

OS EFEITOS DA TAXA DE CÂMBIO E DOS PREÇOS DO PETRÓLEO NOS PREÇOS INTERNACIONAIS DAS *COMMODITIES* BRASILEIRAS

The effects of the exchange rate and of oil prices on the international prices of brazilian *commodities*¹

Elenildes Santana Pereira

Economista. Doutoranda em Economia do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade de Lisboa (ISEG/UL). Professora Assistente do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Santa Cruz (DCEC/UESC). elen@uesc.br

Joaquim Ramos Silva

Economista. Professor Doutor associado com agregação do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade de Lisboa (ISEG/UL). jr SILVA@iseg.utl.pt

Sinézio Fernandes Maia

Economista. Doutor em Economia (PIMES/UFPE); Professor Adjunto IV do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB/PPGE). sineziomaia@yahoo.com.br

Resumo: Este artigo tem por objetivo analisar os efeitos das variações da taxa de câmbio real efetiva e dos preços de petróleo sobre os preços das *commodities* brasileiras. Foram realizados vários procedimentos relacionados com séries temporais: testes de raiz unitária; causalidade à Granger; cointegração de Johansen; estimação e análise do modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC); decomposição da variância dos erros de previsão e estimação da função de resposta a impulso. O período analisado corresponde a janeiro de 2002 a maio de 2012. Os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron demonstraram que todas as séries são integradas de ordem 1, ou seja I(1). O teste de cointegração de Johansen confirma a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. A partir da aplicação do teste de causalidade à Granger constatou-se que os preços das *commodities* causam os preços do petróleo, resultado respaldado pela decomposição da variância dos erros de previsão e pela função resposta ao impulso. Portanto, as variáveis, taxa de câmbio real efetiva e preços de *commodities* são mais relevantes para explicar os preços do petróleo do que supunha a hipótese de pesquisa. **Palavras-chave:** Preço de commodities; Taxa de câmbio real efetiva; Preço do petróleo.

Abstract: This article aims to analyze the effects of changes in the effective real exchange rate and oil prices on the prices of Brazilian commodities. Various procedures related to time series were performed: unit root Test; Granger's Causality; Johansen's Cointegration; Estimation and analysis of Vector Error Correction Model (VEC); Decomposition of the variance of forecast errors and estimation of the impulse response function. The reporting period covers January 2002 to May 2012. The results of the unit root tests Dickey-Fuller and Phillips-Perron showed that all series are of an integrated order 1, i.e. I(1). The test Johansen's cointegration confirms the existence of a long-term relationship between the variables. From the application of the causality test to Granger, it was found that commodity prices influence oil prices, a result supported by the decomposition of the variance of forecast errors and estimation of the impulse response function. Therefore, the variables, effective real exchange rate and commodity prices are more relevant to explain oil prices than the research hypothesis assumed. **Keywords:** Commodity prices; Effective real exchange rate; Oil prices.

¹ Este trabalho recebeu apoio da Capes.

1 Introdução

Nos últimos anos tem ocorrido um interesse crescente sobre o comportamento dos preços de *commodities*. Em geral, são considerados os desequilíbrios entre a oferta e a demanda como responsáveis pela volatilidade dos preços das *commodities*. Do lado da demanda destaca-se o “efeito China” e do lado da oferta as perturbações advindas de fatores climáticos. Não obstante, desde o movimento de alta nos preços das *commodities* a partir de meados de 2002, surgiu a hipótese de que outros fatores podem estar influenciando esse comportamento (BLACK, 2013). Em linha com essa hipótese, o objetivo desse artigo é verificar se a taxa de câmbio e o preço do petróleo influenciam o comportamento dos preços das *commodities* brasileiras.

No que tange à demanda, de acordo com Izerrougene e Costa-Mata (2011), a China é um dos maiores importadores de *commodities*, assumindo o segundo lugar no *ranking*, sendo que os Estados Unidos destacam-se como o principal importador de *commodities*. Já em relação à oferta, segundo Prates (2007), choques advindos de mudanças climáticas a partir de 2002, principalmente devido ao *El Niño*, afetaram algumas *commodities* agrícolas, tais como o café, soja, açúcar e algodão. É inegável a influência da demanda e oferta na determinação dos preços.

Entretanto, convém ressaltar que em conformidade com Black (2013), este estudo não pretende negar os efeitos nos preços advindos do descompasso entre a oferta e demanda, pretende apenas trazer à tona outros fatores a fim de corroborar a discussão sobre o tema. Esses fatores referem-se aos choques de custos vinculados à valorização do preço do petróleo que, por sua vez, encarece os transportes, os fertilizantes, a energia e os custos de oportunidade. Ademais, por hipótese, os preços do petróleo e das *commodities* estão diretamente relacionados com a variação da taxa de câmbio.

Dados da FAO – *Food and Agriculture Organization* – explicitados por Caldarelli e Camara (2013) indicam que, nos últimos anos, tem ocorrido uma forte elevação dos preços das *commodities* em âmbito mundial, e que esta tendência deve continuar por conta da pressão existente na demanda por *commodities*. Entretanto, conforme o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abasteci-

mento (MAPA, 2011), grande parcela da receita dos exportadores brasileiros, advinda da elevação dos preços internacionais das *commodities*, foi consumida pela sobrevalorização da moeda brasileira nos últimos anos.

Diante desse contexto, o estudo parte da hipótese de que os preços do petróleo e a taxa de câmbio causam os preços das *commodities*, apresentando um grau de explicação razoável sobre os mesmos.

Além dessa introdução, o artigo está organizado em cinco seções. A segunda seção apresenta uma sucinta revisão de literatura. A terceira seção apresenta os procedimentos metodológicos e base de dados. A quarta seção revela os resultados e faz discussão do trabalho e, por fim, na quinta seção, as considerações finais.

2 Revisão de literatura

Na literatura, encontram-se trabalhos bem fundamentados que utilizaram, de modo geral, o modelo de vetores autorregressivos (VAR), e, em particular, o modelo vetorial de correção de erro (VEC) por ter constatado relações de longo prazo entre as variáveis de estudo. Destacam-se: Oliveira et al. (2015), Bini, Canever e Denardim (2015), Margarido, Turolla e Bueno (2014); Caldarelli e Camara (2013), Mortatti et al. (2011), Souza, Braga e Cunha (2010), Gadelha e Divino (2008), Nogueira, Aguiar e Lima (2005), Cashin, Céspedes e Sahay (2004) e Carvalho e Negri (2002).

