

COMÉRCIO INTERNACIONAL BRASILEIRO: UMA RELAÇÃO ENTRE PREÇOS EXTERNOS, EXPORTAÇÕES DE *COMMODITIES* E TAXA DE CÂMBIO REAL¹

BRAZILIAN INTERNATIONAL TRADE: A RELATION AMONG EXTERNAL PRICES, COMMODITY EXPORTS AND REAL EXCHANGE RATE

**Patrícia Menezes da Rosa², Michael Gonçalves da Silva³,
Fernanda Dalcin Flôres⁴ e Mateus Sangoi Frozza⁵**

RESUMO

A inserção da economia brasileira nos últimos anos ocorreu, principalmente, por meio das exportações de *commodities* agrícola e mineral, que são setores intensivos em recursos naturais e trabalho, em detrimento dos setores intensivos em capital. Assim, este trabalho propôs analisar a relação entre as exportações de *commodities* agrícolas e minerais e os seus respectivos índices de preços internacionais e a taxa de câmbio real da economia brasileira, entre os anos de 2000-2013. Aplicando-se o método VAR (n), os resultados apresentam relação positiva entre os valores das exportações com os índices de preços internacionais de *commodities* e relação negativa com a taxa de câmbio real, ou seja, o comportamento da taxa de câmbio real não foi afetada pelo afluxo de moedas estrangeiras oriundas das exportações.

Palavras-chave: inserção comercial, preços internacionais, vetores autorregressivos.

ABSTRACT

The insertion of the Brazilian economy in the last years occurred mainly through the exports of agricultural and mineral commodities, which are intensive sectors in natural resources and labor, to the detriment of the capital intensive sectors. Thus, this paper aimed to analyze the relation among exports of agricultural and mining commodities, and their respective international price indexes and the real exchange rate of the Brazilian economy between the years 2000-2013. Applying the VAR (n) method, the results show a positive relationship between the values of exports with the international commodity price indexes, and a negative relation with the real exchange rate, that is, the behavior of the real exchange rate was not affected by the influx of foreign currencies from exports.

Keywords: commercial insertion, international prices, autoregressive vectors.

¹ Trabalho de Iniciação Científica.

² Acadêmica do curso de Ciências Econômicas - Centro Universitário Franciscano. E-mail: patriciamenezesr@gmail.com

³ Orientador - Centro Universitário Franciscano. E-mail: michael_gsilva@yahoo.com.br

⁴ Colaboradora. Contadora - Universidade Federal de Santa Maria. E-mail: fedalcin@hotmail.com

⁵ Colaborador. Docente do curso de Ciências Econômicas - Centro Universitário Franciscano. E-mail: mateusfrozza@gmail.com

INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, as economias denominadas emergentes conseguiram ganhar destaque no comércio mundial, exemplo disso pode ser visto nas economias asiáticas, em especial a China, que têm conseguido manter altas taxas de crescimento de sua economia. O crescimento dos países emergentes tem sido acompanhado pelo aumento da renda, o que tem aumentado a demanda mundial por bens e serviços.

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre três variáveis de comércio internacional: exportações de bens intensivos em recursos naturais, índices de preços internacionais e taxa de câmbio real da economia brasileira. A justificativa deste trabalho está na crescente discussão, a partir dos anos 2000, na economia brasileira, acerca da inserção comercial *vis-à-vis* a alta dos preços internacionais, elevação das exportações de bens intensivos em recursos naturais e apreciação da taxa de câmbio real.

Assim, a metodologia deste trabalho consiste, inicialmente, em desagregar os dados de comércio internacional da Comtrade/SITC a dois dígitos, entre os anos de 2000 e 2013 e, em seguida, agregar novamente de acordo com a metodologia proposta pela OCDE de intensidade tecnológica. Na sequência, serão utilizados na construção de modelos VAR (p) para analisar a relação causal de cada variável, dados dos índices de preços internacionais das *commodities* agrícola e mineral e a taxa de câmbio real da economia brasileira.

Além desta parte introdutória, este trabalho contém outras três seções. Na seção 2, será apresentada a inserção comercial da economia brasileira, para os anos de 2000-2013, nos quais ficarão evidentes as exportações setoriais; em seguida, será discutida a metodologia proposta e os resultados do trabalho. Por fim, as considerações finais do texto.

INSERÇÃO COMERCIAL DO BRASIL ENTRE OS ANOS DE 2000 E 2013

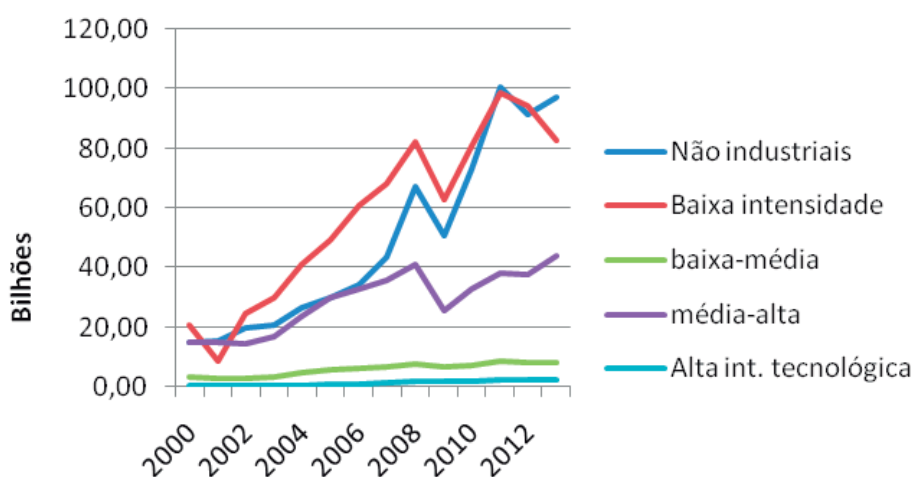
A inserção da economia brasileira entre os anos de 2000 e 2013 será tratada nesta seção. Para encontrar os valores referentes às exportações serão desagregados para 3 (três) dígitos e revisão 2 (dois) os dados de comércio da Comtrade/ONU. Posteriormente, esses dados serão reagrupados com base na proposta da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) de intensidade tecnológica, que é dividida em cinco grupos: não industriais, baixa intensidade tecnológica, baixa-média intensidade tecnológica, média-alta intensidade tecnológica e alta intensidade tecnológica.

Os setores de não industriais são constituídos, basicamente, pelos setores produtores de *commodities* agrícolas e mineral que não passaram por nenhum processo industrial, ou seja, são setores intensivos em recursos naturais; os setores de baixa intensidade tecnológica correspondem àqueles

intensivos em trabalho, compreendendo indústrias tradicionais; os setores de baixa - média intensidade são as indústrias manufatureiras; os setores de média-alta intensidade tecnológica englobam as indústrias de bens de capital e os setores de alta intensidade tecnológica são indústrias intensivas em capitais com destaque para a indústria farmacêutica e aeroespacial.

