



O IMPACTO DA ABERTURA COMERCIAL DA CHINA SOBRE OS PREÇOS DAS COMMODITIES DE ALUMÍNIO, PETRÓLEO E SOJA

THE IMPACT OF CHINA'S COMMERCIAL OPENING ON THE PRICES OF ALUMINUM, PETROLEUM AND SOYA COMMODITIES

Amarildo de Paula Junior¹
Rodrigo Monteiro da Silva²

Resumo

A inserção comercial a nível internacional tornou-se um poderoso meio de expansão de barreiras e limitações geográficas dos países, tanto em termos de produção como de consumo. Diversas nações se utilizam de suas vantagens, sejam elas econômicas, industriais, demográficas, e mesmo geológicas, para com isso obter melhores resultados comerciais. Uma vez entendendo a dinâmica das relações entre países, é possível se compreender melhor quais consequências ocorrerão a partir das ações tomadas. Nesse cenário de concorrência e disputas internacionais, a China, nas últimas décadas, tem ganhado grande destaque, seja em termos de potência importadora e exportadora, e suas ações referentes a sua inserção comercial é de grande relevância para o Brasil, uma vez que a China tem sido uma grande parceira comercial do país. A China, possui grande engajamento produtivo e industrial, tendo grande poder de influenciar, direta e indiretamente, o cenário na comercialização de produtos, especialmente as *commodities*. Tendo em vista essa realidade, a presente pesquisa objetiva analisar como a inserção chinesa no mercado mundial das *commodities* afeta seus preços. Tal objetivo foi alcançado mediante utilização do modelo de Vetores Autoregressivos, e uma análise bibliográfica, sendo que os resultados apontam, preliminarmente, o crescimento do nível de preços desses produtos.

Palavras chave: Comercio internacional; Mercado Chinês; Preços de *Commodities*; Modelo de Vetores Autoregressivos.

Abstract

International trade integration has become a powerful means of expanding countries' geographical barriers and limitations, both in terms of production and consumption. Many nations use their advantages, be they economic, industrial, demographic, and even geological, to obtain better commercial results. Since understanding the dynamics of relations between countries, it is possible to better understand what consequences will occur from the actions taken. In this scenario of competition and international disputes, China in the last decades has gained great prominence, be it in terms of import and export power, and its actions regarding its commercial insertion is of great relevance for Brazil, seeing that China has been partner of to the country. China has great productive and industrial engagement, and has great power to influence, directly and indirectly, the scenario in the commercialization of products, especially commodities. In view of this reality, the present research aims to analyze how the recent Chinese insertion in the world market of commodities affects its prices. This objective was reached through the use of the Autoregressive Vectors model and a bibliographical analysis, and the results point, preliminarily, to the growth of the price level of these products.

Keywords: International trade; Chinese Market; Commodities prices; Autoregressive Vector Model.

¹ Mestrando em Teoria Econômica pela UEM, com bolsa CAPES. Graduado em Economia pela UNIFCV (2017). E-mail: amarildojunior.eco@gmail.com.

² Mestrando em Teoria Econômica pela UEM, com bolsa CAPES/CNPq. Graduado em Economia pela UNESPAR. E-mail: rodrygomsylva@gmail.com.





INTRODUÇÃO

Diversos são os debates acerca de como o comércio internacional afeta a vida da população mundial, dado que a participação eficaz nesse ambiente tem efeitos significativos para o bem-estar da população dos países. Fenômenos que ocorreram nas últimas décadas, como a globalização, o advento da internet e dos computadores, fizeram com que a distância entre os nações diminuíssem, de modo que é quase impossível, hodiernamente, um país objetivar se desenvolver, seja no âmbito econômico ou no social, sem se relacionar com seus vizinhos mais próximos, ou mesmo com vizinhos distantes. Nesse cenário de crescente disputa para melhor aproveitamento comercial, a China vem ganhando grande notoriedade. A China, por ser um país considerado em desenvolvimento, e possuindo a maior população do globo, nos últimos vem abrindo suas fronteiras, mesmo que de modo tímido, para o resto do mundo. Tal inserção tem provocado expressivas consequências em todo o mundo. Por ser um grande mercado, tanto internamente como externamente, o país, ao decidir se lançar no comércio internacional, especialmente na comercialização de *commodities*, afeta diretamente e indiretamente os demais países, não escapando dessa realidade o Brasil.