Oliveira et al. (2015) testaram a existência de uma relação de longo prazo e o grau de influência de variáveis macroeconômicas, nomeadamente taxa de câmbio, taxa de juros e a renda mundial sobre as exportações do mel, no período entre 2000 e 2011. Estimando o VEC, demonstraram que todas as variáveis explicativas foram relevantes para explicar a dinâmica das exportações no longo prazo. Enquanto na análise de curto prazo, confirmaram a existência de alguma defasagem de tempo para que os choques ocorridos no curto prazo fossem corrigidos no longo prazo.

Bini et al. (2015) verificaram a correlação e causalidade entre os preços de *commodities* e energia para o período entre 2000 e 2012, a partir dos testes de cointegração e causalidade, e concluíram que há transmissão de preços das *commodities* energéticas para as *commodities* agrícolas.

Margarido, Turolla e Bueno (2014) analisaram a volatilidade e a transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja, no período de 1980 a 2010, e utilizaram abordagens econométricas, como o modelo vetorial de correção de erro, entre outras, cujos resultados indicaram, no curto prazo, ausência de relacionamento entre as variáveis. Já no longo prazo, as variações nos preços do petróleo foram transferidas menos que proporcionalmente para os preços da soja.

Partindo da estimação de um VEC, Caldarelli e Camara (2013) investigaram a relação entre a taxa de câmbio real e os preços da carne de frango no Brasil. Os resultados apontaram a existência de uma relação estável de longo prazo entre as variáveis, evidenciando a importância dos efeitos dos preços do frango congelado sobre a taxa de câmbio em período recente no Brasil.

Mortatti et al. (2011) estimaram um VEC através da decomposição de Bernanke, para analisar as variáveis que determinam o comércio entre Brasil e China, considerando uma classificação proposta para *commodities* agrícolas, minerais e produtos industriais. Os resultados indicaram um alto poder explanatório da variável renda sobre a dinâmica das exportações para as três categorias avaliadas, ressaltando que a utilização da capacidade instalada apresentou coeficientes consistentes, o que significa que esta variável conseguiu captar corretamente os efeitos da demanda interna sobre as exportações.

Souza, Braga e Cunha (2010) verificaram a relação entre os preços do milho nos estados do Paraná, do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina, no sentido de identificar se a Lei do Preço Único prevaleceu nesses mercados. Após estimação por um VEC, concluíram que a Lei do Preço Único não foi perfeitamente verificada nos mercados regionais de milho examinados, quando foram introduzidas restrições ao coeficiente de relacionamento de longo prazo.

No trabalho de Gadelha e Divino (2008) foi verificada a existência de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira, no período após o Plano Real. Os autores investigaram a relação de equilíbrio de longo prazo e a causalidade à Granger bivariada e multivariada entre as variáveis taxa nominal de juros, relação dívida/Produto Interno Bruto (PIB), relação superávit primário/PIB, taxa real de câmbio e prêmio de risco. Os resultados

obtidos sugeriram que a economia brasileira encontra-se sob regime de dominância monetária, segundo as definições propostas por Sargent e Wallace (1981).

Outro estudo relevante foi realizado por Nogueira, Aguiar e Lima (2005) que analisaram a integração espacial do mercado de café arábica nos dois principais estados produtores no Brasil. Constataram que os mercados de café arábica das regiões produtoras de Minas Gerais e São Paulo são integrados espacialmente e, portanto, um choque de oferta ou demanda em um desses mercados afeta os preços de café arábica nos demais mercados. Outra constatação é que a região do cerrado de Minas Gerais causa os preços das demais regiões. Concluíram que o mercado brasileiro de café é eficiente, pois as informações têm fluído rapidamente entre os agentes desse mercado, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a Lei do Preço Único funcionem a contento.

Cashin, Céspedes e Sahay (2004) testaram cointegração e causalidade entre os preços de *commodities* e as taxas reais de câmbio de 58 países exportadores de *commodities*, a partir de modelos VAR/VEC. Os resultados demonstraram evidências de que variações nos preços de *commodities* e taxa de câmbio real apresentam relação de longo prazo para cerca de 20 países.

Carvalho e Negri (2002) estimaram equações para importações e exportações de produtos agropecuários realizados pelo Brasil. Os resultados demonstraram que as importações desses produtos são altamente dependentes da taxa de câmbio real e da taxa de utilização da capacidade doméstica instalada. Enquanto as exportações são influenciadas, principalmente, pelo nível de atividade mundial e também, em menor grau, pela taxa de câmbio real.

Assim, a estimação e análise por meio do modelo vetorial de correção de erro possibilitam compreender melhor as relações entre variáveis, tanto no curto quanto no longo prazo. Nesse sentido, os trabalhos citados atestaram tal relevância, de modo que no presente trabalho será adotada a metodologia utilizada por tais autores.

3 Procedimentos metodológicos

Para perceber a influência dos preços do petróleo e da taxa de câmbio sobre o preço das *commodities* brasileiras, foram percorridos seis passos. O primeiro

passo consistiu em determinar a ordem de integração¹ das variáveis através dos testes de raiz unitária do tipo Augmented Dickey Fuller (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1981), e do tipo Phillips-Perron (PP). Conforme Bueno (2008), o teste de Phillips-Perron faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, garantindo sua consistência ainda que haja variáveis dependentes e correlação serial de erros. Para tanto, foi estimada a seguinte regressão com base em Castro e Cavalcanti (1998):

$$PC = \alpha_0 + \alpha_1 LPP + \alpha_2 LTX + \vartheta \quad (1)$$

Sendo,

LPC = logaritmo dos preços das *commodities*;

LPP = logaritmo dos preços do petróleo;

LTX = logaritmo da taxa de câmbio real efetiva.

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ = parâmetros;

ϑ = o erro aleatório (série ruído branco);

Para definir o número de defasagens (*lags*) ótimo, foram considerados os testes de Akaike, Schwarz, Hannan-Quin, Ljung-Box e Multiplicador de Lagrange. O valor ótimo de defasagem foi submetido ao teste ADF e PP, realizando os cálculos com constante, constante e tendência, sem constante e sem tendência.

Os testes ADF e PP consideram como hipótese nula quando a série contém uma raiz unitária e respeita os seguintes critérios para decisão sobre a estacionariedade:

- i) Se $|\tau|_{\text{calculado}} > |\tau|_{\text{crítico}}$ Rejeita-se a hipótese nula e a série é estacionária.
- ii) Se $|\tau|_{\text{calculado}} < |\tau|_{\text{crítico}}$ Aceita-se a hipótese nula e a série contém uma raiz unitária, ou seja, é não estacionária.

Caso seja constatada a existência de raiz unitária nas séries, ou seja, as variáveis apresentem tendência estocástica, a equação deve ser reparametrizada e submetida novamente ao teste ADF em diferenças até que se torne estacionária. Procedendo assim, determina-se a ordem de integração na qual as variáveis devem ser usadas para os testes de hipóteses. Ademais, podem existir até

N-1 relações de longo prazo entre elas (em que N corresponde ao número de equações do sistema).