Com isso, as exportações brasileiras são tratadas na figura 1 - Exportações Setoriais da Economia Brasileira entre os anos de 2000-2013. Organizadas a partir da classificação de intensidade tecnológica, proposta pela OCDE, onde é possível evidenciar o crescimento das exportações dos setores de não industriais, baixa intensidade tecnológica e média-alta intensidade tecnológica, com destaque para os dois primeiros, em que a participação nas exportações foi maior.

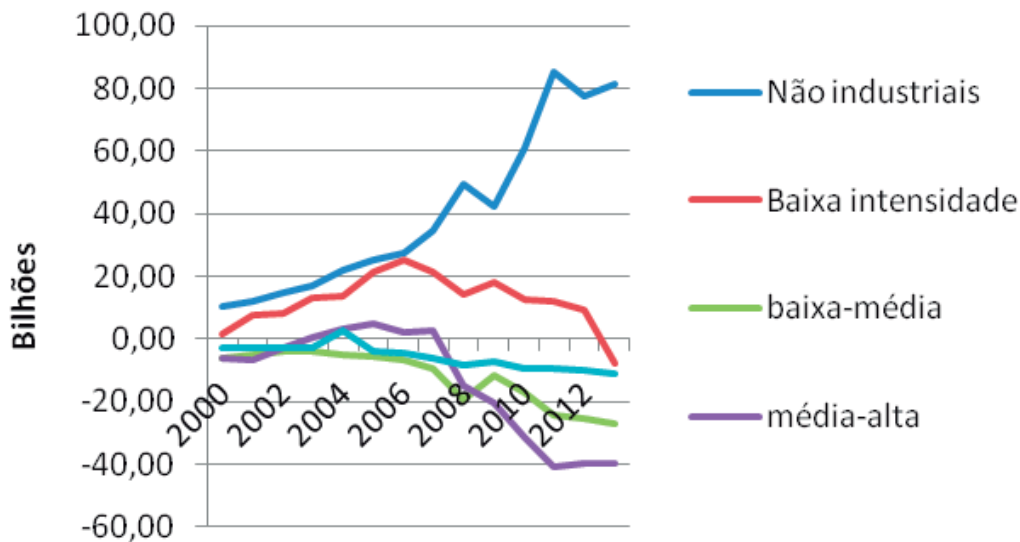
Figura 1 - Exportações setoriais da economia brasileira, em bilhões de dólares, entre os anos de 2000-2013.



Fonte: Un Comtrade (2014).

Incluir as importações para o cálculo dos saldos comerciais torna-se mais conveniente para avaliar a inserção brasileira no comércio mundial, ou seja, os saldos comerciais evidenciam de que forma os setores inseriram-se no mercado mundial. Sendo assim, a figura 2 representa as exportações de *commodities* da economia brasileira para os anos de 2000-2013, agrupados de acordo com a proposta da OCDE.

Ao analisar a figura 2, fica evidenciado que a inserção comercial brasileira, para o período em questão, deu-se através das exportações de *commodities* de bens não industriais. Os demais setores apresentam uma tendência de queda, o setor de baixa intensidade tecnológica, embora tenha apresentado até 2006 saldo positivo, nos anos seguintes, elevou-se as importações reduzindo, assim, o seu saldo. Os setores de média-alta intensidade tecnológica também obtiveram reversão de suas exportações de *commodities* a partir de 2007, configurando um aumento nas importações desses setores, acarretando em déficits comerciais.

Figura 2 - Saldos comerciais do Brasil, em bilhões de dólares, entre os anos de 2000-2013.

Fonte: Un Comtrade (2014).

Para analisar a relação entre as variáveis será considerada como variável dependente as exportações de *commodities* (EXP_COM_PIB), as variáveis independentes, os preços internacionais de *commodities* totais (P_COMM) e a taxa de câmbio real efetiva (T_CAMB) da economia brasileira. Os dados de comércio internacional foram construídos somando-se as classificações de produtos básicos e bens semimanufaturados⁶, na tentativa de englobar o número maior de *commodities* agrícolas e minerais, que são intensivos em recursos naturais e trabalho. O índice de preços de *commodities* considerados foi o índice total, ou seja, um índice que considera a soma de todas as *commodities* agrícola e mineral em sua construção e, por fim, a taxa de câmbio real efetiva. A periodicidade dessas variáveis é mensal, correspondendo o período de 2000/01 até 2013/12, o que equivale a 168 observações. O quadro 1 está construído para descrever as informações das variáveis.

Quadro 1- Descrição das variáveis de Comércio, Preço e Câmbio.

Variável	Sigla	Periodicidade	Fonte
Exportações de <i>Commodities</i>	EXP_COM_PIB	Mensal	MDIC (Ministério de Comércio Exterior)
Índice Geral de Preços Internacionais de <i>Commodities</i>	P_COMM	Mensal	Fundo Monetário Internacional (FMI)
Taxa de Câmbio Real	T_CAMB	Mensal	BACEN (Banco Central do Brasil)

A figura 3 ilustra a relação entre as exportações de *commodities*, a taxa de câmbio real e o índice de preços internacionais de *commodities*. Na figura 3 (a), não é possível verificar uma tendência definida entre as exportações de *commodities* e a taxa de câmbio real. Em teoria econômica, um aumento da taxa real de câmbio (depreciação cambial) tende a incentivar às exportações e vice-versa. Contudo, na figura 3 (a), não fica evidenciada tal relação.

