

ANÁLISE DAS VARIÁVEIS RELEVANTES PARA DETERMINAÇÃO DO PREÇO DO COBRE NO MERCADO INTERNACIONAL

André Assis de Salles ¹
Matheus Manzani Malheiros ²
Raphael Sebastian de Andrade Magrath ³

RESUMO: O presente trabalho tem por propósito identificar variáveis relevantes no processo de formação do preço do cobre no mercado internacional. Assim, foram realizados testes estatísticos de hipóteses e outros procedimentos estatísticos para verificar a relevância histórica e a intensidade do impacto de variáveis selecionadas no preço do cobre. Dentre essas variáveis, a produção industrial global e o preço do alumínio no mercado internacional apresentaram as maiores evidências da relevância para a formação do preço do cobre no mercado internacional. Além disso, os resultados obtidos sugerem que as variáveis estoques de cobre, taxa de câmbio e preço do petróleo também devem ser consideradas. As informações utilizadas nesta pesquisa foram de dados mensais no período de janeiro de 2009 até dezembro de 2015.

PALAVRAS-CHAVE: Preço do Cobre. Cointegração. Causalidade. Função Impulso Resposta.

¹ Professor Titular da Escola Politécnica da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Doutor em Engenharia de Produção (Pesquisa Operacional e Estatística) pela COPPE da UFRJ (2001) e Pós-Doutorado na FEP da Universidade do Porto na área de Economia - Estudos de Negócios e Métodos Econométricos (2015) - andre@poli.ufrj.br

² Escola Politécnica da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) - matheusmalheiros@poli.ufrj.br

³ Escola Politécnica da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) - sebastian@poli.ufrj.br

1 INTRODUÇÃO

O cobre é o metal industrial com maior volume financeiro e de negociações nos mercados internacionais de *commodities*. O mercado de cobre é visto com interesse por produtores, consumidores, participantes do mercado financeiro e por agentes econômicos em geral, uma vez que o preço do cobre é um dos indicadores avançados da economia global, ou seja, as oscilações do preço do cobre é um indicador que permite se identificar tendências macroeconômicas da economia mundial. Desse modo, existe uma relação entre o preço do cobre e outros indicadores avançados da atividade econômica mundial.

O cobre está presente na cadeia de produção de produtos industriais, em especial, em equipamentos da indústria eletroeletrônica, da indústria de informática do setor de transporte através da produção de veículos automotores. A utilização desse metal é bastante difundida entre diversos setores e indústrias, principalmente, devido à sua durabilidade, usinabilidade e habilidade para ser moldado com alta precisão. A capacidade de condução térmica e de resistência em ambientes extremos são características que possibilitam sua utilização em equipamentos de troca de calor, vasos de pressão e tanques. A demanda de cobre está na produção de itens como fios, hastes, tubos, chapas e lingotes, que serão posteriormente utilizados diretamente em uma aplicação final ou na produção de um outro bem. Ademais, o cobre é utilizado, ainda, em equipamentos de alta tecnologia, como em celulares e computadores, assim como, em produtos comumente encontrados nas residências modernas, tais como: máquinas de lavar, geladeiras e ares-condicionados.

Embora a principal demanda, ou a utilização, do cobre para indústria consiste na utilização de cobre refinado sua negociação acontece em diversos estados além do refinado, o concentrado, o *blister* e o *scrap*. A referência do preço do cobre negociado nas suas diversas formas é o cobre refinado, estado no qual o cobre é negociado nos diversos mercados internacionais organizados. Os preços praticados nesses mercados são as referências para estabelecimento dos preços nas negociações de cobre no estado refinado e em outros estados.

Dentre os principais mercados organizados de metais estão a London Metal Exchange (LME), a Chicago Mercantile Exchange (CME) e a Shanghai Futures Exchange (SHFE). A London Metal Exchange (LME) é a mais tradicional bolsa para negociação de metais no mundo, com volumes de negociação diária representativos, se constitui em uma importante referência para as negociações de metais para a economia mundial. A Chicago Mercantile Exchange (CME) é uma bolsa de grande importância para a negociação do cobre e, com a crescente participação chinesa nos mercados de metais, a Shanghai Futures Exchange (SHFE) que vem se tornando uma bolsa importante no cenário global.

Como observa Stürmer (2013(a)), ter conhecimento das oscilações do preço do cobre é essencial para países cuja economia depende significativamente das importações ou das exportações desse metal, como é o caso do Chile, e para as empresas mineradoras, responsáveis por tirar o metal do solo para posterior consumo. O trabalho de Alfaro *et al.* (2017), sobre o comportamento do risco país de outras três variáveis envolvendo volatilidade e taxa de câmbio de países latino americanos, demonstra a importância do cobre para economia chilena. Mas entender os movimentos no preço do cobre é importante para todos os *market makers*. Uma vez que permite aos produtores definir estratégias de *hedge* e aos especuladores ganhos com lucros obtidos nas operações financeiras. Pois, como observado anteriormente, o cobre é um insumo importante para indústria e um indicador relevante para economia global.