No segundo passo, após identificação da ordem de integração, o modelo VAR foi estimado com o número de defasagens adequado para o modelo dinâmico, mediante os critérios de informação.

De acordo com Enders (1995), o sistema de equações estruturais pode ser descrito na forma matricial:

$$B\chi_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \chi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Sendo,

B = matriz de coeficientes contemporâneos; Γ_0 = matriz de termos constantes e

Γ_1 = matriz de coeficientes das variáveis defasadas.

Multiplicando toda equação pela matriz inversa de B, tem-se que:

$$B^{-1} B\chi_t = B^{-1} \Gamma_0 + B^{-1} \Gamma_1 \chi_{t-1} + B^{-1} \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\chi_t = A_0 + A_1 \chi_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Sendo, X_t = vetor das variáveis; A_0 = vetor dos interceptos; A_1 = matriz de coeficientes e e_t = vetor de erros.

Além da estacionariedade, é importante o modelo respeitar as seguintes hipóteses: a) os choques aleatórios são ruído branco com média zero e variância constante [$\varepsilon = N(0, \sigma)$]; b) os choques são não autocorrelacionados [$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$].

No terceiro passo, realizou-se o teste de cointegração proposta por Johansen (1991) para determinar a existência (ou ausência) de relação de longo prazo entre as variáveis de estudo integradas de mesma ordem. Para testar o número dos vetores de cointegração, o autor propõe o uso de duas estatísticas: a do traço (λ_{trace}) e a do máximo autovalor (λ_{max}).

No teste do traço, a hipótese nula é que o número de vetores cointegrantes distintos seja ao menos igual a r , isto é, assume a existência de r^* vetores cointegrantes e a hipótese alternativa de $r > r^*$ (isto é, $H_0: r = r^*$ e $H_1: r > r^*$). Esse teste é calculado como:

1 Número de diferença necessária para tornar a série estacionária.

$$\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (5)$$

O teste do máximo autovalor busca identificar a significância do maior autovalor. É calculado de forma similar ao anterior, exceto que a hipótese nula desse teste é que existem r^* vetores cointegrantes e a sua hipótese alternativa é que existem $r^* + 1$ vetores cointegrantes. Esse teste é calculado como:

$$\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}^*) \quad (6)$$

Sendo,

T = o número de observações utilizadas

λ_i = o valor estimado da raiz característica (ou valor próprio) da matriz estimada.

No quarto passo, caso exista cointegração entre as variáveis, ou seja, relações de longo prazo, termo(s) de correção de erro(s) devem ser introduzidos ao modelo ajustado com as séries em diferenças, para evitar erros de especificação. Segundo Banerjee (1993, p. 139) citado por Margarido et al. (2007):

Os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente.

Desse modo, o VEC possibilita a incorporação de informações, tanto de curto quanto de longo prazo, isto é, fornece informações estatísticas das relações de curto prazo entre quaisquer variáveis cointegradas. As estimativas fornecidas pelo VEC indicam quando o modelo escolhido está em equilíbrio ou se algum estado de desequilíbrio existe.

O quinto passo buscou auferir o sentido de causalidade entre as variáveis examinadas, para tanto, realizou-se o teste de causalidade à Granger, de acordo com Granger (1969). Nesse ponto, Margarido et al. (2007) ressalta que: a) o conceito de causalidade à Granger é diferente do sentido filosófico, isto é, quando se diz que a variável A causa a variável B no sentido à Granger, o qual é representado como $B \rightarrow A$, significa dizer que os valores passados da variável A ajudam a prever de forma mais precisa o comportamento futuro de B do que se fossem utilizados somente os valores passados

de B; e, b) o teste de causalidade à Granger deve ser realizado com as variáveis estacionárias, daí a importância da correta determinação de integração de todas as variáveis do sistema realizada nos dois primeiros passos.

Assim o teste de causalidade à Granger parte da hipótese de que se uma variável A é útil para fazer previsões sobre outra variável B, então A causa B no sentido à Granger. Logo,

$$y_t = \sum a_i y_{t-i} + \sum b_i z_{t-i} + \mu_{1t} \quad (7)$$

$$z_t = \sum c_i z_{t-i} + \sum d_i y_{t-i} + \mu_{2t} \quad (8)$$

$$H_0: b_i = 0 \text{ (} z_t \text{ não causa } y_t \text{)} \text{ e } H_0: d_i = 0 \text{ (} y_t \text{ não causa } z_t \text{)}$$

O sexto e último passo consistiu de um conjunto de ações, usando a decomposição da variância dos erros de previsão, a saber: a) foram apresentados os coeficientes estimados na matriz de relações contemporâneas entre as variáveis; b) estimou-se a variância do erro de previsão de cada variável; e, c) obteve-se as funções de respostas a impulso, em que se verificou o efeito (magnitude e sinal) dos choques nos preços do petróleo e na taxa de câmbio para explicar o comportamento dos preços das *commodities* brasileiras.

3.1 Base de dados

Os dados utilizados nesse estudo referem-se às séries mensais dos preços de *commodities* (exceto petróleo), preços do petróleo e taxa de câmbio real. Tais séries foram obtidas no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2014), com período de análise de janeiro/2002 a maio/2012, totalizando 125 observações temporais para cada variável.

Os preços, expressos em termos nominais foram transformados em valores reais, utilizando-se o Índice Geral de Preços/Disponibilidade interna (IGP – DI) calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) com data base: maio/2012.

A taxa de câmbio real efetiva, com data base a média de 2005, foi utilizada por ser uma medida da competitividade das exportações brasileiras calcu-

lada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos dezesseis (16) maiores parceiros comerciais do Brasil. Essa paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o índice de Preços ao Consumidor (INPC) divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas correspondem às participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras com data base o ano de 2001.