Desse modo, dado a abertura comercial chinesa, o presente trabalho tem por objetivo analisar como essa abertura pode ter afetado o preço de algumas *commodities*, como o preço do Alumínio, o Petróleo, e a Soja, entre os anos de 1990 a 2015. Para alcançar tal objetivo, foi utilizada uma metodologia conhecida como modelos de vetores autoregressivos, VAR, além de uma análise bibliográfica, visando clarificar alguns pontos históricos e conceituais necessários para compreender melhor a temática sobre abertura comercial chinesa. Os resultados obtidos apontam que após abertura comercial chinesa os preços das *commodities* do Petróleo, de Alumínio e Soja aumentaram exponencialmente.

INSERÇÃO COMERCIAL CHINESA NO CENÁRIO INTERNACIONAL

A adesão da China à Organização Mundial do Comércio (OMC)³, foi um marco importante para introduzir o país no comércio internacional, sendo que diversas reformas foram realizadas, reformas que possibilitaram, entre outras coisas, seu crescimento econômico, possibilitando que o país alcançasse melhores condições, ao menos econômicas,

³ Criada em janeiro de 1995, é a coluna mestra do novo sistema internacional do comércio. A OMC engloba o GATT, o Acordo Geral de Tarifas e de Comércio, concluído em 1947, os resultados das sete negociações multilaterais de liberalização de comércio realizadas desde então, e todos os acordos negociados na Rodada Uruguai concluída em 1994 (THORSTENSEN, 1998).