Como observado, dada a relevância desta *commodity* para atividade econômica,

muitos estudos e pesquisas tendo temas relacionados aos preços do cobre, praticados no mercado internacional, têm sido elaborados por acadêmicos e participantes diretos do mercado internacional de metais e, em particular, do cobre. Vários trabalhos foram elaborados com o objetivo de avaliar variáveis e indicadores relevantes para a formação do preço do cobre no mercado internacional. Dentre esses trabalhos pode-se destacar o de Cerda (2005), o de García-Cicco e Montero (2011), o de Stürmer (2013(b)) e o de Zhang *et al.* (2015).

Este trabalho tem por objetivos identificar, avaliar e quantificar as relações existentes entre o preço do cobre e algumas das variáveis virtualmente relevantes para o processo de formação do preço do cobre no mercado internacional. Dentre essas variáveis podem ser relacionadas: a produção global de cobre refinado, o preço do petróleo no mercado internacional, preço do alumínio no mercado internacional, o estoque global de cobre refinado, a variação produção industrial global e a taxa de câmbio. Para se atingir esses objetivos foram implementados procedimentos econométricos, tais como: testes de causalidade, testes de cointegração e estimação da função de impulso resposta.

Além desta introdução, este trabalho apresenta na Seção 2 a abordagem metodológica adotada para o desenvolvimento da pesquisa. Seguindo-se, na Seção 3, a apresentação dos dados ou da amostra utilizada. Enquanto na Seção 4 é apresentada a análise dos resultados obtidos. E, por fim, na Seção 5 estão as conclusões e comentários finais deste trabalho.

2 ABORDAGEM METODOLÓGICA

Inicialmente para a caracterizar as séries temporais envolvidas neste trabalho, foram verificados os pressupostos de estacionariedade e de normalidade, respectivamente, por meio dos testes de Dickey e Fuller Aumentado e de Jarque-Bera. Em seguida, através da avaliação da estacionariedade do erro residual da combinação linear das variáveis envolvidas, são verificadas as hipóteses de cointegração entre as variáveis selecionadas e o preço do cobre. A determinação da cointegração entre as séries temporais as variáveis selecionadas e a dos preços do cobre é importante per se para a estimação de modelos vetoriais autoregressivos. Esses modelos são fundamentais para o estudo da relação causal das variáveis selecionadas com o preço ou a variação do preço do cobre no mercado internacional e da causalidade das variáveis no sentido Granger. Por fim foram conduzidas análises da função impulso resposta, ou de resposta ao impulso, com o intuito de mensurar os choques que os resíduos de uma variável provocam em outra variável em diversos horizontes temporais. Podendo-se desse modo verificar, além da relevância, a precedência temporal entre as variáveis relacionadas neste trabalho.

Introduzido por Engle e Granger (1987), o conceito de cointegração se refere a relação de equilíbrio no longo prazo entre duas variáveis, podendo se ampliar para mais variáveis, a cointegração estabelece que variáveis individualmente não estacionárias podem ter relações estáveis de longo prazo, desde que uma combinação linear dessas séries possua tendências estocásticas que se anulem atingindo a estacionariedade. Assim, como observado por Gujarati e Porter (2011), duas séries são ditas cointegradas se possuem uma relação ou equilíbrio de longo prazo. E se as variáveis são cointegradas, afasta-se a possibilidade de regressões espúrias. Nos testes da hipótese da cointegração, entre os preços do cobre e das variáveis selecionadas, foi utilizado o conceito introduzido por Engle e Granger (1987), onde hipótese nula do teste de Engle-Granger enuncia que as séries não são cointegradas. O teste de cointegração utilizado neste trabalho foi o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), o mesmo usado para verificação da hipótese de estacionariedade, que

será comentado adiante quando da caracterização da amostra na Seção 3.

Para se atingir o propósito deste trabalho a abordagem metodológica utilizada se baseia em modelos estocásticos multivariados, em particular, modelos bivariados desenvolvidos a partir dos modelos vetoriais autoregressivos, apresentados na literatura econométrica por Sims (1980), onde não se faz distinção entre as variáveis endógenas e exógenas. Os modelos vetoriais autoregressivos, ou modelos VAR, permitem se estudar a relação entre duas ou mais variáveis estocásticas. E a partir da sua estimação pode-se verificar a relação de curto prazo e de longo prazo entre as variáveis envolvidas e a causalidade no sentido Granger entre as variáveis envolvidas (ver Granger (1969) e Sims (1972)), e se estudar inovações ou choques que uma variável pode transmitir para outra ou outras variáveis. Os modelos VAR são comumente utilizados em sistemas de previsão de séries temporais inter-relacionadas e para análise do impacto dinâmico de perturbações aleatórias sobre o sistema de variáveis. Trata-se de modelos em que uma variável é explicada por seu próprio valor passado e por valores passados das outras variáveis endógenas do modelo. Em geral, como destaca Gujarati e Porter (2011), não há variáveis exógenas no modelo. O modelo VAR com uma defasagem, designado por VAR(1), pode ser representado pelo sistema de equações a seguir:

$$X_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Y_t = \beta_4 + \beta_5 X_{t-1} + \beta_6 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Onde as séries temporais X_t e Y_t são estacionárias, e ε_{1t} , e ε_{2t} tem valor esperado igual a zero e são ortogonais. Caso isso não ocorra, utiliza-se as primeiras diferenças ou as diferenças de ordem n das variáveis até que as diferenças oriundas dessas variáveis se tornem estacionárias. Ou seja, integra-se as séries temporais até que essas se tornem estacionárias. Após esse procedimento, essas variáveis são ditas integradas de ordem n , ou $I(n)$. Entretanto, como observam Salles e Almeida (2017), a utilização de n grande pode gerar problemas em amostras pequenas, uma vez que a estimação dos parâmetros do modelo VAR consumirá muitos graus de liberdade. No caso das variáveis serem cointegradas, deve-se alterar o sistema para considerar tal relação de longo prazo. Assim, se duas séries temporais são integradas de ordem 1 e cointegradas, tem-se um caso restrito de modelo VAR, denominado modelo vetorial com correção de erros ou modelo VEC, pode ser representado pelo sistema de equações (3) e (4) apresentado a seguir, no qual todas as variáveis são estacionárias e cointegradas, onde Δ é o operador de diferenciação, isto é, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ e $t-1$ representa a relação de cointegração ou o mecanismo de correção de erros. Para maiores detalhes pode-se recorrer a Hill *et al.* (2012) ou ao trabalho de Salles e Almeida (2017).

$$\Delta X_t = \alpha_1 + \alpha_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_3 + \alpha_4 \mu_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

A existência de relação entre variáveis não implica a existência de causalidade, ou na direção de influência entre essas variáveis. Desse modo, o teste de causalidade de Granger se tornou bastante difundido na literatura econométrica. O teste de causalidade de Granger tem como principal pressuposto: o futuro não pode causar o passado nem o presente, ou seja, se um evento Y ocorre depois de um evento X sabe-se que Y não pode causar X e não necessariamente

X causa Y . Assim, dadas duas séries temporais X_t e Y_t tem-se interesse em saber se há uma relação de precedência entre elas, ou se ocorrem simultaneamente. Essa é a essência do teste de causalidade de Granger. Para maior detalhamento pode-se recorrer ao trabalho de Maddala (1992) ou de Enders (2010). Sejam as séries temporais X_t e Y_t , o teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária X causa, no sentido de Granger, uma outra série estacionária Y se melhores predições estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao se incluir valores defasados de X aos valores defasados de Y . A estatística de teste de causalidade de Granger é um teste F , onde a hipótese nula enuncia que não há causalidade entre as variáveis analisadas, isto é, são requeridas evidências estatísticas para se concluir que há causalidade. O teste estatístico envolve a estimação de um modelo vetorial autoregressivo. Neste trabalho, foram utilizados variações ou retornos logarítmicos das variáveis selecionadas, como discriminado adiante, dadas pelo logaritmo neperiano da razão da variável no período t pela variável defasada de um período.

Quando as variáveis são cointegradas, deve-se proceder o teste de causalidade de Granger de outra forma, incorporando possíveis efeitos de longo prazo numa análise de curto prazo. Neste caso, utiliza-se o conjunto de equações relativas ao modelo VEC, ou VECM, modelo VAR com correção de erros. Na construção de um modelo VAR, ou do modelo VAR com restrição ou modelo VEC, deve-se determinar o número de variáveis defasadas do modelo. Cabe destacar que a determinação do número de defasagens é essencial no estudo da relação de causalidade. Gujarati e Porter (2011) comentam que tal estudo é altamente sensível ao número de lags utilizado. Em geral, o número de lags ou de defasagens das variáveis são determinadas utilizando-se um critério de seleção de modelos baseados na minimização da soma dos quadrados dos erros de estimação. Dentre esses critérios o proposto por Akaike, conforme apresentado em Gujarati e Porter (2011), o Critério Akaike é um dos mais difundidos. Neste trabalho o número de defasagens foi determinado a partir da construção de modelos com todas as defasagens possíveis, dentro de um limite pré-estabelecido, selecionando-se um modelo ou do número de defasagens adequado através do Critério de Akaike ou Critério AIC.