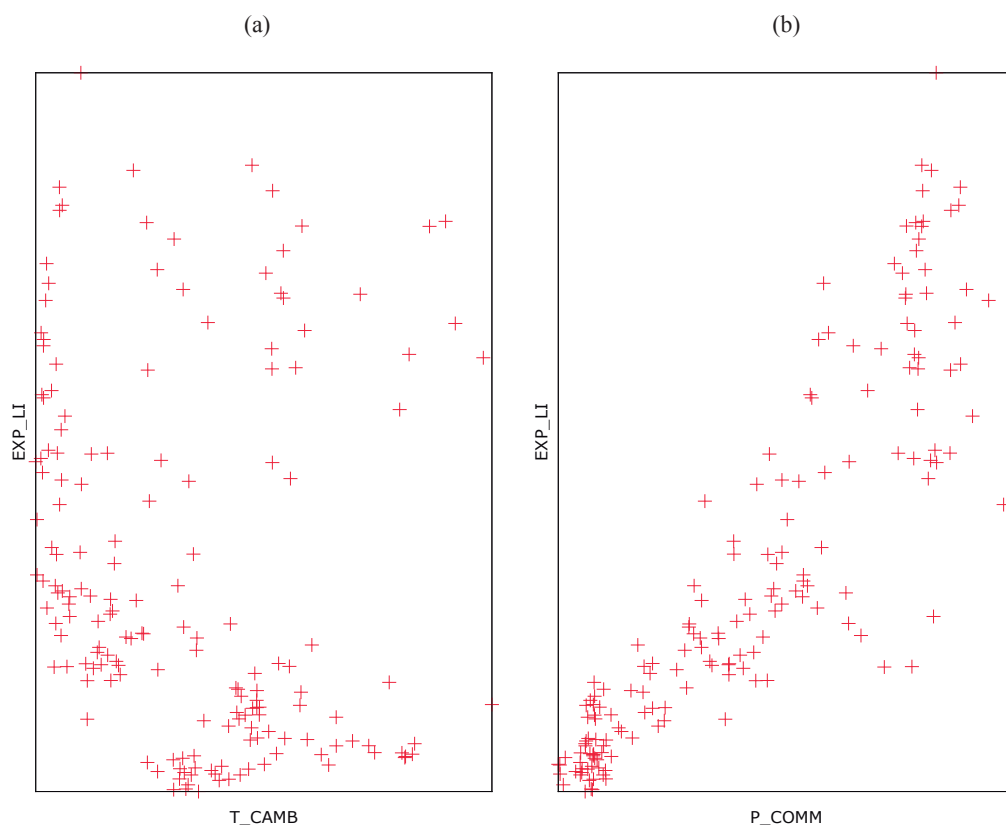
⁶Tais bens, aqui agrupados, são decorrentes de setores intensivos em trabalho e recursos naturais, ou seja, bens com pouco valor adicionado.

Em oposição, na figura 3 (b), é mais notória a relação existente entre as exportações de *commodities* e o índice de preços internacionais de *commodities*, ambas as variáveis apresentam uma tendência de elevação de seus valores, apresentando uma relação positiva entre as duas variáveis. Assim, a relação tende a ratificar a hipótese apresentada no modelo de doença holandesa clássico, que afirma que estando elevados os preços internacionais de *commodities*, as exportações líquidas tendem a acompanhar.

A figura 4 ilustra o comportamento das variáveis: exportações de *commodities*, índice de preços internacionais e taxa de câmbio real. Entre os anos de 2003 e 2010, as exportações de *commodities* e os preços internacionais apresentaram uma tendência de alta e a taxa de câmbio real, um comportamento de baixa (apreciação cambial).

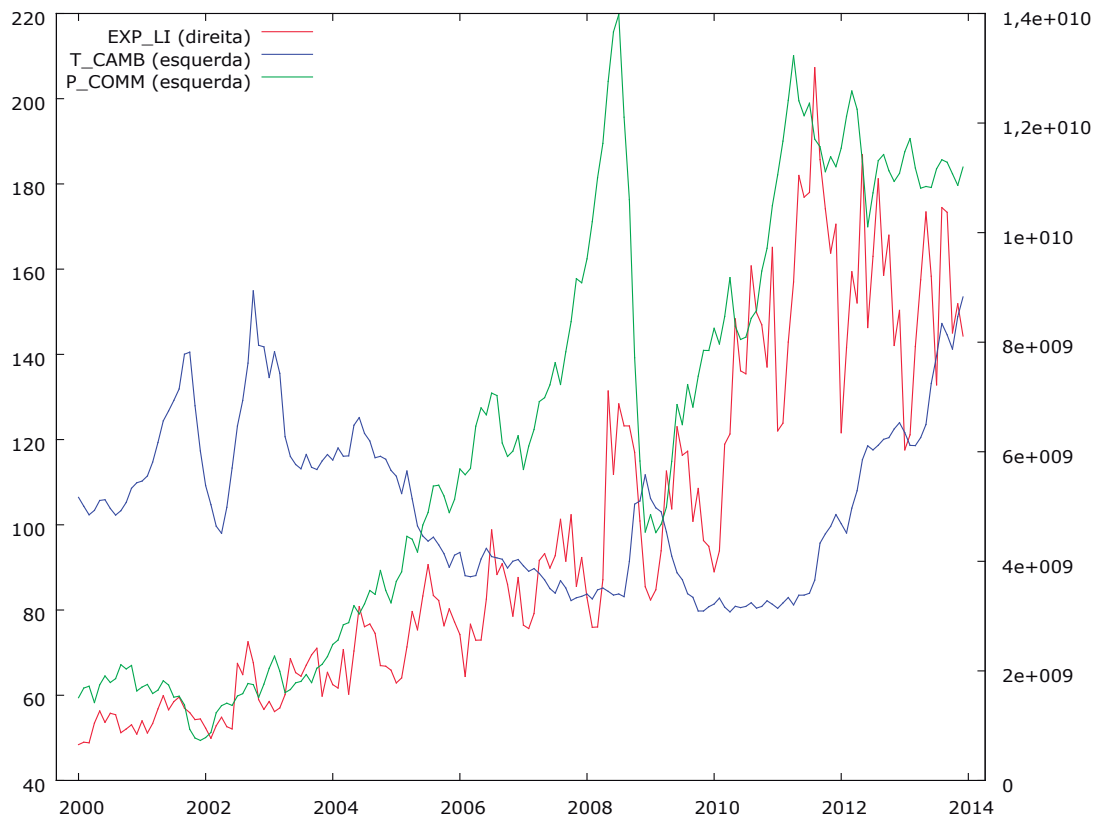
A partir de 2011, a taxa de câmbio real apresentou uma forte tendência de alta (depreciação cambial). A depreciação da taxa de câmbio favorece o aumento das exportações e, em contrapartida, a apreciação da taxa de câmbio favorece as importações. Entre 2003 e 2008, ocorreu apreciação cambial, porém não é verificada uma redução das exportações de *commodities* (aumento das importações). Tais resultados podem indicar que o comportamento das exportações de *commodities* pode estar mais associado aos preços internacionais do que à taxa de câmbio real.

Figura 3 - Relação entre Exportações de Commodities Vs Taxa de Câmbio e Exportações Líquidas Vs Índice de Preços de *Commodities* entre 2000-2013.



Fonte: Output GRETL.

Figura 4 - Exportações de *Commodities*, índice de Preços Internacionais de *Commodities* e Taxa de Câmbio Real entre os anos de 2000-2013.



Fonte: Output Eviews 7.1.