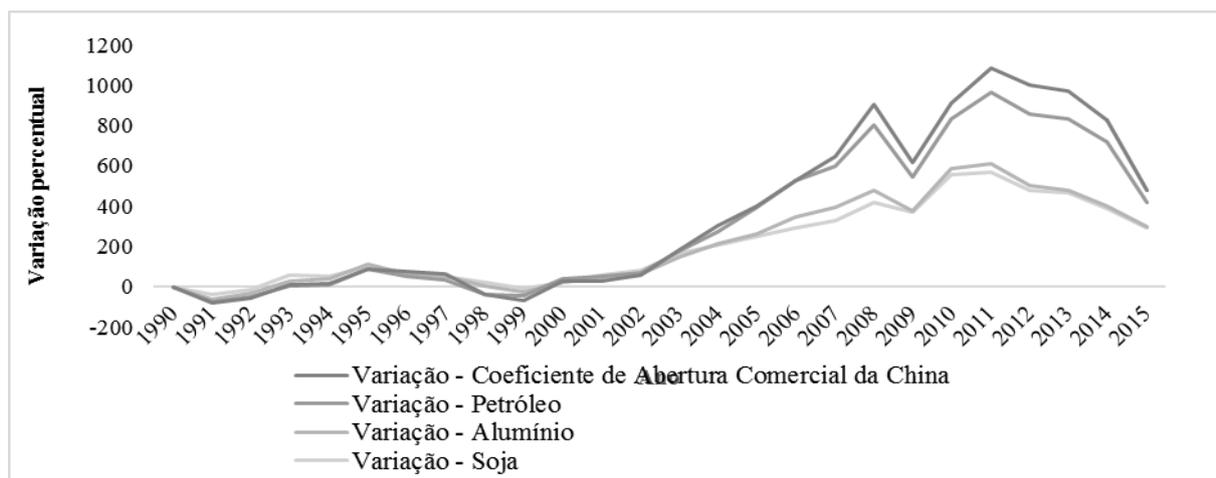


para sua população. Não obstante, apesar dessas transformações, a China ainda está longe de ser o país mais aberto do mundo. As reformas adotadas tiveram os seguintes impactos: aumento do número de empresas voltadas ao comércio exterior; construção de instrumentos de política de comércio com tarifas, cotas e regimes de isenção; remoção da distorção e complexidade cambial e, por último, reformou preços para que pudessem desempenhar um papel na nova alocação de recursos. Apesar de grandes empresas terem a possibilidade de produzir e exportar, alguns produtos ainda ficaram sob o domínio estatal, como a Soja e Petróleo. A importação de insumos intermediários, a exemplo do minério, foi liberada correspondendo a praticamente 44% das importações chinesas em 1999. Após sua adesão à OMC, houve uma elevação no preço das *commodities* causada por uma maior demanda de produtos utilizados para a produção de outros (LANCHOVICHINA E MARTIN, 2001).

Durante a década de 1990, o volume de negociações das *commodities* tiveram um comportamento destacadamente volátil. Entretanto, após 1998, as exportações e importações chinesas cresceram de forma constante, registrando uma expansão média de aproximadamente 24% ao ano, contra 9,7%, que era a média mundial (PASIN, 2008). A competitividade chinesa que, ajudou em sua inserção no setor externo, foi alicerçada em mão-de-obra de menor custo relativo, visto que é o país mais populoso do mundo. Outro aliado para esse crescimento apresentado no mercado externo foi a transformação em sua pauta exportadora e importadora. No caso de exportações houve um aumento de bens de capital, e na importação, crescimento na comercialização de *commodities* agrícolas e minerais, o que teve impacto no aumento do preço das *commodities* de Petróleo, Alumínio e Soja.

A figura 1, abaixo, mostra qual foi a variação percentual do coeficiente de abertura comercial da China, como também os preços das *commodities* de Petróleo, do Alumínio e da Soja a partir do ano base 1990.

FIGURA 1 - Variação percentual do Coeficiente de Abertura Comercial da China e dos preços das *commodities* de Petróleo, Alumínio e Soja a partir do ano base 1990.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Mundial e Fundo Monetário Internacional (FMI).



Para Pindyck e Rotemberg (1988), os preços das *commodities* possuem a tendência de caminharem conjuntamente, sendo que esse movimento normalmente é causado por choques macroeconômicos, sentidos proporcionalmente. As mudanças no mercado global influenciam os movimentos de preços em certo período, devido a correlação entre os preços das *commodities*. Pode se exemplificar tal fato, por exemplo, ao ocorrer uma alteração na produção de Petróleo e Alumínio, que são utilizados como insumos de máquinas e usadas para produção e logística de exportação de Soja. Isso provocará consequências no preço da *commodity* agrícola. Uma possível explicação para isso, como já salientado, é que a correlação entre os preços existe em razão de efeitos de liquidez, com a queda do preço de uma *commodity* puxando o preço de outras para baixo, por causa do empobrecimento de especuladores que as negociam. Esse efeito de liquidez será maior quanto maior for a mudança no preço de uma *commodity*.

Visto que os preços de *commodities* são correlacionados entre si, e que variações do mesmo pode ser causado por algum fator macroeconômico, o fator utilizado nessa pesquisa foi o Coeficiente de Abertura Comercial da China:

$$\theta_n = \left(\frac{X+M}{Y} \right) \quad (1)$$

Onde θ é o Coeficiente de Abertura Comercial da China no ano n , X é o valor das exportações chinesas calculadas em US\$ no ano n , M é o valor das importações Chinesas calculadas em US\$ no ano n e Y é o Produto Interno Bruto da China no ano n calculado em US\$.

A variação desse coeficiente tem comportamento semelhante a variação do preço das *commodities* de Soja, Alumínio e Petróleo entre os anos de 1990 e 2015, principalmente após o final dos anos 1990, quando houve uma maior participação da China no comércio exterior, como se observa na figura 1.

Assumindo que os especuladores possuem assimetria de informação, ou seja, que não há informações antecipadas no que concerne à colheita, os estudos de Deaton e Laroque (1992) mostram que há uma autocorrelação entre os preços, de modo que quando se estabelece o preço de *commodity* em um patamar elevado, haverá preços mais altos ainda replicando o preço anterior. No caso de estocagem especulativa, esperando um preço mais alto para venda em outro período, há uma autocorrelação maior do que se não houvesse essa estocagem.