Ainda que o teste de causalidade de Granger indique que há uma relação de precedência entre duas variáveis, ele nada nos diz a respeito da intensidade deste efeito ou como essa intensidade varia para diferentes horizontes de tempo. Para atender a esse questionamento, pode-se utilizar a função impulso resposta. Hill *et al.* (2012) comentam que estudos de funções impulso resposta têm como intuito compreender os efeitos de choques aleatórios nas séries temporais. A utilização de funções impulso resposta permite avaliar os impactos que um choque em uma série temporal tem sobre ela mesma ou outras séries. Basicamente, tais funções ajudam a compreender o efeito temporal que choques nas variáveis explicativas de um modelo vetorial autoregressivo tem sobre a variável dependente (ver Enders (2010)). Como ilustração, como mostrado em Salles e Almeida (2017), seja Y_t uma série temporal descrita pelo modelo representado pela equação (5) abaixo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + v_t^y \quad (5)$$

Onde v_t^y é o termo residual e assumindo-se valor inicial nulo para essa série, podem ser avaliados os efeitos sobre essa série de um choque unitário no instante inicial, sem choques adicionais. No caso específico em que $\rho = 1$, ou seja, um processo de raiz unitária logo não estacionário, tem-se um processo de “memória infinita”, em que o efeito do choque inicial nunca

seria dissipado. Fazendo uma analogia de Física, essa situação pode ser entendida como uma perturbação sobre uma bola inicialmente em repouso em uma mesa sem atrito: a bola ficará em movimento indefinidamente. Já em casos em que $\rho < 1$, a variável sentirá inicialmente o efeito do choque, mas voltará ao valor nulo após certo período de tempo. Quanto maior ρ , maior o período de tempo necessário para dissipar totalmente o efeito do choque inicial. Para o caso de modelo VAR bivariado, tem-se as seguintes equações:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + v_t^x \quad (6)$$

$$Y_t = \sum_{k=1}^n \gamma_k X_{t-k} + \sum_{l=1}^n \delta_l Y_{t-l} + v_t^y \quad (7)$$

Salles e Almeida (2017) destacam que se tem dois possíveis choques, um em cada variável. A cada choque associam-se duas funções respostas, uma em cada variável. Tem-se, portanto, um total de quatro funções respostas relacionadas ao modelo VAR. Isso permite estudar o impacto do choque de uma variável nos valores da própria variável ou nos valores da outra variável. Em geral, o output da análise de função impulso resposta é um gráfico que mostra, em uma linha principal, o impacto estimado para cada defasagem, envolto por duas linhas pontilhadas vermelhas que consistem no intervalo de um desvio-padrão para cima e para baixo. Aceita-se que há um impacto estatisticamente relevante em certo período se o intervalo entre as linhas pontilhadas vermelhas não contiver a linha do zero naquele ponto.

3. AMOSTRA – DADOS UTILIZADOS

O cobre é negociado em diversos mercados organizados pelo mundo e, a luz da hipótese de eficiência de mercado, seus preços se relacionam apresentando comportamentos semelhantes. Se isso não acontece, o que pode ocorrer em momentos de ineficiência informacional, os mercados oferecem oportunidades para operações de arbitragem. De um modo geral, sob a hipótese de eficiência informacional de mercado, as diferenças de preços entre os mercados do cobre costumam refletir o custo de transporte entre esses mercados e mais alguma diferença dada a oferta e a demanda local. Como mencionado, anteriormente, as principais bolsas para negociação de cobre refinado estão em Londres, a LME, em Chicago, a CME, e em Shanghai, a SFE. Entre essas, a LME pode ser considerada a principal, dada sua tradição e grande volume negociado diariamente. Desse modo, as informações do preço do cobre utilizadas nesta pesquisa foram do preço do cobre negociado no mercado spot da LME e coletados no website da Bloomberg. Para se averiguar a relevância no comportamento do preço mensal do cobre negociado no mercado spot, em US\$ por tonelada, no período de janeiro de 2009 até dezembro de 2015, foram selecionadas as seguintes variáveis: a produção mensal global de cobre refinado, em milhões de toneladas; o preço spot mensal do petróleo Brent, em US\$ por barril; o preço spot mensal do alumínio, em US\$ por tonelada; estoques observáveis mensais de cobre por localidade, em milhares de toneladas; um índice de taxa de câmbio, tendo como base 100 o mês de janeiro de 2009; e a uma proxy da produção industrial global.

A seguir, são apresentados comentários sobre cada uma das seis variáveis selecionadas para este trabalho. A primeira variável selecionada se refere ao nível de produção de cobre refinado, que costuma ser considerado uma das variáveis de maior relevância para a formação de seu preço. Uma produção muito elevada pode conduzir a um excesso de cobre refinado no mercado, o que geraria pressões negativas sobre seu preço. Por outro lado, uma produção muito baixa pode deixar o mercado em déficit, o que causaria pressões positivas sobre o preço do cobre.

Os dados da produção global do cobre utilizados neste trabalho foram coletados junto ao Internacional Copper Study Group (2014), instituto que compila dados oficiais de produção de cobre dos governos de países parceiros e estima a produção de países que não possuem dados oficiais. Os dados correspondem ao volume total de cobre refinado produzido mensalmente, em milhares de toneladas.

