diferença da variável; e SA indica a série dessazonalizada.

**Tabela 6.** Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço interno<sup>(1)</sup>.

Mês	Erro-padrão	LEXP	D(LTXCAM_SA)	D(LPREXP)	LPRINT	D(LRINT)	LREXT_SA
1	0,3237	0,2446	0,0000	4,6062	95,0771	0,0000	0,0721
2	0,3703	0,1123	0,1526	6,1887	93,4995	0,0018	0,0451
3	0,4028	0,2000	0,1105	6,7651	92,6923	0,1188	0,1133
4	0,4203	0,6531	0,0952	10,6135	88,3276	0,1278	0,1827
5	0,4258	1,0405	0,0735	12,5519	85,7961	0,1636	0,3745
6	0,4309	1,3835	0,0774	12,6938	85,2276	0,1632	0,4547
7	0,4350	1,9013	0,0683	13,4312	83,7822	0,1844	0,6327
8	0,4393	2,1286	0,0737	13,9333	82,6587	0,1961	1,0096
9	0,4432	2,1536	0,0710	14,1394	82,0618	0,2068	1,3675
10	0,4461	2,0956	0,0736	14,3454	81,5547	0,2181	1,7127
11	0,4478	2,0217	0,0915	14,5161	81,0245	0,2492	2,0969
12	0,4488	1,9604	0,1185	14,7251	80,4211	0,2870	2,4879

<sup>(1)</sup> L indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; D indica a primeira diferença da variável; e SA indica a série dessazonalizada.

Espírito Santo, utilizando a metodologia VAR. Foram estimadas as funções impulso-resposta, e realizada a análise da decomposição da variância dos erros de previsão.

A análise das funções de impulso resposta mostrou que: i) um choque na taxa de câmbio tem efeito positivo sobre as exportações de café, do terceiro ao décimo segundo mês após o cho-

que, com tendência à estabilidade; ii) o preço das exportações, contrário ao esperado, somente apresentou efeitos positivos sobre as exportações de café no segundo mês após o choque; iii) embora o preço interno tenha gerado um aumento das exportações de café até o quarto mês após o choque, depois do quinto período, a tendência é de redução das exportações; iv) o aumento da renda interna leva a uma redução das exportações na maior parte dos meses após o choque; e v) choques na renda externa impactam positivamente as exportações no segundo e no terceiro mês; depois, ocorrem pequenos choques negativos.

Observa-se que a variável taxa de câmbio é a que apresentou maior impacto positivo e persistente sobre as exportações de café, quando analisadas as funções de impulso-resposta. Essa variável tem impacto direto sobre a rentabilidade do setor, uma vez que os cafeicultores também são influenciados pela diferença entre a cotação do dólar norte-americano no momento da compra de insumos e no período de venda da colheita. Logo, uma redução na taxa de câmbio tem efeitos negativos sobre a cafeicultura, tanto no valor recebido pela saca de café quanto nos custos de produção. A variável preço interno ocasionou os mais elevados efeitos negativos sobre as exportações, após o quinto mês a partir do choque inicial. Além disso, o preço externo não impacta fortemente, de forma positiva, as exportações, a não ser no segundo período após o choque inicial.

No que se refere à análise da decomposição da variância, nota-se que as exportações, o preço de exportação e o preço interno são as variáveis que mais explicam a variância do erro de previsão das exportações de café do Espírito Santo. Além disso, verifica-se que a decomposição da variância do erro do preço externo é impactada significativamente pela própria variável preço externo e pelo preço interno, e que a decomposição da variância do erro de previsão do preço interno é fortemente afetada pelo preço interno e pelo preço externo.

No mais, vale mencionar que as variáveis utilizadas não são os únicos fatores que afetam as exportações de café. Fatores como infraestrutura, qualidade, competitividade, concorrência internacional, entre outros, são de grande relevância para se conseguir destaque no concorrido mercado internacional. Uma logística adequada, por exemplo, é necessária para que os produtos cheguem aos mercados (países) demandantes, além de impactar diretamente o preço final dos produtos exportados e, conseqüentemente, a competitividade. Para que isso ocorra, investimentos contínuos em infraestrutura de rodovias, portos, aeroportos, disponibilidade de crédito, desburocratização dos procedimentos para exportação, entre outros, são fundamentais.

Em relação à qualidade do café, por exemplo, devem ocorrer avanços em propaganda e marketing no mercado internacional, de maneira a divulgar os cafés nacionais e estaduais, especialmente os de qualidade, para elevar o consumo externo do café brasileiro e capixaba. Neste contexto, as entidades ligadas à cafeicultura, tanto privadas como governamentais, têm avançado nos últimos anos, mas ainda têm um longo caminho a percorrer, dado que países, como a Colômbia, a longa data, promovem seus cafés no mercado mundial. Esta promoção precisa contar com o financiamento adequado e ser contínua ao longo do tempo.

## Referências

- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, 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)**. Brasília, DF: Ipea, 2002. 51 p. (Texto para Discussão, 865).
- BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 338 p.
- 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: The MIT Press, 1991. p. 141-201.

- CAMURI, P. A. **Dívida pública, política fiscal e vulnerabilidade externa no Brasil**. 2005. 97 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional de Minas Gerais, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Brasília, DF: Ipea, 2000. 30 p. (Texto para Discussão, 698).
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. 61 p. (Texto para Discussão, 469).
- CASTRO, A. S.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. 34 p. (Texto para Discussão, 716).
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, 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**. Brasília, DF: Ipea, 1998. 46 p. (Texto para Discussão, 545).
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Evaston, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, Evaston, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- GRÔPPO, G. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA**. 2004. 107 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- 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**, Lausanne, v. 54, n. 1, p. 159-178, 1992.
- MAIA, S. F. Determinantes das exportações agrícolas em cenário de macroeconomia aberta: abordagem por modelos de séries de tempo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003. 1 CD-ROM.
- MIRANDA, S. H. G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. 2001. 237 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- MORAIS, I. A. C.; BARBOSA, A. E. Equações de oferta e demanda por exportações do setor de calçados, 1985/2003. **Análise**, Porto Alegre, v. 17, n. 1, p. 67-90, 2006.
- OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; ONO, F. H.; SILVA, G. J. C. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 4, p.609-634, 2006.
- PADRÃO, G. A.; PROFETA, G. A.; GOMES, M. F. M. Determinantes da exportação mineira de café. In: CONGRESSO DA SOBER, 48., 2010, Campo Grande. **Anais eletrônicos...** 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/910.pdf>>. Acesso em: 27 fev. 2011.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit roots in time series regression. **Biometrika**, London, GB, v. 75, n. 3, p. 335-346, 1988.
- ROCHA, H. C.; MORANDI, A. M. **Cafecultura e grande indústria: a transição no Espírito Santo – 1955-1985**. Vitória: Fundação Ceciliano Abel de Almeida, 1991. 167 p.
- SILVA, E. K.; MAIA, S. F. As exportações brasileiras de café (1961-2001): uma análise usando vetores autoregressivos. In: CONGRESSO DA SOBER, 41., 2003, Juiz de Fora. **Anais eletrônicos...** 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: 25 fev. 2011.
- SILVA, M. V. S. S.; BACCHI, M. R. P. B. Condicionantes das exportações brasileiras de açúcar bruto. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 52, n. 2, p. 99-110, 2005.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Evaston, 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**, Evaston, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.
- ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.