Prates (2007) defende a ideia de que em uma situação de equilíbrio na economia mundial, sem a possível presença de uma bolha especulativa nos mercados futuros, o efeito China sobre os preços das *commodities* não seria tão intenso. O possível rompimento e estouro dessa bolha seria causado pela complexidade desse mercado, dado que uma alta de preços contínua estimularia a produção e enfraqueceria a demanda. Não obstante, já era previsto que esse efeito começasse a se dissipar em médio ou longo prazo, devido à queda na elasticidade-renda chinesa na demanda pelas *commodities*, como foi observado após 2011, quando os preços atingiram seu ápice.

No que diz respeito ao câmbio, em modelos monetários de pouca complexidade, como determinantes da taxa cambial, a inalterabilidade da Lei do Preço Único é esperada tornando a



paridade do poder de compra estrita. Contudo, no mercado de *commodities*, ocorrem distorções sistemáticas devido aos fatores institucionais que influenciam as configurações de preços. Partindo de variáveis de controle como tarifas de importação, cotas e outros fatores que geram diferenças nos preços em distintos países, observa-se assim uma possível depreciação ou apreciação cambial na margem de lucro. Destarte, a transmissão de aumento de preços não é explicada por variações cambiais, consequência de sua neutralidade (ARDENI, 1989).

Entretanto, aumentos nominais do dólar causaram aumento do preço relativo das *commodities* como traz Serrano (2013), e o fato de não ter havido aceleração inflacionária em países desenvolvidos permitiu que o boom do preço das *commodities* perdurasse por mais tempo devido que a demanda não se distribuiu para outros bens, impedindo que governos precisassem tomar decisões de praticarem políticas contracionistas, porém pelo lado da oferta, não foi possível o aumento de preços em outros bens.

METODOLOGIA

O método estatístico utilizado nessa pesquisa é o de Vetores Autoregressivos (VAR), que difere dos modelos univariados já que não é uma previsão que o esse modelo busca, mas o comportamento das variáveis após um choque estrutural, o que será apresentado na seção seguinte com as funções de Resposta ao Impulso⁴. Sendo assim, é permitido expressar modelos econômicos de forma integral estimando seus parâmetros, que segundo Greene (2002) pode ser escrito em primeira ordem na seguinte forma equacional:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_1 & \sigma_2 & \dots & \sigma_p \\ I & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & I & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \dots \\ y_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} \quad (2)$$

Enders (2009) descreve o mesmo como um grupo de equações em que todas variáveis serão tratadas como endógenas cada qual dependendo de sua defasagem. Assim, a equação pode ser representada por:

$$Ax_t = \tau_0 + \tau_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde: A é uma matriz quadrada $n \times n$ que fornece as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas; x_t o vetor coluna das variáveis endógenas; τ_0 o vetor coluna de constantes; τ_1 uma matriz quadrada $n \times n$ que contém os coeficientes das variáveis defasadas; x_{t-1} o vetor coluna das variáveis defasadas; ε_t e o vetor coluna dos erros.



No entanto Bueno (2011) coloca que os choques estruturais que são integrados no vetor ε_t , são captadas pela matriz A porque são considerados independentes entre si, o que não causa perda da generalidade. Como consequência do grau de endogeneidade das variáveis levantadas na pesquisa, geralmente o modelo VAR é estimado em sua forma reduzida:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + e_t \quad (4)$$

Onde $\varphi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$ e $B\varepsilon_t \equiv Ae_t$.

Foram levantadas as seguintes variáveis dessazonalizadas em periodicidade anual de 1990 à 2015: cotação internacional do Alumínio em US\$ de fonte do Fundo Monetário Internacional (FMI); cotação internacional do Petróleo em US\$ de fonte do FMI; cotação internacional do Soja em grãos em US\$ de fonte do FMI; Coeficiente de Abertura Comercial da China (CACC) calculado utilizando dados da balança comercial chinesa e do Produto Interno Bruto da China cotados em US\$ de fonte do Banco Mundial.