A segunda variável diz respeito ao preço do petróleo bruto. A relação do petróleo com o cobre é observável, e se dá através dos custos de produção do metal. Quanto maior o preço do petróleo maiores são os custos: de mineração, dado o preço do combustível utilizado nas máquinas; de transporte nas operações, através da utilização de caminhões; de refino, processo intensivo em energia; e de frete, dado o transporte marítimo do metal para os mercados consumidores, notavelmente a China. Assim, quando o preço do petróleo cresce espera-se uma elevação no preço do cobre como mecanismo de transmissão de custo. Os dados referentes aos preços do petróleo utilizados nesta pesquisa foram da média mensal do preço do petróleo do tipo Brent negociado no mercado à vista de Londres, coletados no website da Bloomberg.

A terceira variável é o preço do alumínio, outra variável potencialmente relevante para o preço do cobre, uma vez que o alumínio é um metal substituto do cobre em diversas aplicações. Dessa forma, um preço mais baixo do alumínio reduz a demanda do cobre, pois estimula sua utilização em detrimento do cobre, exercendo pressão negativa sobre seu preço. Consequentemente, tem-se uma relação positiva. Assim, como no caso dos preços do cobre, a série temporal dos preços do alumínio utilizada neste trabalho é a média mensal do preço spot negociado na LME, coletados no website da Bloomberg.

Enquanto isso, a quarta variável selecionada se refere aos estoques de cobre refinado disponíveis no mundo, portanto relevantes na análise da formação do preço desse metal. Isso acontece porque estoques elevados significam que há excesso do metal no mercado, o que deveria exercer uma pressão negativa sobre os preços. Porém, nem todo o estoque de cobre disponível no mundo é rastreável. Estoques ao longo da cadeia produtiva, isto é, nas mãos de mineradores e fabricantes de produtos de cobre, por exemplo, são difíceis de mensurar com precisão. Além disso, estoques estratégicos de alguns governos são intencionalmente não divulgados. Desse modo foi utilizado como dado para o estoque global uma compilação de 4 dos principais dados oficiais de estoque pelo mundo: estoques de cobre nos armazéns das bolsas de Londres, Shanghai e Chicago, e os estoques nas chamadas *bonded warehouses* chinesas, com o cobre disponível em áreas específicas em que se considera que o metal ainda não entrou no país.

Outra variável de interesse na análise do comportamento do preço do cobre é a taxa de câmbio, que corresponde a quinta variável selecionada, cujo o impacto se dá por duas vias: poder de compra dos países consumidores e rentabilidade dos países produtores. Para um dado preço do cobre em dólares norte-americanos (US\$), um câmbio depreciado torna o metal mais caro para importação por países consumidores, desestimulando o consumo e, consequentemente, exercendo pressão baixista sobre o preço do cobre em US\$. Por outro lado, para um dado preço do cobre em dólar, um câmbio depreciado eleva a receita de países produtores que exportam o metal. Assim, foram utilizadas as taxas de câmbio de 4 países ou regiões importantes para o mercado de cobre: Novo Sol/US\$ (Peru), Peso/US\$ (Chile), Euro/US\$ (Europa) e Yuan/US\$ (China). A partir dessas quatro séries de taxas de câmbio foi construído um índice com pesos iguais a cada uma dessas taxas, normalizadas tendo base 100 em janeiro de 2009.

Por fim, a sexta variável selecionada é a outra variável de relevância considerada é a produção industrial global, outra variável de relevância considerada. Desse modo, a produção industrial utilizada é uma compilação global da produção industrial ponderada pelo nível de produção de cada país. Assim, foi utilizado um índice de produção industrial global, que tem como base 100 o ano de 2005. O peso da produção industrial de cada país ou região foi de 64,5% para regiões desenvolvidas e de 35,5% para regiões emergentes.

Tabela 1 - Resumo Estatístico das Séries Temporais das Variáveis Utilizadas

VARIÁVEL	Preço Cobre	Produção Cobre	Preço Petróleo	Preço Alumínio	Estoques Cobre	Produção Cobre	Produção Cobre
Média	7.027,18	1.706,91	87,24	1.949,10	1.033,56	93,18	117,55
Mediana	7.154,24	1.691,00	99,63	1.928,52	1.018,01	91,05	118,99
Máximo	9.880,94	2.024,20	124,93	2.667,42	1.611,10	109,19	128,57
Mínimo	3.260,36	1.395,70	37,72	1.338,06	667,13	86,94	98,76
Desvio Padrão	1.405,02	148,38	24,73	300,82	204,08	5,60	8,45
Assimetria	-0,4294	0,2007	-0,4977	0,2546	0,6340	1,2572	-0,6765
Curtose	3,2495	2,0947	1,8655	2,7693	3,2573	3,6610	2,5525
Jarque-Bera	2,7989	3,4326	7,9728	1,0936	5,8591	23,6552	7,1086
(Valor p)	(0,2467)	(0,1797)	(0,0186)	(0,5788)	(0,0534)	(0,0000)	(0,0286)
ADF	-2,8744	-1,4158	-1,1466	-2,2839	-2,3318	-0,6674	-1,535
(Valor p)	(0,1762)	(0,8462)	(0,9141)	(0,4377)	(0,4116)	(0,9718)	(0,8137)