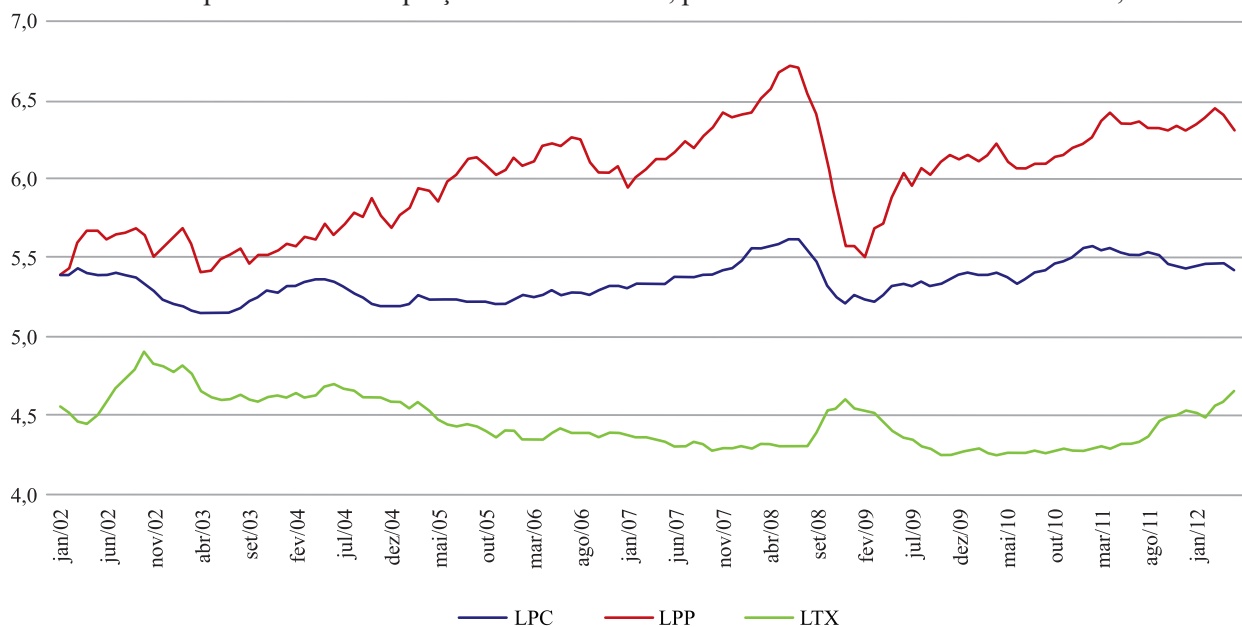
Todas as séries foram transformadas em base logarítmica, de forma que as relações entre as variáveis expressas nos valores dos coeficientes estimados podem ser interpretadas diretamente como elasticidades, pois conforme Barros (1990, p.13),

“o termo elasticidade se aplica estritamente quando as variáveis são medidas em escala logarítmica”. Para a realização dos procedimentos estatísticos foi utilizado o *software Eviews*, na versão 8.0.

4 Resultados e discussão

As séries logaritimizadas dos preços de *commodities* (LPC), preços de petróleo (LPP) e taxa de câmbio real efetiva (LTX) não apresentaram tendência uniforme ao longo do tempo (Gráfico 1), sugerindo que são não estacionárias e podem estar cointegradas, pois apresentam movimentos sincronizados durante o período em análise. Para checar essas evidências foram utilizados testes formais de raiz unitária e de cointegração.

Gráfico 1 – Comportamentos dos preços de *commodities*, petróleo e taxa de câmbio real efetiva, 2002-2012



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Ipeadata (2014).

É procedimento padrão em análise de séries temporais verificar como o processo estocástico gerador das séries se comporta ao longo do tempo. Isso requer identificar a ordem de integração das séries em estudo. Para tanto, realizou-se o teste de raiz unitária que mostra, por sua vez, a estacionariedade das variáveis. A existência de não estacionariedade pode fazer com que os testes de hipóteses sejam irreais.

Os testes Dickey –Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron (PP) foram estimados para os casos das séries com intercepto; com intercepto e com

tendência; e, sem intercepto e sem tendência, para todas as séries tanto em nível quanto em diferença.

Convém salientar, entretanto, que para eliminar a autocorrelação nos resíduos dos testes de raiz unitária nos demais procedimentos realizados, buscou-se identificar o número ótimo de defasagens que deve ser utilizado. Nesse sentido, foram testadas defasagens de 1 a 5.

A seleção da melhor opção se deu com base nos menores valores apresentados pelo critério de informação Akaike (AIC). Os resultados da seleção ótima do número de defasagens (*lags*) a partir do teste de raiz unitária ADF encontram-se

Tabela 1 – Critérios de seleção do número de defasagens ótima para o teste ADF

Variável	Defasagem(lag)	AIC	HC	BIC
LPC	0	-4,108963	-4,081245	-4,040730
	1	-4,383640	-4,346492	-4,292187*
	2	-4,405558**	4,358882*	-4,290640
LPP	0	-2,131090	-2,103372	-2,098554
	1	-2,235192	-2,198044	-2,143739
	2	-2,270040**	-2,223363*	-2,155121*
LTX	0	-3,645916	-3,639964	-3,577683
	1	-3,754329	-3,717181	-3,662876
	2	-3,763449**	-3,717722*	-3,744875*

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: Incluíram-se os termos constante e tendência.

* Indica o número de defasagem ótima a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC), informação de Hannan-Quinn (HC) e Bayesiano de informação de Schwartz (BIC);

**indica a defasagem ótima selecionada pelo critério AIC.

Os três critérios (AIC, BIC e HC) indicaram duas defasagens para todas as variáveis, exceto para o preço logaritimizado das *commodities*, que, pelo critério BIC, indicou apenas uma defasagem. Entretanto, a regra de decisão foi com base no critério AIC de modo que a seleção ótima (*lag*-máximo) de duas defasagens foi adotada para estimação do teste.

Assim, o número ótimo de defasagens foi submetido ao teste ADF. Como pode ser visto na Tabela 2, em nível, os valores observados no teste ADF foram, em módulo, menores do que os valores críticos tabelados a 5% de significância, por isso não rejeitou-se a hipótese nula da presença de raiz unitária. Entretanto, quando o teste foi realizado em primeira diferença, todas as variáveis rejeitaram a hipótese nula da presença de raiz unitária a 5% de significância, revelando estacionariedade.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária ADF, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2002 e 2012

Variáveis	TESTE ADF					
	T _C	V. Crít. (5%)	T _{CT}	V. Crít. (5%)	T	V. Crít. (5%)
LPC	-2,548728 (0,1067)	-2,885051	-3,363119 (0,0613)	-3,446765	-0,076588 (0,6553)	-1,943449
LPP	-2,307611 (0,1712)	-2,885051	-2,946826 (0,1518)	-3,446765	0,511188 (0,8247)	-1,943449
LTX	-1,616715 (0,4710)	-2,885051	-1,467383 (0,8355)	-3,446765	0,267268 (0,7620)	-1,943449
Δ (LPC)	-6,528453* (0,0000)	-2,885051	-6,505023* (0,0000)	-3,446765	-6,556691* (0,0000)	-1,943449
Δ (LPP)	-7,980079* (0,0000)	-2,885051	-7,962237* (0,0000)	-3,446765	-7,975920* (0,0000)	-1,943449
Δ (LTX)	-7,781833* (0,0000)	-2,885051	-7,809451* (0,0000)	-3,446765	-7,808771* (0,0000)	-1,943449

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária.