A tabela 1 analisa a correlação entre as variáveis (EXP_COM_PIB, P_COMM e T_CAMB). Entre a variável de índices de preços internacionais e exportações de *commodities*, há uma correlação positiva de 87,7894%, tornando-se significativa. Entre a taxa de câmbio real e as exportações de *commodities*, verifica-se uma correlação negativa de pouca importância, 17,1038%. Logo, fica evidenciado que os índices de preços internacionais apresentam maior correlação com as exportações líquidas para o período em questão.

Tabela 1 - Análise de Correlação entre as Variáveis (jan./2000-dez./2013).

	EXP_COM_PIB	P_COMM	T_CAMB
EXP_COM_PIB	1	0.877892	-0.171038
P_COMM	0.877892	1	-0.353450
T_CAMB	-0.171038	-0.353450	1

Fonte: Resultados do Gretl 2.10.

Portanto, considera-se as análises de Corden e Neary (1982) e Oreiro e Feijó (2010), os quais afirmam que se os preços internacionais de *commodities* estiverem elevados, os países intensivos em

recursos naturais tendem a elevar as suas exportações. Tal fato provoca o aumento das receitas de exportações e, conseqüentemente, tende a apreciar a taxa de câmbio real, assim, os setores intensivos em capitais não conseguirão competir com a concorrência estrangeira e a resultante desse processo é a desindustrialização da economia.

O modelo, aqui proposto, trata das exportações de *commodities* agrícolas e minerais, taxa de câmbio real e preços internacionais de *commodities* total. Assim, dados os elevados preços internacionais de *commodities*, as exportações dos setores intensivos em recursos naturais e trabalho elevam-se, aumentando a quantidade de moeda estrangeira na economia e também as receitas de exportações, levando, em última conseqüência, à apreciação da taxa de câmbio real.

Dessa forma, a metodologia empregada na verificação das relações entre as variáveis, em seus respectivos modelos, consiste em estimar modelos Autorregressivo Vetorial, VAR(p), para verificar a Função de Impulso Resposta e a decomposição de variância.

MATERIAL E MÉTODOS

MODELO VETORIAL AUTORREGRESSIVO (VAR).

O modelo vetorial autorregressivo permite que se expressem variáveis econômicas sem função de outras variáveis. De modo geral, pode-se expressar um modelo autorregressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, conectadas entre si por meio de uma matriz A, conforme segue:

$$AX_T = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{T-i} + B\varepsilon_t, \quad (1)$$

em que A é uma matriz n x n que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem um vetor n x 1, x_t ; B_0 é um vetor de constantes n x 1; B_i são matrizes n x n; B_0 é uma matriz diagonal n x n de desvios - padrão; ε_t é um vetor n x 1 de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é,

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

Os choques ε_t são chamados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas. Os choques estruturais são considerados independentes entre si porque as inter-relações entre um choque e outro são captadas indiretamente pela matriz A. Logo, a independência dos choques dá-se sem perda de generalidade.

Por causa da endogeneidade das variáveis, esse modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, isto é, estima-se o seguinte modelo:

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

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

A forma reduzida do modelo, se for VAR (1), pode ser apresentada da seguinte maneira:

$$x_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} e_t;$$

$$\Phi_0 \equiv A^{-1}B_0;$$

$$\Phi_1 \equiv A^{-1}B_1;$$

$$Ae_t \equiv B\varepsilon_t$$

A condição de estabilidade é ter os autovalores de $(I - \Phi_1 L)$ fora do círculo unitário. Considere um VAR (m), em que $m = 0, 1, 2, \dots, p_{\max}$.

Morettin e Tolo (2008) afirma que a construção dos modelos VAR segue um ciclo de identificação, estimação, diagnóstico e previsão. No que se refere à identificação do modelo, uma caracterização formal e usual, é através da utilização de alguns critérios de informação, tais como:

$$AIC(m) = \ln |\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T} mn^2 \quad (Akaike)$$

$$BIC(m) = \ln |\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln T}{T} mn^2 \quad (Schwarz)$$

$$HQ(m) = \ln |\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T} 2mn^2 \quad (Hannan - Quinn)$$

em que mn^2 é o número total de parâmetros estimados em todas equações. T é o número de informações. O critério AIC superestima assintoticamente a ordem do VAR com probabilidade positiva, ao passo que os dois últimos critérios estimam a ordem consistentemente sob hipóteses bem gerais.

O processo de estimação do modelo é possível através das seguintes etapas:

Estima-se o modelo sem restrição e calcula-se a matriz de covariância dos resíduos, denotada por $\sum \hat{u}$. Essa matriz tem a mesma dimensão do número de variáveis endógenas ou que compõem o vetor x_t , ou seja, terá uma dimensão $n \times n$;

Em seguida, estima-se o modelo com restrição, excluindo $k \leq g$ variáveis exógenas e/ou m defasagens e calcula a matriz de covariância dos resíduos $n \times n$: $\sum \hat{r}$;

Calcula-se a razão de verossimilhança da seguinte forma:

$$LR = (T - c) \left(\log \left| \sum \hat{r} \right| \right) - \log \left| \sum \hat{u} \right| \quad (2)$$

em que T é o número de observações utilizadas na regressão; $c = 1 + g + Np$ é o número de parâmetros estimados em cada equação do sistema. Convencionalmente, se o valor calculado da estatística LR for menor que o valor tabelado, não se pode rejeitar a hipótese nula.

No diagnóstico do modelo VAR para testar se o modelo é adequado, usa-se os resíduos para construir a versão multivariada da estatística de *Box-Ljung-Pirce*, dada por:

$$Q(m) = T^2 \sum_{\tau=1}^m \frac{1}{T-\tau} \text{tr} \left(\hat{\Gamma}(\tau)' \hat{\Gamma}(0)^{-1} \hat{\Gamma}(\tau) \hat{\Gamma}(0)^{-1} \right),$$

em que, a hipótese nula H_0 testa se a série residual é ruído branco, tem distribuição $\chi^2(n^2(m-p))$. Para que o número de graus de liberdade seja positivo, m deve ser maior do que p, onde, $t = 1, \dots, T$, ou seja, T é o número de observações das series e m é o número de parâmetros de cada equação.

FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA

A função impulso resposta apresenta a resposta da variável dependente do sistema VAR aos choques nos termos de erro. Dada a estrutura dinâmica do VAR, um choque nos termos de erros modificaria o valor da variável dependente no momento presente e em períodos futuros, bem como provocaria respostas nos valores futuros das demais variáveis do sistema.