A Tabela 1 apresenta um resumo estatístico das séries temporais utilizadas e coletadas no website da Bloomberg, com exceção da produção global do cobre que foi coletada junto ao Internacional Copper Study Group (2014). Além do resumo estatístico, a Tabela 1 apresenta os resultados do teste de normalidade e de estacionariedade das séries temporais utilizadas de modo a caracterizar os dados utilizados nesta pesquisa. Pode-se observar que aos níveis de significância de até 10% nenhuma série temporal pode ser considerada estacionária. O pressuposto de estacionariedade é fundamental para o prosseguimento da análise. Assim deve-se fazer uma transformação dos dados para tornar essas séries temporais estacionárias. Desse modo, foram calculados os retornos dos preços ou as variações logarítmicas das séries temporais originais. Esses retornos ou variações dos dados originais foram obtidos, respectivamente, através das seguintes fórmulas: $R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1})$, sendo P_t o preço no período t , ou $\Delta I_t = (\ln I_t - \ln I_{t-1})$, onde I_t corresponde ao índice no período t .

Tabela 2 - Resumo Estatístico dos Retornos e Variações das Séries Temporais Utilizadas

VARIÁVEL	Retorno Preço Cobre	Varição Produção Cobre	Retorno Preço Petróleo	Retorno Preço Alumínio	Varição Estoques Cobre	Varição Taxa de Câmbio	Varição Produção Industrial
Média	0,0042	0,0038	-0,0021	0,0006	0,0040	0,0011	0,0031
Mediana	0,0035	0,0066	0,0036	-0,0078	-0,0062	0,0007	0,0028
Máximo	0,1667	0,1148	0,1866	0,1431	0,2359	0,0277	0,0153
Mínimo	-0,1218	-0,1089	-0,2599	-0,1238	-0,1361	-0,0234	-0,0077
Desvio Padrão	0,0561	0,0399	0,0780	0,0491	0,0720	0,0115	0,0041
Assimetria	0,2533	-0,0485	-0,6483	0,3277	0,3920	0,1451	0,0954
Curtose	3,4570	4,0728	4,3420	3,0256	2,9487	2,6216	3,2202
Jarque-Bera	1,6096	4,0128	12,0434	1,4875	2,1346	0,7864	0,2936
(Valor p)	(0,4472)	(0,1308)	(0,0024)	(0,4753)	(0,3439)	(0,6749)	(0,8635)
ADF	-7,3778	-5,3953	-7,7961	-8,6813	-5,7280	-7,0027	-8,8367
(Valor p)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

A Tabela 2 apresenta um resumo estatístico das séries de retornos ou variações das informações das séries temporais utilizadas neste trabalho para estimação dos modelos estocásticos que se seguem. Pode-se observar na Tabela 2 que dentre as variáveis de preços do cobre, petróleo e alumínio que são mercadorias negociadas em mercados organizados, a maior variação dos retornos acontece com a série temporal dos preços do alumínio indicando ser o mercado desse metal o de maior volatilidade seguindo-se do cobre e do petróleo. Dentre as outras variáveis, a que se mostra mais volátil é a dos estoques de cobre, seguindo-se a produção de cobre e a taxa de câmbio, enquanto a que tem um comportamento mais estável é a variável que representa a produção industrial mundial. No que se refere ao comportamento da distribuição dos retornos ou das variações das séries temporais selecionadas para este trabalho, os coeficientes de assimetria e curtose indicam que essas séries temporais não se ajustam a uma distribuição de probabilidade normal. O que se confirma com os resultados das estatísticas do teste de Jarque-Bera e seus valores p , que indicam que a hipótese nula de distribuição normal é rejeitada para todas as novas séries, para níveis de significância usuais. No que se refere aos testes de estacionariedade, conforme esperado, a utilização dos retornos logarítmicos e as variações das séries temporais, procedimento semelhante a primeira diferença, fez com que as séries se aproximassem dessa propriedade, procedimento. Todas as séries passam a ser consideradas estacionárias, dado o valor p dos testes.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS OBTIDOS

O primeiro procedimento metodológico utilizado na análise foi o teste de cointegração de Engle-Granger. Entretanto, uma vez que todas as séries de retornos são estacionárias, a utilização do teste de cointegração de Engle-Granger pode conduzir à conclusão errônea de que eventualmente todas são cointegradas com a série de retornos do preço do cobre. Séries temporais estacionárias oscilam ao longo do tempo em torno de uma média aproximadamente constante, e com variância também aproximadamente constante. A diferença entre duas séries com essas propriedades provavelmente fornecerá uma terceira série com essas mesmas propriedades, caracterizando assim, por definição, a existência de cointegração, o que significa que o teste de cointegração de Engle-Granger deve ser aplicado a pares de séries não-estacionárias. Sendo assim, foram utilizadas as séries originais e não suas variações ou seus retornos logarítmicos. As implicações dos testes de cointegração envolvendo as séries originais são válidas também para os modelos que envolvem os retornos logarítmicos dessas mesmas séries, modelos esses que considerarão essa relação existente no contexto das séries originais.