Nota 2: As estatísticas T_C, T_{CT}, e T são referentes aos testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente.

Nota 3: (Δ) indica a primeira diferença das variáveis e (*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

Tabela 3 – Teste de Raiz Unitária PP, em nível e em 1ª diferença, para as variáveis de estudo no período entre 2002 e 2012

Variáveis	TESTE PP					
	TC	V. Crít. (5%)	T _{CT}	V. Crít. (5%)	T	V. Crít. (5%)
LPC	-2,256944 (0,1877)	-2,884856	-2,970288 (0,1449)	-3,446464	0,001013 (0,6811)	-1,943427
LPP	-2,237442 (0,1943)	-2,884856	-2,825986 (0,1909)	-3,446464	0,642979 (0,8538)	-1,943427
LTX	-1,690759 (0,4334)	-2,884856	-1,414868 (0,8521)	-3,446464	0,102448 (0,7133)	-1,943427
Δ (LPC)	-6,634017* (0,0000)	-2,885051	-6,505023* (0,0000)	-3,446464	-6,556691* (0,0000)	-1,943427
Δ (LPP)	-7,980079* (0,0000)	-2,885051	-7,962237* (0,0000)	-3,446464	-7,975920* (0,0000)	-1,943427
Δ (LTX)	-7,781833* (0,0000)	-2,885051	-7,809451* (0,0000)	-3,446464	-7,808771* (0,0000)	-1,943427

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota 1: Hipótese Nula – A série possui raiz unitária.

Nota 2: As estatísticas Tc, Tct, e T são referentes aos testes com constante, com constante e tendência, e, sem constante e sem tendência. Encontram-se, nos parênteses, o p-valor correspondente.

Nota 3: (Δ) indica a primeira diferença das variáveis e (*) a rejeição da hipótese nula ao nível 5% de significância.

Importa salientar, entretanto, que antes de re-
alizar o teste de cointegração, procedeu-se à se-
leção da ordem de defasagem ótima que deve ser

incluída no modelo VAR, sendo considerado duas
defasagens (Tabela 4), a partir dos critérios de in-
formação.

Tabela 4 – Critérios de seleção do número de defasagens ótima para o modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	197,3298	NA	7,87e-06	-3,238830	-3,169143	-3,210530
1	648,6332	872,5199	4,95e-09	-10,61055	-10,33180	-10,49735
2	672,6271	45,18845*	3,86e-09*	-10,86045*	-10,37264*	-10,66235*
3	680,6918	14,78535	3,92e-09	-10,84486	-10,14799	-10,56186
4	686,8715	11,02032	4,11e-09	-10,79786	-9,891923	-10,42995
5	689,7923	5,062822	4,56e-09	-10,69654	-9,581542	-10,24373

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: *indica o número de defasagens ótima.

Conforme pode ser observado na Tabela 5, o
modelo com duas defasagens é adequado, pois a
hipótese de resíduos autocorrelacionados foi re-

jeitada pelos critérios dos Multiplicadores de La-
grange (Teste LM), corroborando com o resultado
exposto na Tabela 4.

Tabela 5 – Teste de autocorrelação dos resíduos

Teste	Defasagens	Estatística	Significância
LM	2	13,59096	0,1376

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Por sua vez, os testes de cointegração de Johan-
sen indicaram a existência de um vetor cointegrante
em cada variável, visto que a hipótese nula (de que
não há relação de cointegração) foi rejeitada ao nível
de 5% de significância, tanto pela estatística do traço
(Tabela 6), quanto pela estatística do máximo auto-
valor (Tabela 7).

Pela estatística do traço, a hipótese nula ($r = 0$) foi
rejeitada ao nível de 5% de significância, pois o valor
da estatística calculado foi superior ao valor crítico.
Por outro lado, a hipótese de vetores cointegrantes
maiores que 1 também foi rejeitada ao nível de 5%
de significância, indicando que há forte evidência da
presença de pelo menos um vetor cointegrante.

Tabela 6 – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do traço

H_0	$H1$	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico (5%)	Valor -p
$r = 0$	$r > 0$	0,214374	50,93284	42,91525	0,0065
$r \leq 1$	$r > 1$	0,099439	21,49731	25,87211	0,1593
$r \leq 2$	$R > 2$	0,068976	8,719347	12,51798	0,1984

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: incluíram-se dados das séries com tendência linear determinística e equações de cointegração com constante e tendência.

Tabela 7 – Teste de Cointegração de Johansen: estatística do Máximo Autovalor

H_0	$H1$	Autovalor	Estatística de teste	Valor crítico (5%)	Valor -p
$r = 0$	$r = 1$	0,214374	29,43553	25,82321	0,0160
$r = 1$	$r = 2$	0,099439	12,77796	19,38704	0,3463
$r = 2$	$r = 3$	0,068976	8,719347	12,51798	0,1984

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: incluíram-se dados das séries com tendência linear determinística e equações de cointegração com constante e tendência.

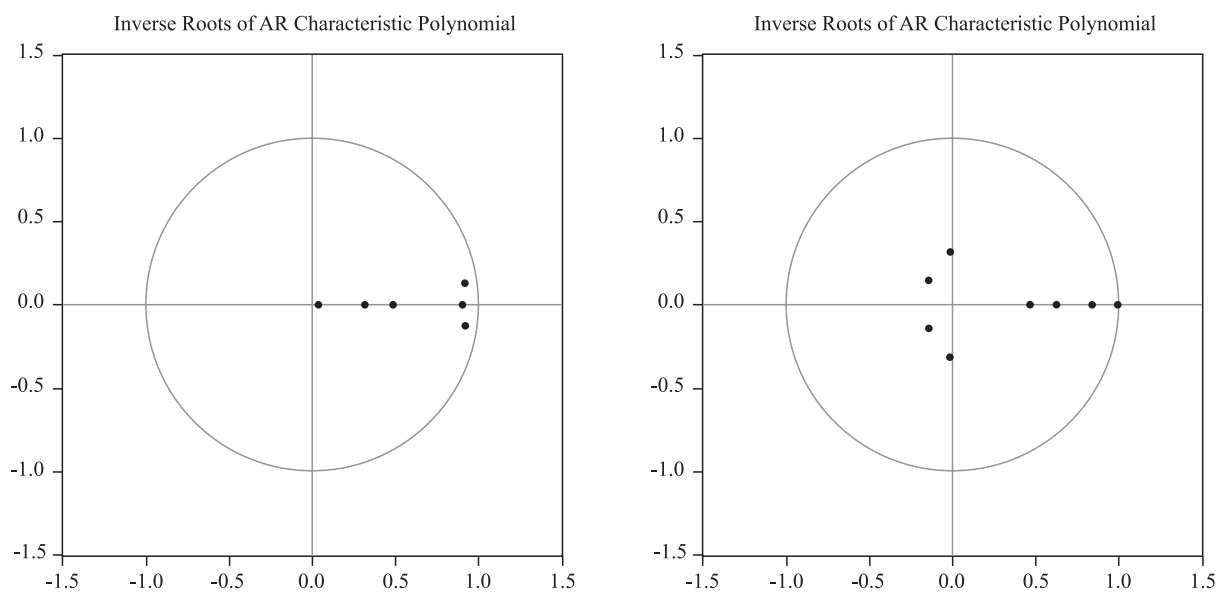
O teste do máximo autovalor corrobora com o resultado do teste do traço, pois a hipótese nula ($r = 0$) também foi rejeitada ao nível de 5% de significância, visto que o valor calculado foi superior ao valor crítico. Dessa maneira, constatou-se a existência de um vetor de cointegração, implicando em relação de longo prazo entre as variáveis de estudo. Tal constatação se alinha com os resultados encontrados por Oliveira et al. (2015), Caldarelli e Camara (2013) e Cashim, Céspedes e Sahay (2004).

