Análise da demanda mundial pelo minério de ferro paraense

Jorge Eduardo Macedo Simões¹; Clayton Douglas Chagas de Oliveira²; Marcelo Santos Chaves³

¹IEDAR, UNIFESSPA, 68507-590, Marabá-Pará, Brasil

²IEDAR, UNIFESSPA, 68507-590, Marabá-Pará, Brasil

³ANÁLISE CONJUNTURAL, FAPESPA, 60040-172, Belém-Pará, Brasil

Palavras-Chave: Commodity, Minério de Ferro, Amazônia.

1. INTRODUÇÃO

As *commodities* são produtos amplamente comercializados no mundo cujos preços são estabelecidos internacionalmente em função da oferta e demanda global. O minério de ferro é um dos metais mais importantes com usos na construção civil, em diversos setores industriais como de eletrônicos, transporte e utensílios domésticos. O Brasil é um dos maiores exportadores de minério de ferro, em 2015, a quantidade exportada foi superior a 366 bilhões de toneladas, dos quais 124 bilhões ou 34% decorreram da Amazônia (Brasil, 2016). A Amazônia é reconhecida pela área de floresta e pela biodiversidade existente, contudo, a região possui uma grande quantidade de minérios como: ferro, manganês, cobre entre outros que somados a uma capacidade de geração de eletricidade derivada de usinas hidrelétricas torna a região um local ideal para atividades extrativas minerais, mais especificamente no Estado do Pará.

O Pará é uma das principais províncias minerais brasileiras, em 2015, o estado atendeu com minério de ferro 23 países, sendo o principal comprador a China que adquiriu 46% ou 54 bilhões de toneladas. Ademais, a exportação de minério de ferro paraense cresceu substancialmente nos últimos 25 anos, em 1990 o volume era de 27 bilhões de toneladas passando para 124 bilhões de toneladas em 2015, representando um incremento superior a 300% (Brasil, 2016).

Nesse contexto cresce, então, a importância da utilização de modelos que sejam capazes de analisar a relação entre séries temporais. Na literatura, existem alguns modelos com esse propósito, destacando a abordagem de vetores autorregressivos (VAR). A ausência de estudos nessa área de pesquisa reforça a tese de que vale a pena pensar em uma pesquisa para indagar a relação existente entre a oferta de minério de ferro paraense e o valor recebido por essa *commodity* mensalmente, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015. Procurando responder à indagação, esta pesquisa parte da hipótese de que, a quantidade exportada acompanha os preços ao longo do tempo.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Para essa análise utilizou o modelo de vetores autoregressivos (VAR). O VAR é uma extensão de um modelo univariado autoregressivo para séries temporais multivariadas. O modelo é constituído por um sistema de equações lineares dinâmicas, em que cada variável é representada como função de um erro serialmente não correlacionado e, todas as variáveis pertencentes ao sistema possuem o mesmo número de defasagens (Bueno, 2008).

Nesse artigo utilizou se de dados mensais de Janeiro de 2000 a Dezembro de 2015 referentes ao: Peso Líquido de Minério de Ferro Exportada pelo Estado do Pará (LNKG); Preço Real do Minério de Ferro (LNUS\$), ambas as variáveis disponibilizadas pela Secretária

de Comércio Exterior – SECEX; e a Taxa de Câmbio Efetiva por Dólar Americano (LNCÂMBIO) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA-DATA.

Segundo Gujarati (2011), é sempre bom traçar o gráfico das séries, pois eles dão uma ideia inicial da provável natureza da série. O Gráfico 1 mostra o comportamento das séries de dados LNKG, LNUS\$ e LNCÂMBIO, todas as variáveis foram convertidas em logaritmos naturais (LN). Para evitar os problemas de overdifferentencing resultantes da sobreposição dos operadores de diferença, Charemza e Deadman (1997).

Gráfico 1: Comportamento das variáveis LNKG, LNUS\$ e LNCÂMBIO (Janeiro de 2000 a Dezembro de 2015)

Fontes: SECEX, IPEA-DATA (2015). Elaboração dos autores.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis LNKG, LNUS\$, e LNCÂMBIO estão relatados na Tabela 1 e mostram que, com exceção da série LNCÂMBIO que é estacionária em primeira diferença $D(LNCÂMBIO)$, as demais séries LNKG e LNUS\$ são estacionárias em nível. Esse resultado é um bom indicativo que o VAR constitui uma boa solução econométrica em nossa investigação, e ao mesmo tempo refutam a tese de que existe cointegração entre as variáveis, ou seja, uma relação de equilíbrio entre as variáveis econômicas ao longo do tempo, na qual embora as variáveis possam apresentar desvios em suas trajetórias de curto prazo, em virtude dos choques que eventualmente acometem a economia, uma vez dissipado os efeitos de tais choques estas variáveis convergem para um padrão sincronizado de longo prazo.

Tabela 1: Testes de raiz unitária

Dickey-Fuller Aumentado (ADF)						
Série	Estatística do teste	Lag	Valores críticos		Rejeita H_0 : Raiz Unitária	
			1%	5%	1%	5%
LNKG	-7,87	0	4,01	-3,43	Sim	Sim
LNUS\$	-9,51	0	4,01	-3,43	Sim	Sim
DLNCÂMBIO	-1,63	1	4,01	-3,43	Sim	Sim
Phillips-Perron (PP)						
Série	Estatística do teste	Lag	Valores críticos		Rejeita H_0 : Raiz Unitária	
			1%	5%	1%	5%
LNKG	-8,61	7	-4,01	-3,43	Sim	Sim
LNUS\$	-9,49	7	-4,01	-3,43	Sim	Sim
DLNCÂMBIO	-1,29	4	-4,01	-3,43	Sim	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Estimação com constante. 2. As defasagens para o teste apresentado na tabela 1 foram determinadas pelo critério de informação de Schwarz.