A Tabela 3, a seguir, apresenta os resultados dos testes de cointegração para cada variável considerada na análise, sendo a série temporal dos preços do cobre dada por Y_t e X_{it} representa cada série temporal da variável i . A Tabela 3 mostra que, para níveis de significância usuais como por exemplo 10%, nenhuma série deve ser considerada cointegrada com o preço do cobre. Entretanto, várias delas possuem valor p ligeiramente superior a esse limite, tornando assim sua rejeição completa um tanto rígida. Dados o tamanho das amostras, a complexidade e as imperfeições do mercado e, possivelmente, a imperfeição de dados, deve-se reavaliar tais conclusões. É importante ter em mente que um limite de 15%, por exemplo, conduziria à conclusão de que as séries de produção de cobre e preço do alumínio são cointegradas à série de preço do cobre. A elevação desse limite para 20% acrescentaria as séries de preço do Brent e estoques a essa lista. Por fim, um nível de significância de 25% permitiria concluir que a série de taxa de câmbio também é cointegrada com a série de preço do cobre. Como conclusão, tem-se que nenhuma das séries apresenta evidências suficientes para se afirmar com segurança que exista cointegração com a série de preços do cobre.

Tabela 3 - Resultados dos Testes de Cointegração de Engle-Granger

VARIÁVEL DEPENDENTE	Preço Cobre			Série X_{it}		
	Série X_{it}	Estat. t	p-Valor	Nº lags	Estat. t	p-Valor
Produção	-2,9077	0,1452	1	-0,3247	0,9745	11
Preço Brent	-2,7422	0,1956	1	-1,4526	0,7813	2
Preço Alumínio	-2,9082	0,1449	0	-2,5790	0,2555	0
Estoques	-2,4427	0,3131	1	-2,8681	0,1564	2
Taxa de Câmbio	-2,6980	0,2109	1	-0,6989	0,9446	1
Produção Industrial	-1,9933	0,5346	1	-1,0830	0,8858	4

No que tange aos testes de causalidade de Granger, uma decisão objetiva com relação à existência ou inexistência de cointegração é necessária. Isso se deve ao fato de a existência de cointegração requerer o desenvolvimento de modelos VAR com restrição, modelos VEC ou VECM, enquanto a inexistência da mesma permite o desenvolvimento de modelos VAR, sem mecanismos de correção de erros. Dado que para todas as séries mostradas na Tabela 3, o valor p do teste de cointegração de Engle-Granger é superior a 10%, ou seja, a hipótese de cointegração não é aceita com um nível de significância de até 10%. Portanto, para implementação do teste de causalidade de Granger, todas as séries analisadas são consideradas como não cointegradas com a série de preços do cobre. Dessa maneira, não há necessidade de desenvolvimento de modelos VEC, sendo possível utilizar apenas modelos VAR simples.

Tabela 4 - Resultados dos Testes de Causalidade

Nº de Lags	Produção Cobre Est. t (valor p)	Preço Petróleo Est. t (valor p)	Preço Alumínio Est. t (valor p)	Estoques Cobre Est. t (valor p)	Taxa de Câmbio Est. t (valor p)	Produção Industrial Est. t (valor p)
1	0,153 (0,696)	0,100 (0,752)	0,004 (0,949)	0,591 (0,444)	0,885 (0,350)	0,442 (0,508)
2	0,351 (0,705)	0,156 (0,856)	2,337 (0,104)	0,796 (0,455)	1,443 (0,243)	0,847 (0,433)
3	0,065 (0,978)	0,243 (0,866)	2,102 (0,107)	1,000 (0,398)	1,811 (0,153)	1,188 (0,321)
4	0,348 (0,844)	0,498 (0,797)	2,139 (0,085)	1,448 (0,227)	1,106 (0,361)	1,372 (0,253)
5	0,428 (0,827)	0,584 (0,712)	3,373 (0,009)	1,049 (0,397)	0,731 (0,603)	1,196 (0,321)
6	0,393 (0,881)	0,526 (0,786)	3,017 (0,012)	0,995 (0,436)	1,217 (0,309)	2,050 (0,072)
7	0,323 (0,941)	0,325 (0,940)	2,199 (0,047)	0,700 (0,672)	1,201 (0,316)	2,655 (0,018)
8	0,284 (0,969)	0,321 (0,955)	2,247 (0,037)	0,558 (0,808)	1,019 (0,432)	2,561 (0,018)
9	0,312 (0,968)	0,278 (0,978)	1,897 (0,072)	0,446 (0,904)	1,021 (0,435)	2,339 (0,026)
10	0,308 (0,976)	0,594 (0,812)	1,592 (0,135)	0,459 (0,909)	0,959 (0,489)	2,059 (0,045)
11	0,307 (0,981)	0,707 (0,726)	1,615 (0,124)	0,404 (0,948)	0,933 (0,517)	1,920 (0,060)
12	0,259 (0,993)	0,806 (0,643)	1,704 (0,097)	0,352 (0,973)	0,995 (0,468)	1,817 (0,074)