Ademais, sendo as séries não estacionárias, o sistema identificado², com mesma ordem de inte-

gração e o teste de Johansen atestado à cointegração. Então, o modelo VAR deve incorporar o vetor cointegrante estimado, ou seja, o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).

Antes de realizar as estimações, foi preciso verificar a estabilidade do modelo VAR/VEC e uma das condições exigidas para assegurar esta estabilidade é que todas as raízes características do polinômio apresentem raízes que sejam, em módulo, menores que a unidade, ou seja, estejam dentro do círculo unitário.

Gráfico 2 – Teste de estabilidade dos modelos VAR e VEC.



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

2 O número de vetores cointegrantes é maior do que zero e menor do que o número de variáveis.

No Gráfico 2, pode-se observar que o VAR e o VEC satisfazem essa condição, de modo que assegura estabilidade em todas as especificações estimadas, afastando a possibilidade de trajetórias explosivas.

Além disso, com o objetivo de identificar o ordenamento das variáveis no modelo, procedeu-se a análise de causalidade multivariada sob a estimação do VEC, com a hipótese nula de que a variável explícita na linha causa, no referido sentido, a variável explícita na coluna, com 5% de significância (Tabela 8).

Tabela 8 – Teste de causalidade à Granger aplicado ao VEC

Variáveis	Δ LPC	Δ LPP	Δ LTX
Δ LPC	-	0,0016	0,0222
Δ LPP	0,9612	-	0,0766
Δ LTX	0,3844	0,0309	-

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: Os valores menores que 5% indicam rejeição da hipótese nula de que não há causalidade à Granger.

Não obstante, o VEC foi estimado levando em conta essas duas situações: a) de acordo com a hipótese de estudo explícita na equação de regressão (1); b) de acordo com a sugestão do teste de causalidade à Granger, visando assim, captar a dinâmica de curto e de longo prazo das variáveis.

Na Tabela 9, é possível observar as estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do mode-

A base do conceito de causalidade à Granger é a de que uma variável causa a outra se os seus valores passados permitem melhorar as previsões da outra variável. Nesse sentido, os resultados do teste de causalidade, *coeteris paribus*, sugerem as seguintes relações causais: a) os preços das *commodities* causam, no sentido à Granger, os preços do Petróleo; b) os preços das *commodities* causam, no sentido à Granger, a taxa de câmbio real efetiva e, c) a taxa de câmbio real efetiva causa, no sentido à Granger, os preços do petróleo. Tais resultados apontam relações causais no sentido inverso à hipótese deste estudo.

lo VEC. Os resultados apresentados referem-se à equação de cointegração normalizada. De acordo com Enders (2004), dada a normalização no vetor de cointegração, as estimativas dos coeficientes devem ser analisadas com o sinal invertido, pois na equação de cointegração, todas as variáveis permanecem do mesmo lado da equação.

Tabela 9 – Estimativas dos modelos vetorial de correção de erro (VEC)

Vetor de integração conforme indicação da hipótese de estudo – Modelo (I)			
Variáveis	Δ LPC _{t-1}	Δ LPP _{t-1}	Δ LTX _{t-1}
Coefficientes	1,000000	-0,582015	-0,441208
Desvio padrão		(0,06963)	(0,15266)
[t-Student]	-	[8,35914]	[-2,89017]
Vetor de integração conforme indicação do teste causalidade à Granger - Modelo (II)			
Variáveis	Δ LPP _{t-1}	Δ LPC _{t-1}	Δ LTX _{t-1}
Coefficientes	1,000000	-1,718170	0,758071
Desvio padrão		(0,28289)	(0,25488)
[t-Student]	-	[-6,07364]	[2,97893]

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Primeiramente, o modelo (I) foi estimado, considerando a variável preço das *commodities* como endógena e os preços do petróleo e a taxa de câmbio real efetiva como exógenas em consonância com a hipótese deste estudo. Em seguida, o modelo (II) foi estimado, considerando o preço do petróleo como variável de saída do modelo (endógena), enquanto o preço das *commodities* e taxa de

câmbio real efetiva foram consideradas variáveis exógenas, como sugerido pelo teste de causalidade à Granger.

As estimativas de longo prazo para os preços de petróleo e taxa de câmbio real efetiva, de acordo com a hipótese de estudo, evidenciaram que, a cada 1% de variação nos preços do petróleo, os preços das *commodities* variam cerca de 0,58%,

ou seja, um aumento de 1% nos preços do petróleo provoca um aumento menos que proporcional nos preços das *commodities*. Convém lembrar que resultado similar foi encontrado por Margarido, Turolla e Bueno (2014) que constatou no longo prazo que as variações nos preços do petróleo foram transferidas menos que proporcionalmente para os preços da soja. Em termos econômicos, esse resultado faz sentido, na medida em que o aumento dos preços de petróleo provoca aumento de custos para as demais *commodities*; tal aumento inclui o encarecimento dos transportes, dos fertilizantes, da energia e custos de oportunidade que, por sua vez provocam o aumento nos preços das *commodities*.

Por outro lado, a cada 1% de variação cambial, os preços das *commodities* variam 0,44%. Este resultado sugere que em termos econômicos, em situação de depreciação do Real³, por exemplo, face à moeda estrangeira, *coeteris paribus*, há incentivo à redução das importações, na medida em que é necessário mais da moeda brasileira para adquirir os produtos que estão valorados em moeda estrangeira; ao mesmo tempo, é de esperar que as exportações sofram um impacto positivo, na medida em que os seus agentes econômicos têm de despende uma menor quantidade de moeda estrangeira para adquirir bens que estejam valorados em Real. Como as *commodities* representam uma parcela significativa das exportações do Brasil, é razoável supor que a depreciação do Real em 1% provoque aumento das exportações de *commodities* (maior demanda), acarretando em torno de 0,4% de elevação nos seus preços.