A não-estacionaridade é um problema que pode causar distorções no resultado da pesquisa, portanto em busca de observar se há ou não presença de raiz unitária, para isso foi aplicado o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) apresentado na Tabela 1. Caso fosse apontado indícios de presença de não-estacionaridade em nível deveria ser aplicada as diferenças de primeira ordem para corrigir o desvio em relação à sua média. Porém o teste (DFA) feito nessa pesquisa apresentou estacionaridade, que de acordo com Gujarati e Porter (2010) no intervalo entre 0 e 0.10 em que se situa o P-Valor, será rejeitada a Hipótese Nula (H_0) de haver raiz unitária na variável.

Tabela 1 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado.

Variáveis	Calculado	1%	5%	10%	P-Valor
Alumínio	-5.0698	-3.7379	-2.9919	-2.6355	0.0004
Petróleo	-3.9961	-3.8579	-2.8719	-2.5057	0.0073
Soja	-4.2993	-3.7529	-2.9981	-2.6388	0.0029
CACC	-4.0982	-3.6144	-2.8684	-2.5121	0.0044

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de pesquisa.

Portanto, é rejeitada a hipótese nula (H_0) de haver raiz unitária nas variáveis que aqui foram utilizadas, o que representa que são estacionárias em nível e que não há desvios no passeio aleatório das séries.

Na Tabela 2 são apresentados o critério de defasagem, onde indica que foram utilizados 3 lags no modelo VAR.



Tabela 2 - Critérios de defasagem.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-348.27	NA	15100465	30.7194	30.9662	30.7814
1	-266.99	120.162	120241	25.8249	27.306	26.1974
2	-228.77	39.875	54786.12	24.6759	27.3912	25.3588
3	-161.4	41.01257*	4597.381*	20.99089*	24.94044*	21.98419*

Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.

Enders (2009) explica que quando às raízes estão dentro do círculo estacionário, este sistema é estável. Levando em consideração que a margem deste círculo se situa entre o valor de -1 e 1, a Tabela 3 apresenta o resultado do teste de estabilidade, indicando que todas as raízes estão presentes dentro do desvio padrão.

Tabela 3 - Teste de estabilidade.

Root	Modulus
0.902466	0.90247
0.341635 - 0.635048i	0.72111
0.341635 + 0.635048i	0.72111
0.280013 - 0.648144i	0.70604
0.280013 + 0.648144i	0.70604
0.619453 - 0.268978i	0.67533
0.619453 + 0.268978i	0.67533
-0.596714	0.59671

Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.

Considerando estável o modelo, é aplicado o teste de autocorrelação. Hoffmann (2006) diz que a autocorrelação de uma série temporal com defasagens é dada por:

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(Y_t, Y_{t-k})}{\sqrt{V(Y_t)V(Y_{t-k})}} \quad (5)$$

Em que k é o número de defasagens, que no caso da pesquisa foram 3; e para uma série que não possui raiz unitária a covariância não dependerá de Y_t mas sim de k . No caso da variância que é constante o autor considera como γ_0 , então a autocorrelação com 3 defasagens nesse caso fica:

$$\rho_3 = \frac{\gamma_3}{\gamma_0} \quad (6)$$

Enfim, testando a não rejeição da hipótese nula de haver autocorrelação no modelo, (H_0) é rejeitada quando P-Valor > 0.10, como apresentado na Tabela 4 que o resultado quando utilizadas 3 defasagens foi de 71,23% de possibilidade de não rejeitarmos a hipótese alternativa (H_1) de não existir autocorrelação.



Tabela 4 - Teste de autocorrelação.

Lags	LM-Stat	P-Valor
1	18.4153	0.3001
2	14.2845	0.5775
3	12.4528	0.7123

Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.

A Tabela 5 que mostra o teste de homocedasticidade traz o resultado de que não há heterocedasticidade no modelo, devido ao P-Valor ser maior 0.10. Sendo assim há uma possibilidade de 40,18%, o que é uma porcentagem relevante, de haver homocedasticidade.