Dado o modelo VAR(1) com três variáveis y_t , z_t e x_t , é possível escrever:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}$$

Resolvendo a matriz, tem-se o seguinte sistema algébrico:

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + a_{13}x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ z_t &= a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + a_{23}x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \\ x_t &= a_{30} + a_{31}y_{t-1} + a_{32}z_{t-1} + a_{33}x_{t-1} + \varepsilon_{3t} \end{aligned}$$

Considerando a condição de estabilidade, ou seja, que os autovalores do polinômio característico estejam fora do círculo unitário, o processo regressivo pode ser escrito em termos de médias móveis, tal como segue:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \\ \bar{x} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) & \phi_{13}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) & \phi_{23}(i) \\ \phi_{31}(i) & \phi_{32}(i) & \phi_{33}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y1t} \\ \varepsilon_{z2t} \\ \varepsilon_{x3t} \end{bmatrix}$$

Simplemente, pode-se escrever na forma reduzida:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}, \quad (3)$$

em que x_t é o vetor das variáveis endógenas, $\mu = [\bar{y}, \bar{z}, \bar{x}]$ é o vetor de médias não condicionadas de y_t , z_t e x_t , e ϕ mede o efeito de um choque ou inovação nos erros sobre os valores presente e futuro das variáveis y_t , z_t e x_t . Os coeficientes ϕ podem ser compreendidos como a função impulso resposta ortogonalizada.

Desde que os termos de erro sejam não correlacionados contemporaneamente, a função impulso resposta é interpretada diretamente por ϕ . No entanto, é possível que os erros estejam correlacionados no tempo, neste caso, é necessário impor restrições aos coeficientes do modelo. A metodologia mais utilizada é a decomposição de Cholesky, a qual impõe uma ordenação causal entre as variáveis do VAR. Supõe-se que alguns dos coeficientes sejam iguais a zero e que os termos de erro não sejam correlacionados contemporaneamente, o que implica considerar que os termos de erro de cada equação sejam ortogonais em relação ao resíduo da equação precedente.

Há críticas com relação à utilização da decomposição de Cholesky, pois a forma como ela define a ordenação das variáveis é arbitrária. As respostas aos impulsos são sensíveis à ordenação das variáveis, isso significa que ordenações diferentes geram distintos multiplicadores de impacto. Para corrigir esse problema, Pesaran e Shin (1997) propuseram a função impulso resposta generalizada (GFIR). Diferente da função impulso resposta ortogonalizada, a função impulso resposta generalizada independe da ordenação das variáveis no VAR.

Na GFIR, os impactos variam quando a ordenação das variáveis sofre alterações, isso acontece porque a GFIR leva em consideração a média das respostas ao impulso, o que conduz a resultados mais robustos em relação à FIR. Quando uma variável sofre um choque, outras variáveis também são afetadas, conforme a correlação implícita, e a GFIR calcula a média da integração de todos os choques. Conforme Pesaran e Shin (1997), a GFIR considera o perfil temporal de um choque em um dado momento sobre os valores esperados das variáveis de um modelo VAR, o que equivale a levar em conta as correlações observadas entre os diferentes choques. Os autores constataram também que somente quando a matriz de covariância for diagonal, a GFIR e a FIR coincidem.

DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO

A análise de decomposição da variância procura responder como determinada variável responde a choques em outra variável. Especificamente, fornece o percentual do erro da variância prevista atribuída aos choques de uma determinada variável versus os choques nas outras variáveis do

sistema. Quando os choques em uma variável não são capazes de explicar a variância do erro de previsão em outra variável, a última é considerada exógena.

ESPECIFICAÇÃO DOS DADOS E MODELOS

Os dados que serão utilizados no ajuste do modelo VAR são: exportações de *commodities* agrícolas e minerais, taxa de câmbio real e índice de preços internacionais de *commodities* geral, taxa de juros real e investimentos em carteira total. Todos os dados têm periodicidade trimestral entre os anos de 2000 e 2013. É importante ressaltar que as variáveis exportações de *commodities* e investimento em carteira total foram divididas pelo Produto Interno Bruto (PIB) a preços correntes. A tabela 2 traz informações acerca das siglas, descrição e fonte das variáveis que serão tratadas aqui.

Tabela 2 - Siglas, Descrição e Fonte das Variáveis.

Siglas	Descrição	Fonte
EX_COM_PIB	Exportações de <i>commodities</i> agrícolas e mineral/PIB.	MDIC
T_CAMB	Taxa de câmbio real	BACEN
P_AGRI	Índice de preços internacionais de <i>commodities</i> agrícolas.	Word Bank
P_MIN	Índice de preços internacionais de <i>commodities</i> minerais.	Word Bank

RESULTADOS E DISCUSSÃO

RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

A estimação dos modelos VAR pressupõe a realização dos testes de estacionariedade das séries. Quando as séries são estacionárias, algumas características delas permanecem constantes ao longo do tempo. Isso significa que os choques nessas séries são necessariamente temporários, ou seja, os efeitos dos choques são dissipados ao longo do tempo e as séries mostram-se reversíveis para o nível médio de longo prazo.

O valor do Teste ADF, representado pela coluna Prob., na tabela 3, mostra a probabilidade da existência de raiz unitária. Nos níveis de significância 5% e 10%, a hipótese é rejeitada, pois o valor 0,000 é inferior a 0,05 e 0,1. Assim, utiliza-se a série no nível, isto é, sem alteração para a construção do VAR. As variáveis nas quais os testes não rejeitam a hipótese nula, ou seja, a variável prob., é muito grande, deve-se repetir os testes utilizando a série em primeira diferença.

Desse modo, constata-se que as variáveis propostas no modelo apresentaram o valor do prob. muito elevado, superior a 0,05, sendo necessário realizar a primeira diferença e aplicar, novamente, o teste ADF, com constante e sem tendência. Em complemento, realizou-se o teste KPSS, sem constante e com tendência. Os resultados são apresentados na tabela 3, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%.

Logo, a partir dos resultados dos testes de raiz unitária, a tabela 4 apresenta a ordem de integração das séries.

No caso do teste ADF, quase todas as séries serão tratadas em primeira I (1), exceto os investimentos em carteira estrangeiro, que serão tratados em nível. Já o teste KPSS sugere tratar as variáveis em nível, exceto para a taxa de câmbio real, que será tratada em primeira diferença.

Tabela 3 - Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF e KPSS.

Variável	t-ADF	Valores Críticos		Prob.	KPSS	Valores Críticos		
EXP_COM_PIB	-2.674733	-.925169**	-2.600658*	0.08	0,130	0,21***	0,14**	0,12*
D(EXP_COM_PIB)	-10.25515	2.918778**	-2.597285*	0.00	0,129	0,21***	0,14**	0,12*
T_CAM	-0.801493	-.917650**	-2.596689*	0.81	0,234	0,21***	0,14**	0,12*
D(T_CAM)	-7.040401	-.917650**	-2.596689*	0.00	0,143	0,21***	0,14**	0,12*
P_AGRI	-0,063000	-.917650**	-2.596689*	0,92	0,094	0,21***	0,14**	0,12*
D(P_AGRI)	-6.427168	-.917650**	-2.596689*	0.00	-	0,21***	0,14**	0,12*
P_MIN	0,032000	-.917650**	-2.596689*	0,71	0,113	0,21***	0,14**	0,12*
D(P_MIN)	0,001000	-.917650**	-2.596689*	0,00	-	0,21***	0,14**	0,12*

Valores críticos de 1% (***), 5% (**) e 10% (*) respectivamente.