Tradicionalmente, antes de estimar o VAR, é necessário adotar algum critério para selecionar o número de lags que será considerado no modelo. Para isso, utilizamos o procedimento do lag criteria baseado nos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz

(SC) e Hannan-Quinn (HQ). Os resultados dos critérios de informação sugerem um VAR irrestrito com apenas uma defasagem.

Nesse contexto, as estimativas dos vetores autoregressivos da relação de curto prazo ficam assim estimadas:

$$LNKG_t = 15,88 + 0,03 LNKG_{t-1} + 0,30 LNUS\$_{t-1} + 0,55 DLNC\hat{A}MBIO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$LNUS\$_t = 16,89 - 1,02 LNKG_{t-1} + 1,30 LNUS\$_{t-1} + 0,48 DLNC\hat{A}MBIO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$DLNC\hat{A}MBIO_t = -0,19 + 0,01 LNKG_{t-1} - 0,00 LNUS\$_{t-1} + 0,36 DLNC\hat{A}MBIO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Analisando a exportação de minério de ferro (Equação 1) podemos perceber que, as estimativas para o preço real do minério de ferro e a constante foram estatisticamente significativas. Isso significa que a elasticidade-preço de curto prazo do LNKG é 0,30, o que significa dizer que uma elevação de 1% no preço real do minério de ferro gerará um aumento de 0,30% na exportação de minério de ferro. Uma possível explicação para o fato das variáveis LNKGSS\$ e DLNCÂMBIO defasadas não serem significativas refere-se ao fato de que, as exportações de minério de ferro não dependem do seu próprio passado e da taxa de câmbio ambas defasadas, e sim das condições atuais e perspectivas futuras de mercado (Ver, Tabela 2 para análise de significância em ambos os casos).

Por sua vez, as estimativas obtidas para os coeficientes do Preço Real (Equação 2) demonstram que, com exceção da taxa de câmbio, os demais coeficientes foram estatisticamente. Valendo a pena destacar que a elasticidade-demanda de curto prazo do LNUS\$ é de -1,30, indicando que temos uma relação inversa entre as variáveis, ou seja, um aumento de 1% no preço do mercado de ferro provocará uma redução na demanda do mesmo de 1,30%, *coeteris paribus*. Por fim, as estimativas da taxa de câmbio (Equação 3) são explicadas pela constante e pelo passado da exportação de minério de ferro.

Tabela 2: Estimação do VAR (1)

	LNKG	LNUS\$	DLNCÂMBIO
LNKG(-1)	0,034521 (0,11188) [0,30854]	-1,016509 (0,11179) [-9,09317]	0,010018 (0,00816) [1,22738]
LNUS\$(-1)	0,301394 (0,06119) [4,92540]	1,308222 (0,06114) [21,3973]	-0,001613 (0,00446) [-0,36125]
DLNCÂMBIO(-1)	0,549164 (0,93437) [0,58774]	0,480024 (0,93357) [0,51418]	0,355510 (0,06816) [5,21573]
C	15,87911 (1,64324) [9,66329]	16,89393 (1,64184) [10,2896]	-0,193927 (0,11987) [-1,61778]
R-squared	0,336155	0,799110	0,137737
Adj. R-squared	0,325447	0,795870	0,123830

Elaboração dos autores.

Obs: Desvio padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes

Na sequência, foi realizado um diagnóstico pós-estimação (testes de estabilidade do VAR e autocorrelação). Os resultados indicam que o VAR(1) é estável e não apresenta correlação serial, assegurando a confiabilidade dos resultados.

4. CONCLUSÃO

O objetivo desse artigo foi estudar a relação econômica entre as quantidades os valores obtidos pela exportação de minério de ferro paraense, sobre a hipótese de que a uma lógica de mercado entre a oferta da produção, a qual acompanharia a flutuação dos preços e, portanto, os valores da exportação acompanhariam essa tendência ao longo do tempo. Para tanto utilizaram-se dados mensais de produção e valores obtidos pela exportação, sendo esses últimos corrigidos pelo dólar americano no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015.

Os resultados mostraram inexistir uma relação de longo prazo entre a oferta e as divisas obtidas no comércio internacional com a exportação de minério de ferro paraense, refutando assim, a hipótese de que, a quantidade exportada acompanha os preços ao longo do tempo. Na prática esse resultado demonstra que a lógica de mercado que deveria impor a relação entre oferta e demanda para a commodity estudada não é comprovada. O que nos impele a buscar explicação para além da relação mercadológica em um trabalho futuro.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Brasil. Ministério do Desenvolvimento <http://aliceweb.mdic.gov.br/> (Acesso em 10/07/2017).
- Bueno, Rodrigo L. S. *Econometria das séries temporais*. São Paulo: Thomson Learning, 2008.
- Charemza, W.W.; Deadman, D. *New directions in econometric practice general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. 2. ed. Cheltenham: Edward Elgar Publishier, 1997.
- Gujarati, N. D. *Econometria básica*. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2011.
- Ipea. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Taxa de câmbio efetiva por dólar americano*. Brasília: Ipea-Data, 2017.