No que se refere às estimativas dos coeficientes de longo prazo para os preços de *commodities* e taxa de câmbio real efetiva de acordo com o teste de causalidade à Granger (Modelo II), verifica-se que a magnitude desses coeficientes (1,71%) e (-0,75%), respectivamente, são sensivelmente maiores do que os estimados para o modelo (I). Isto significa que o preço do petróleo é mais afetado pelo preço das *commodities* do que o inverso.

³ Levando em consideração que a taxa de câmbio representa o preço em moeda nacional (Real) de uma moeda estrangeira (por exemplo, dólar), pode-se dizer que uma depreciação da moeda nacional face à uma moeda estrangeira, implica um aumento da taxa de câmbio em causa, uma vez que passa a ser necessária uma maior quantidade de moeda nacional para adquirir uma unidade da moeda estrangeira e vice-versa.

Com o objetivo de avaliar a variação que ocorre no preço das *commodities* (Modelo I) e nos preços do petróleo (Modelo II) quando as outras variáveis também variam, fez-se a análise da decomposição da variância do erro de previsão conforme apresentadas nas Tabelas 10 e 11.

Tabela 10 – Decomposição da variância - Preços das *commodities* (Modelo I)

Período	Erro-padrão	Δ LPC	Δ LPP	Δ LTX
1	0,030384	100,0000	0,000000	0,000000
2	0,036210	99,32173	0,045488	0,632785
3	0,040486	98,56189	0,045508	1,392605
4	0,045246	98,79935	0,059052	1,141601
5	0,049413	98,80613	0,077471	1,116403
6	0,052944	98,67037	0,109328	1,220299
7	0,056452	98,68540	0,111553	1,203044
8	0,059805	98,69470	0,116344	1,188953
9	0,062880	98,67803	0,123529	1,198440
10	0,065835	98,67151	0,128354	1,200132
11	0,068682	98,67081	0,131871	1,197323
12	0,071404	98,66612	0,135246	1,198636

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

A variância do erro de previsão do modelo (I) com a variável preço de *commodities* endógena foi, praticamente, totalmente explicada por ela própria (98%), sendo apenas cerca de 2% atribuídos a choques nas variáveis preços de petróleo e taxa de câmbio real efetiva (Tabela 10), corroborando assim, com a indicação do teste à Granger que se trata de uma variável exógena.

Por outro lado, a variância do erro de previsão do modelo (II) com o preço de petróleo endógeno foi fortemente explicada pelos preços das *commodities*. Este resultado corrobora com a constatação de Bini et al. (2015) de que há transmissão de preços das *commodities* energéticas para as *commodities* agrícolas.

Conforme pode se observar na Tabela 11, a decomposição demonstra que, no primeiro momento, a variância foi quase que totalmente explicada pelos seus próprios preços. No entanto, à medida que os meses passam a sua importância relativa decresce, e a importância dos preços de *commodities* para explicá-la se eleva. Após um ano (12 meses à frente), os preços de *commodities* representavam praticamente o mesmo poder explanatório que os próprios preços do petróleo na explicação da variância do erro de previsão, correspondendo

em torno de 38% da variância enquanto 42% eram explicados pelo próprio preço do petróleo e 20% pela taxa de câmbio real efetiva.

Tabela 11 – Decomposição da variância - Preços do Petróleo (Modelo II)

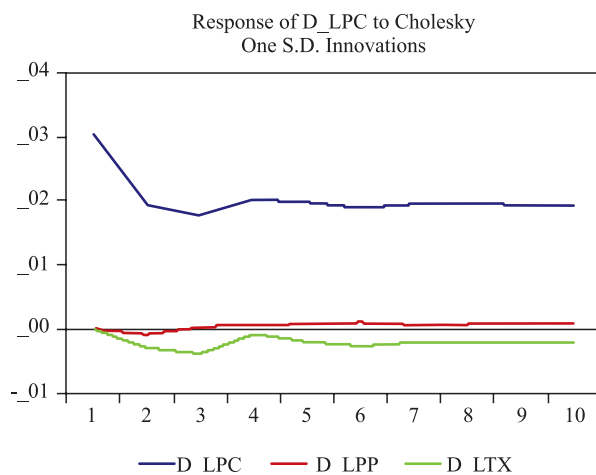
Período	Erro-padrão	ΔLPP	ΔLPC	ΔLTX
1	0,071575	100,0000	0,000000	0,000000
2	0,081260	81,86677	5,295779	12,83745
3	0,097315	64,55487	14,87612	20,56901
4	0,106203	57,48173	23,82626	18,69201
5	0,115144	53,38432	27,77967	18,83601
6	0,121922	51,12692	29,21290	19,66018
7	0,129250	48,66355	31,50488	19,83157
8	0,136258	46,73260	33,34129	19,92611
9	0,142676	45,18046	34,66941	20,15013
10	0,148876	43,89812	35,81506	20,28682
11	0,154843	42,80136	36,82112	20,37752
12	0,160583	41,85886	37,65728	20,48386

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Outro aspecto importante é dado pela análise da função resposta ao impulso, a qual define o efeito do choque exógeno de uma perturbação inesperada sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas.

No Gráfico 3, observa-se que um choque inesperado nos preços do petróleo ou na taxa de câmbio real efetiva não exerce efeito significativo nos preços das *commodities*, conforme visto na decomposição da variância dos erros de previsão do modelo (I).

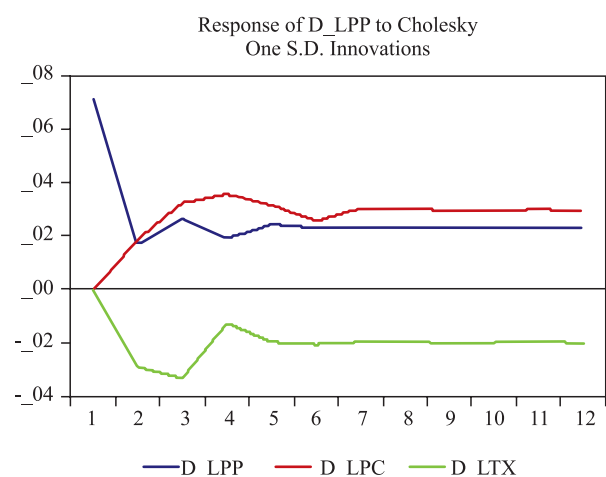
Gráfico 3 – Resposta da variável endógena aos choques nos preços do petróleo e taxa de câmbio real efetiva



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Por outro lado, observa-se uma mudança significativa (Gráfico 4) quando se tratam os preços do petróleo como variável endógena, apresentando efeito negativo no curto prazo (nos dois primeiros meses) e coerência com o vetor de integração indicado no modelo (II) e na decomposição da variância dos erros de previsão.