Fonte: output Eviews 9.

Tabela 4 - Ordem de Integração das Séries.

Variável	ADF	KPSS
Exportações de <i>commodities</i>	I(1)	I(0)
Taxa de câmbio real	I(1)	I(1)
Preços de <i>commodities</i> agrícola	I(1)	I(0)
Preços de <i>commodities</i> mineral	I(1)	I(0)

RESULTADOS DOS MODELOS VETORIAIS AUTORREGRESSIVOS

Após verificar se as séries são estacionárias, através dos testes de raiz unitária, procedeu-se à especificação e à escolha das defasagens dos modelos VAR, cujos resultados encontram-se expostos na tabela 5. Todos os modelos VAR foram estimados utilizando-se, inicialmente, cinco defasagens, as quais foram sendo reduzidas gradualmente a fim de verificar qual defasagem é mais adequada em explicar o modelo em questão.

A escolha dos modelos mais adequados foi realizada tomando-se como base os valores mais baixos, apresentados pelo critério de informação de AIC, BIC e HQC. Para o modelo, que envolve as variáveis de preços internacionais de *commodities* agrícolas e minerais, exportações de *commodities* e taxa de câmbio real, analisado em primeira diferença, o melhor ajuste foi o VAR (3), segundo o critério de AIC e HQC, e VAR (2) pelos critérios de BIC. Seguindo o princípio da parcimônia, o modelo escolhido será o VAR (2).

Em seguida, estima-se o modelo VAR (p) com três variáveis endógenas, ambos os modelos foram estimados com constante e sem tendência, utilizando o método dos mínimos quadrados, com 53 observações.

Ao observar os resultados do modelo 1, VAR (2), na tabela 6, é possível apurar que, nas equações 1 e 2, as variáveis respostas são significativas aos seus próprios choques. Na equação três, que leva em consideração os choques dos preços internacionais de *commodities*, são verificadas respostas significativas nas variáveis taxa de câmbio e nas exportações de *commodities*.

Tabela 5 - Seleção VAR para o Modelo.

Defasagem	AIC	BIC	HQC
1	43,104375	43,716223	43,337370
2	42,295117	43,518812*	42,761107
3	41,783966*	43,619508	42,482951*
4	41,907594	44,354984	42,839574
5	41,947097	45,006334	43,112072

Fonte: Output Gretl 9.1

Tabela 6 - Resultados VAR (2) do Modelo 1.

Equação 1: d_T_CAMB

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
d_P_MIN_1	-0,0541087	0,0860227	-0,6290	0,53253	
d_P_MIN_2	-0,0444168	0,0837272	-0,5305	0,59838	
d_T_CAMB_1	0,50868	0,137624	3,6962	0,00059	***
d_T_CAMB_2	-0,535162	0,142021	-3,7682	0,00048	***
d_P_AGRI_1	0,209307	0,133503	1,5678	0,12393	
d_P_AGRI_2	-0,0681498	0,143616	-0,4745	0,63742	
d_EX_COM_PIB_1	0,000221545	0,000144373	1,5345	0,13190	

Equação 2: d_EX_COM_PIB

	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
d_P_MIN_1	0,318274	70,1307	0,0045	0,99640	
d_P_MIN_2	28,0663	68,2593	0,4112	0,68290	
d_T_CAMB_1	93,3534	112,199	0,8320	0,40978	
d_T_CAMB_2	- 84,2131	115,784	-0,7273	0,47079	
d_P_AGRI_1	223,598	108,839	2,0544	0,04577	**
d_P_AGRI_2	- 144,295	117,084	-1,2324	0,22420	
d_EX_COM_PIB_1	- 0,245655	0,117702	-2,0871	0,04257	**

Equação 3: d_P_AGRI

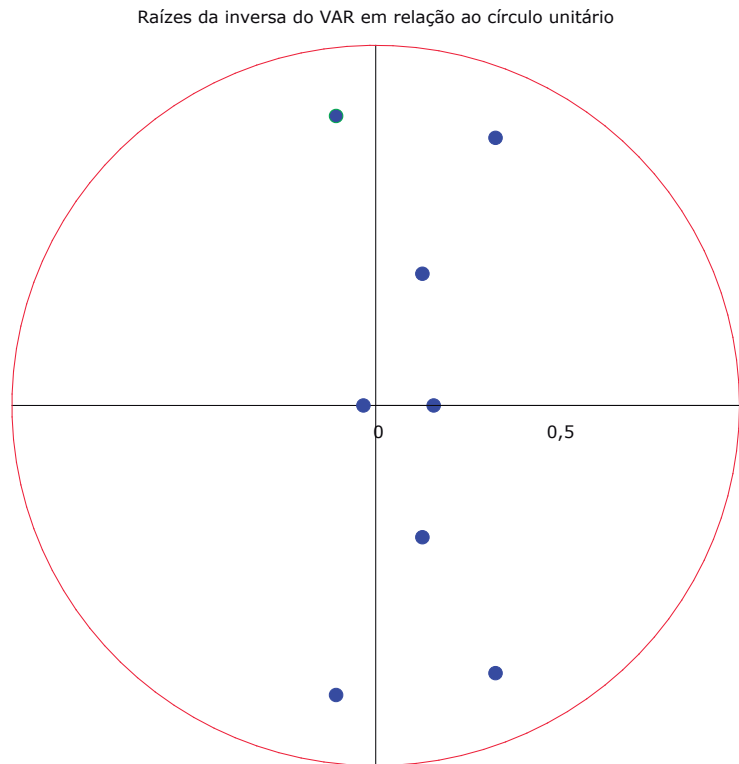
	Coefficiente	Erro Padrão	Razão-t	p-valor	
d_P_MIN_1	-0,0019056	0,107607	-0,0177	0,98595	
d_P_MIN_2	-0,0266255	0,104736	-0,2542	0,80049	
d_T_CAMB_1	0,198742	0,172156	1,1544	0,25442	
d_T_CAMB_2	-0,305574	0,177657	-1,7200	0,09230	*
d_P_AGRI_1	0,43827	0,167001	2,6244	0,01181	**
d_P_AGRI_2	-0,271279	0,179652	-1,5100	0,13803	
d_EX_COM_PIB_1	-0,000307971	0,000180599	-1,7053	0,09504	*

Valores críticos de 5% (**) e 10%(*) respectivamente.