Tabela 5 - Teste de homocedasticidade.

Chi-sq	df	P-Valor
163.813	160	0.4018

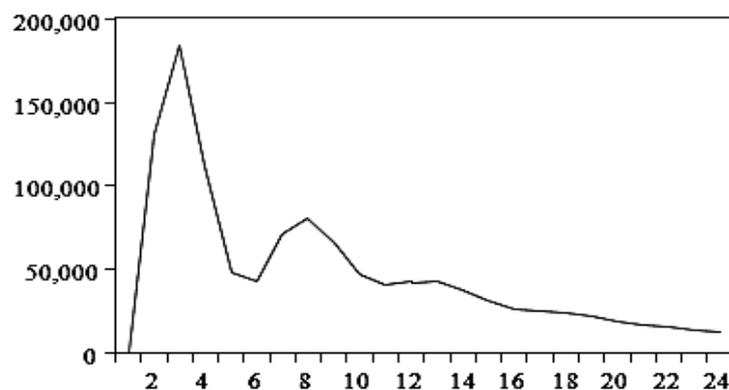
Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.

Feitos os testes econométricos onde acusaram que as variáveis utilizadas no modelo não possuem erros que comprometam a pesquisa, a seguir são apresentados os resultados obtidos nos gráficos de resposta ao impulso e a análise da decomposição da variância.

RESULTADOS

A figura 2 apresenta o comportamento do preço *commodity* de Alumínio após um choque no CACC. Observa-se que o ápice da resposta acontece entre três e quatro anos, depois disso perde força até iniciar uma disseminação no décimo terceiro ano posterior ao choque.

Figura 2- Resposta do preço da commodity de Alumínio à um impulso do CACC.

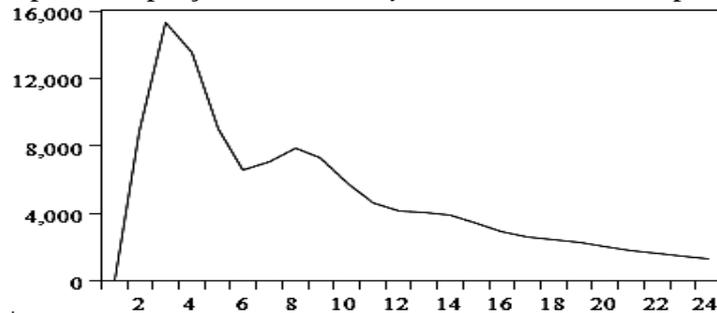


Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.



De maneira semelhante à figura anterior só que em uma proporção menor, a figura 3 apresenta o efeito que tem um choque no CACC no preço da *commodity* de Petróleo, onde atinge seu máximo novamente entre três e quatro anos, no entanto começa a se dissipar no nono ano após o choque inicial.

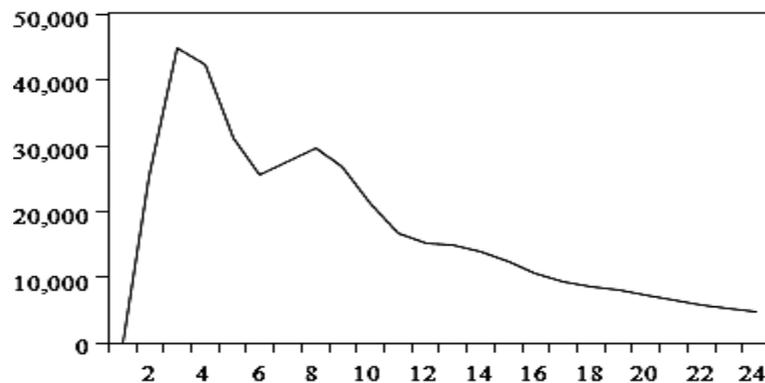
Figura 3 - Resposta do preço da *commodity* de Petróleo à um impulso do CACC.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.