Gráfico 4 – Resposta da variável endógena aos choques nos preços de *commodities* e taxa de câmbio real efetiva



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Portanto, dada a maior inserção da economia brasileira no comércio internacional, especialmente após a mudança radical na política cambial no final dos anos 90, e o consequente aumento do mercado de *commodities* a partir de 2002 (BLACK, 2013), é de se esperar que variações cambiais e de preços internacionais das *commodities* sejam transmitidas para os preços do petróleo que é diretamente influenciado por estas variáveis por se tratar de uma *commodity* com cotação e interesse internacional, dando robustez aos resultados evidenciados pelo modelo (II).

5. Considerações finais

Este artigo teve por objetivo analisar os efeitos das variações da taxa de câmbio e dos preços de petróleo sobre os preços das *commodities* brasileiras. Para identificar os efeitos da relação entre essas variáveis, foram utilizados procedimentos econométricos de séries temporais, tais como: os testes de raiz unitária, teste de Cointegração de Johansen, Causalidade à Granger, o Modelo Vetorial com Correção de Erros (VEC), a decomposição

dos erros de previsão da variância e função de resposta ao impulso.

Os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron demonstraram que todas as séries de preços das *commodities* e do petróleo, bem como a série das taxas de câmbio real efetiva, são integradas de ordem 1, ou seja I(1). O teste de cointegração de Johansen confirmou a existência de relação de longo prazo entre essas variáveis.

O teste de causalidade à Granger indicou as relações causais no sentido inverso à hipótese de estudo, por isso estimou-se o VEC considerando as duas situações: a) a hipótese de que os preços de petróleo e a taxa de câmbio real efetiva causam os preços das *commodities* e, b) a indicação do teste de Causalidade à Granger de que os preços das *commodities* e a taxa de câmbio real efetiva causam os preços do petróleo.

Os resultados das estimativas do modelo VEC foram significativos e apresentaram coerência econômica nas duas situações examinadas. A primeira situação de acordo com a hipótese de estudo, em termos econômicos respalda-se no fato de que o aumento dos preços de petróleo provoca aumento de custos para as demais *commodities*; tal aumento inclui o encarecimento dos transportes, dos fertilizantes, da energia e custos de oportunidade que, por sua vez causam o aumento nos preços das *commodities*. Por outro lado, a taxa de câmbio influencia diretamente, pois as *commodities* são cotadas internacionalmente.

No entanto, a segunda situação indicada pelo teste de causalidade à Granger, também apresenta coerência econômica, uma vez que, a influência significativa dos preços das *commodities* brasileiras nos preços do petróleo pode ser atribuída, entre outras razões, ao aumento da demanda por *commodities* gerado sobretudo pelo “Efeito China”, repercutindo diretamente no aumento da demanda por petróleo e, em consequência, nos seus preços. Os resultados advindos da sugestão do teste de causalidade à Granger foram mais robustos e alinhados com os resultados constatados na decomposição da variância dos erros de previsão e da função resposta ao impulso.

Conclui-se que o mercado brasileiro está totalmente suscetível aos efeitos das oscilações internacionais dos preços das *commodities*, do petróleo e das variações cambiais e, portanto, estudos que

abordem esse tema são relevantes porque, em última instância, demonstram a competitividade brasileira no mercado internacional.

Referências

BANERJEE, A. et al. Cointegration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data. **Advanced Texts in Econometrics**. Oxford University Press. New York, 1993.

BARROS, G. S. A. de C. Preços de *commodities* agrícolas e o câmbio flexível. **Esalq**. Piracicaba, 1990.

BINI, A. D.; CANEVER, M. D.; DENARDIM, A. A. Correlação e causalidade entre os preços de *commodities* e energia. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 25, n. 1, p. 143-160. Janeiro-abril, 2015.

BLACK, C. Eventos relacionados ao superciclo de preços das *commodities* no século XXI. **Índice Econômico**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 67-78, 2013.

BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. **Cengage Learning**, 1.ed. São Paulo. 2008.

CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. Efeitos das variações cambiais sobre os preços da carne de frango no Brasil entre 2008 e 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 3, p.575-590, 2013.

CARVALHO, A.; NEGRI, J. A. D. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil – 1977 a 1998**. (Texto para discussão n. 698). Brasília, Ipea, 2002.

CASHIN, P.; CÉSPEDES, L. F.; SAHAY, R. Commodity currencies and the real exchange rate. **Journal of Development Economics**, v. 75, n. 1, p. 239-268. 2004

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

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, 1981.

- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2. Ed. New York: John Wiley Sons, Inc. 1995.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2. Ed. New Jersey: John Wiley Sons, 2004.
- GADELHA, S. R. B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 4, p. 659-675, São Paulo, 2008.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral moodels. **Econometrica**, v. 34, p. 541-551, 1969.
- IPEADATA. **Base de dados do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada**. IPEA. Macroeconômico. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 8 abr. 2014.
- IZERROUGENE, B; COSTA-MATA, H. T. Dólar, petróleo e novas práticas de comércio internacional. **Economía, sociedad y territorio**, v. 11, n. 37, p. 707-728, 2011.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis test of cointegration vector in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V.A.; TOMAZ, I. F. Utilizando modelos de séries temporais para determinação de mercado geográfico relevante: o caso da farinha de trigo na cidade de São Paulo. **Teoria e Evidências Econômicas**, Passo Fundo, v. 14, n. 28, p. 98-127, 2007.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. Análise da volatilidade e transmissão de preços entre os mercados internacionais de petróleo e soja. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, Lavras, v. 6, n. 1, p. 123-138, 2014.
- MAPA. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Intercâmbio comercial do agronegócio: principais mercados de destino**. Brasília: MAPA/ACS, 2011.
- MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de *commodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011.
- NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, v. 15, n. 2, p. 91-112. Belo Horizonte, maio-agosto, 2005.
- OLIVEIRA, A. C. S.; CAMPOS, R. T.; CASTRO, I. S. B; TREMPIERI NETO, N. Análise dos efeitos das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações brasileiras de mel. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 3, p. 61-78, 2015.
- PRATES, D. M. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3, p. 323-344, 2007.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, Federal Bank of Minneapolis, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.
- SOUZA, P. S.; BRAGA, M. J.; CUNHA, D. A. Independência dos preços do milho no sul brasileiro. **Revista de Economia**, v. 36, n. 2, p. 71-90, 2010.