Fonte: output Gretl 9.1

Em seguida, foram realizados testes de diagnóstico para verificar a estabilidade dos modelos VAR. Essa verificação de estabilidade é possível através das raízes inversas dos polinômios Autorregressivos (AR), que devem ficar dentro do círculo unitário, assim como consta na figura 5.

Figura 5 - Raiz Inversa de Polinômios.



Fonte: output Gretl 9.1

Na figura 5, observa-se que todas as raízes inversas dos polinômios do modelo ficaram dentro do círculo, demonstrando que os modelos são estáveis.

RESULTADOS DAS FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA

Com base nesses resultados, derivaram-se as funções de resposta ao impulso das principais variáveis de interesse. O objetivo desse tipo de função é mostrar como as variáveis endógenas do VAR comportam-se quando há um choque em uma variável endógena específica para um horizonte de previsão de 10 períodos (trimestres).

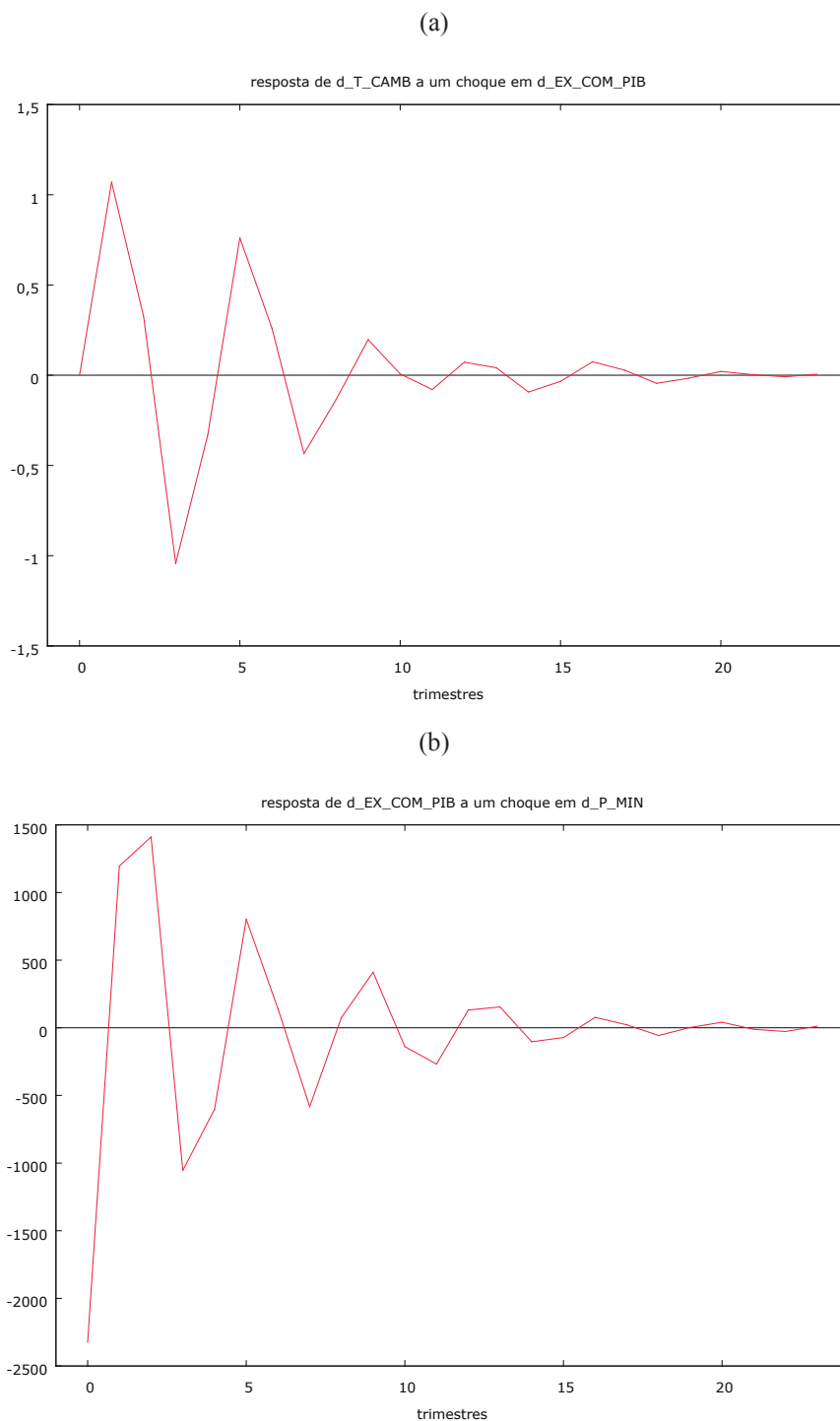
Espera-se encontrar na Função Impulso e Resposta da variável $d(EX_COM_PIB)$ uma resposta positiva frente aos choques dos preços internacionais de *commodities*, agrícola e mineral, e uma resposta negativa da taxa real de câmbio quando há a ocorrência de choques nas exportações de *commodities*. O gráfico 6 apresenta os gráficos da Função Impulso.

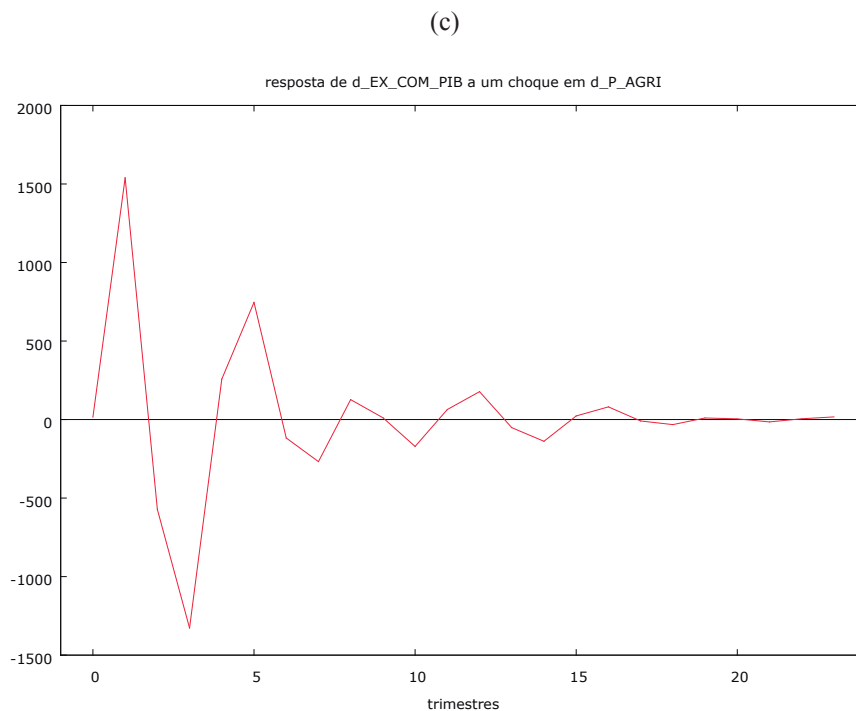
Quando se analisa um choque das exportações de *commodities* na taxa de câmbio real efetiva, é possível verificar uma resposta positiva nos primeiros dois períodos; revertendo-se a partir do

terceiro trimestre, conforme figura 6 (a). Ao analisar a resposta das exportações com os choques dos índices de preços de *commodities* minerais, encontra-se uma resposta negativa no primeiro trimestre e positiva, no segundo trimestre, de acordo com figura 6 (b).