A figura 4 mostra que o comportamento do preço da *commodity* de Soja em grãos a partir de um impulso do CACC, onde mais uma vez seu topo é atingido entre três e quatro anos, e começa a se dissipar no oitavo mês após o choque.

Figura 4 - Resposta do preço da *commodity* de Soja em grãos à um impulso do CACC.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.

Corroborando a ideia de Pindyck e Rotemberg (1988), as figuras demonstraram que os movimentos dos preços das *commodities* apresentam comportamentos similares, apesar da resposta do preço da *commodity* de Alumínio ser maior do que a resposta dos preços das *commodities* de Petróleo e de Soja em forma de grãos.

Outra análise que pode ser realizada para demonstrar que existe efeito do CACC nos preços das *commodities* internacionais é a de decomposição da variância em que seu cálculo da é descrito da seguinte forma:

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (7)$$



Tabela 6 - Decomposição da variância.

Período	CACC	ALUMÍNIO	PETRÓLEO	SOJA
1	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6	44.6806	2.066084	13.27743	39.97588
12	41.59899	1.390419	10.23738	46.77321
18	41.26172	1.289305	9.764939	47.68404
24	41.17108	1.262019	9.652548	47.91435

Fonte: Elaboração própria com base nos dados pesquisados.

Em que a matriz Ψ_i contém elementos que são os multiplicadores de um impacto de um impulso sobre as demais variáveis. Conforme Bueno (2011) a decomposição da variância, que é apresentada na tabela 6, retrata a forma de dizer que porcentagem da variância do erro pode ser explicada por cada variável ao longo dos períodos.

A análise que pode ser feita é de que no primeiro ano as variações do CACC, são explicadas integralmente por si mesma. No entanto, no sexto ano após o choque inicial na variável CACC seu poder explicativo em sua própria variação cai para 44,68%, o restante é distribuído em aproximadamente 2,06% para a variação no preço da *commodity* de Alumínio, 13,28% para a variação no preço da *commodity* de Petróleo e 39,98% para a variação no preço da *commodity* de Soja. É possível observar que já nesse período há um destaque para o preço da Soja em grãos que se sobressai sobre as demais *commodities*. Após o décimo segundo período dá para notar um ponto de inflexão, onde as variações no CACC começam a reduzir seu efeito nas variações dos preços de Alumínio e Petróleo, porém começa a aumentar sobre a Soja onde salta para 46,78%, enquanto sobre o Alumínio e Petróleo caem para 1,39% e 10,24% respectivamente.

O poder explicativo que o CACC tem sobre as variações nos preços das *commodities* começa se estabilizar após o décimo oitavo período até chegar no vigésimo quarto, onde o as variações no CACC explicam 1,26% das variações nos preços das *commodities* de Alumínio, 9,65% nos preços das *commodities* de Petróleo, e relevantes 47,9% das variações nos preços das *commodities* de Soja em grãos.

Considerando as análises realizadas, pode-se determinar que as variações no CACC, teve sim influência sobre os preços das *commodities* aqui pesquisadas, especialmente em relação ao preço das *commodities* de Soja em grãos, o que confirma a análise de Prates (2007) onde propõe que a China é um dos determinantes da alta dos preços das *commodities*.

CONCLUSÕES

A proposta que embasou o seguinte artigo tinha por objetivo verificar qual seria o impacto da abertura comercial chinesa sobre o preço de *commodities* Alumínio, Petróleo e a Soja, mediante a observação da variação do Coeficiente de Abertura Comercial da China. A



pesquisa revelou que a inserção chinesa exerceu grande impacto positivo sobre o preço dessas *commodities*, uma vez que o país asiático ser o grande importador desses insumos.

Após a adesão da China Organização Mundial do Comércio, no ano de 1999, se verificou no cenário comercial o surgimento de um grande mercado importador e exportador. O país, ao iniciar o processo de abertura comercial, realizou diversas reformas no setor de exportação e importação, tais mudanças lançaram-no de modo expressivo no mercado mundial, fazendo com que o preço das *commodities* em análise, o Alumínio, Petróleo e Soja, crescessem de forma exponencial de maneira similar à variação do CACC.