Considerando os choques dos índices de preços das *commodities* agrícolas, é possível constatar uma resposta positiva das exportações nos primeiros dois trimestres, em seguida, nos trimestres três e quatro, a resposta das exportações torna-se negativa, conforme figura 6 (c).

Figura 6 - Função Impulso e Resposta.





Fonte: output Gretl 9.1

Logo, ao analisar a Função Impulso e Resposta da variável $d(\text{EX_COM_PIB})$, encontra-se uma resposta positiva frente aos choques dos preços internacionais de *commodities* agrícola e uma resposta negativa nas *commodities* minerais. Ao observar a resposta da taxa câmbio quando há a ocorrência de choques nas exportações de *commodities*, encontra-se uma resposta positiva.

RESULTADOS DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Ao realizar a análise da decomposição da variância, utilizou-se a variância do erro de previsão para 10 períodos. Decompôs-se, primeiramente, a variância da primeira diferença da variável taxa de câmbio real para analisar o quanto ela é explicada pelas outras variáveis. Assim, a tabela 7 informa que as exportações de *commodities* contribuem em pouco mais de 4% para a explicação da taxa de câmbio no modelo.

A tabela 8 apresenta a decomposição de variância das exportações de *commodities*.

Ao analisar a decomposição de variância das exportações de *commodities*, conforme a tabela 8, o índice de preços das *commodities* minerais apresenta maior poder explicativo em relação aos preços das *commodities* agrícolas, representando 22,20% e 9,49%, respectivamente, no décimo trimestre. A taxa de câmbio apresentou baixo poder explicativo, 2,51%.

Tabela 7 - Decomposição da variância para d_T_CAMB.

Período	Erro padrão	d_P_MIN	d_T_CAMB	d_P_AGRI	d_EX_COM_PIB
1	6,57405	24,9494	75,0506	0,0000	0,0000
2	7,57523	26,4401	67,9137	3,6522	1,9940
3	7,79901	24,9502	67,6420	5,3547	2,0530
4	8,27022	24,0917	66,9677	5,5241	3,4166
5	8,41976	23,3478	65,0955	8,1074	3,4492
6	8,52279	23,2407	64,6117	7,9832	4,1644
7	8,64505	22,6692	64,3363	8,8560	4,1385
8	8,68096	22,5297	63,8443	9,2711	4,3549
9	8,7124	22,3792	63,9880	9,2853	4,3476
10	8,74578	22,2088	63,9281	9,4977	4,3655

Fonte: output Gretl 9.1

Tabela 8 - Decomposição da variância para d_EXP_COM_PIB.

Período	Erro padrão	d_P_MIN	d_T_CAMB	d_P_AGRI	d_EX_COM_PIB
1	5359,55	18,8270	0,013	0,0008	81,1608
2	5826,69	20,1397	0,0677	6,9798	72,8127
3	6664,55	19,8749	0,0524	6,0707	74,0020
4	7037,18	20,0707	0,9483	9,0028	69,9783
5	7241,98	19,6422	0,9678	8,6272	70,7628
6	7449,54	19,7226	1,8172	9,1567	69,3036
7	7495,13	19,5185	2,0071	9,0701	69,4043
8	7591,26	19,6182	2,3138	8,9663	69,1017
9	7603,12	19,5670	2,4823	8,9662	68,9844
10	7646,07	19,6359	2,5133	8,8660	68,9848

Fonte: output Gretl 9.1

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nos anos 2000, ocorreu, no comércio internacional, uma crescente demanda por bens intensivos em recursos naturais para alimentar o vigoroso crescimento das economias orientais, principalmente pela economia chinesa. Tal crescimento trouxe consigo o aumento dos preços internacionais de *commodities*. Nesse cenário, despontou o crescente interesse de economias emergentes, em geral, dotadas de recursos naturais, ao inserirem-se no comércio internacional através da oferta de recursos naturais.

A inserção da economia brasileira nos últimos anos ocorreu, principalmente, por meio das exportações de *commodities* agrícola e mineral, que são setores intensivos em recursos naturais e trabalho, em detrimento dos setores intensivos em capital. As evidências empíricas acerca da relação existente entre a taxa de câmbio real, os preços internacionais de *commodities* e as exportações de

commodities, retratam que as exportações são influenciadas, em maior amplitude, pelos seus preços internacionais. Os altos preços de *commodities* internacionais tendem a elevar as exportações de bens intensivos em recursos naturais, visto a possibilidade de rendas ricardianas e, como consequência do aumento de moeda estrangeira na economia, a taxa de câmbio real tende a apreciar.

Entretanto, quando se verifica o comportamento da taxa de câmbio real na economia brasileira entre os anos de 2000-2013, não é possível afirmar que ocorreu, de fato, uma apreciação da taxa real de câmbio, principalmente a partir de 2010, quando os preços internacionais de *commodities* e as exportações líquidas apresentaram tendências semelhantes e a taxa de câmbio não sofreu apreciação. O intervalo de tempo em que são verificadas apreciações na taxa de câmbio real situa-se entre os anos de 2003 e meados de 2007. Portanto, dados os resultados deste trabalho, parece factível afirmar que as exportações de bens intensivos em recursos naturais apresentaram uma forte relação com os seus respectivos preços internacionais, mas não afetaram a taxa de câmbio real da economia para o período em questão.

REFERÊNCIAS

- CORDEN, W. M.; NEARY, J. P. Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy. **Economic Journal**, v. 92, n. 368, p. 181-209, 1982.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blucher, 2008.
- OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: Conceituação, Causas, Efeitos e o Caso Brasileiro. In: XXXVIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, Salvador: Dezembro, 2010. **Anais...** Salvador, 2010.
- PESARAN, H. M.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.
- UN COMTRADE. **United Nations Commodity Trade Statistics Database**. Statistics Division. 2014. Disponível em: <<http://comtrade.un.org/db/>>. Acesso em: jun. 2014.