No referente ao Alumínio, após um choque no CACC verificou-se que o impacto maior aconteceu entre três e quatro anos, logo após o choque perde força até se esgotar, a partir do décimo terceiro ano posterior ao choque. Já para o Petróleo, o choque no CACC, atinge seu máximo entre terceiro e quarto ano, se dissipando no nono ano após o choque inicial. Para a Soja foi verificado que, após a variação no CACC, novamente, o é atingido entre três e quatro anos, se diluindo no oitavo ano após o choque.

A partir dos resultados se verificou que o impacto da abertura comercial chinesa foi significativo, com os choques do CACC explicando 1,26% das variações nos preços do Alumínio, 9,65% nos preços das *commodities* de Petróleo, e expressivos 47,9% das variações nos preços das *commodities* de Soja em grãos.

Dessa forma, como era de se esperar, dado o tamanho da economia chinesa, bem como sua grande população e crescimento econômico apresentado nos últimos, sua inserção no comércio internacional teria efeitos sobre as relações comerciais, influenciando desde preços, como também disponibilidade de produtos e acordos entre países. Assim, se pode inferir, mediante a aplicação do modelo dos vetores de autoregressivos, que a inserção comercial chinesa gerou forte efeitos sobre os preços do das *commodities* de Alumínio, da Soja e do Petróleo.

Referências

ARDENI, P.G. Does the Law of One Price Really Hold for *Commodity* Prices. **American Journal of Agricultural Economics**. Vol. 71, N° 3, pp. 661-669, 1989.

BANCO MUNDIAL. Disponível em: <https://www.worldbank.org/>. Acessado em: 25/06/2018.

BUENO, R.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. Cengage learning. 2011.

BUENO, R.L.S. **Soluções para o Manual De Econometria**. São Paulo: Atlas, 2011.

DEATON, A.; LAROQUE, G. On the Behaviour of *Commodity* Prices. **The Review of Economic Studies**, Vol. 59, n° 1, pp. 1-23, 1992.



DICKEY A.D.; FULLER A.W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**. VOLUME 74, 1979.

DICKEY, A.D.; FULLER A.W. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, V.49,N.4,1981.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series** 3rd Edition, 2009.

FARIAS, H.P. **Função de resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de previsão aplicados às principais bolsas de valores**. Lavras, UFLA, 2008.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. Disponível em:
<http://www.imf.org/external/index.html>. Acessado em: 25/06/2018.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 5th Edition. Prentice Hall. Upper Saddle River, New Jersey, 2002.

GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. **Essentials of Econometrics**. 4th Edition. McGraw-Hill, 2010.

HOFFMANN, Rodolfo. **Análise de Regressão: uma introdução à econometria**. 4a. ed. São Paulo: HUCITEC, 2006.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 4a ed. rev. e ampl.. São Paulo, Pioneira Thomson Learning, 2006.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em:
<http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 29/04/2018.

LANCHOVICHINA, E.; MARTIN, W. **Trade Liberalization in China's Accession to WTO**. World Bank, 2001.

PASIN, J.A. Impactos da abertura chinesa sobre o comércio internacional (1998-2006). **Revista do BNDES**, Vol. 14, nº. 29, pp. 309-326, 2008.

PINDYCK, R.S.; ROTEMBERG, J.J. The Excess Co-Movement of *Commodity* Prices. **National Bureau of Economic Research**. 1988.

PRATES, D.M. A alta recente dos preços das *commodities*. **Revista de Economia Política**, vol. 27, nº 3 (107), pp. 323-344, 2007.

SERRANO, F. A mudança na tendência dos preços das *commodities* nos anos 2000: aspectos estruturais. **OIKOS**, vol. 12, nº 2, pp. 168-198. Rio de Janeiro, 2013.

THORSTENSEN, V. A. OMC – Organização Mundial do Comércio e as negociações sobre investimentos e concorrência. **Revista Brasileira de Política Internacional**, 1998.

Recebido em 16/09/2019
Aprovado em 14/11/2019