Cabe observar que um dos requisitos para o desenvolvimento de modelos VAR é que as séries envolvidas sejam estacionárias. Uma vez que todas as séries de retornos logarítmicos das variáveis selecionadas são estacionárias, elas serão utilizadas sem problemas. Uma definição importante para o desenvolvimento de modelos VAR é o número de defasagens das variáveis endógenas utilizadas. Existem métodos ou critérios para definição do número dessas defasagens, um desses é a seleção de modelos pelo critério de Akaike. Entretanto, com o objetivo de não correr o risco de desconsiderar modelos eventualmente relevantes não indicados por esse critério, optou-se por desenvolver modelos com todas as defasagens até o limite de 12 meses. Os testes de causalidade de Granger foram feitos para todas as defasagens até esse limite de 12 meses selecionando-se aquele que forneceu menor valor p , isto é, aquele que apresenta maiores evidências estatísticas da existência de causalidade no sentido Granger.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger estão resumidos na Tabela 4, e adiante são apresentados comentários para os resultados obtidos para as seis variáveis selecionadas para este estudo. Ao contrário do que se esperava, no caso da primeira variável selecionada, pode-se verificar que o teste indica que não há evidências para se aceitar a hipótese da produção de cobre causar, no sentido Granger, o preço do cobre para nenhuma das defasagens testadas.

Dentre as possíveis explicações para esse resultado, duas se destacam. A primeira é que existe sim uma relação de causalidade, entretanto o preço do cobre responde de forma imediata as variações no nível de produção. Como se trata de dados mensais, foi utilizada a média mensal do preço e a informação da produção mensal, um tempo de resposta consideravelmente inferior a um mês não foi devidamente assimilado. Os valores p para defasagens de 1 e 2 meses consideravelmente menores, ainda que elevados, podem reforçar a hipótese de que o tempo de resposta do preço do cobre à produção é pequeno. A segunda possibilidade é a produção de cobre não apresentar uma relação de precedência temporal com o preço do metal, ou a demanda consistir em um driver para os preços do metal e não a oferta, sendo a oferta reativa ao preço e não o inverso.

No que se refere ao do preço do petróleo, a segunda variável selecionada, não se tem evidências desta variável causar o preço do cobre. A expectativa era de que existisse essa relação de causalidade através dos custos de produção: quando o preço do petróleo sobe, os custos de produção de cobre sobem e, assim, haveria um repasse dessa elevação de custos ao preço final. Essa transmissão da elevação do custo de produção para o preço final é comum em mercados em que existe diferenciação de produto.

No caso do cobre, o preço final é dado no âmbito internacional como um espelho do balanço entre oferta e demanda. O produtor tem pouca ou quase nenhuma influência sobre o preço. Assim, uma possível explicação para a ausência de causalidade entre preços do petróleo e do cobre é que essa transmissão não é necessária ou não é possível: os produtores podem tentar repassar alterações em seus custos para o preço final, mas não conseguem porque o que dita o preço da commodity são as dinâmicas de oferta e demanda.

Para o alumínio, a terceira variável selecionada, a relação de causalidade de Granger foi identificada para diversas defasagens ao nível de significância de 10%. Sendo de maior probabilidade ou mais provável aquela com 5 meses de defasagem, quando as evidências da relação de causalidade de Granger entre os preços do alumínio e do cobre são fortíssimas, ou seja, tem uma alta probabilidade com valor p menor que 1%. Essa análise temporal será avaliada em maiores detalhes posteriormente, na análise dos resultados da função de impulso resposta.

Em relação a quarta variável selecionada para este estudo, ou em relação aos estoques, o modelo que apresentou melhor resultado foi o com 4 meses de defasagem. Nesse modelo, foi verificado um valor p de 22,7%, que é um valor que indica que a relação com o preço do cobre não é desprezível, mas também não é suficiente para que possamos afirmar com segurança que tal relação existe. Isso sugere que os dados utilizados não são integralmente representativos dos estoques globais. De fato, o ICSG estima que os estoques de cobre na London Metal Exchange

(LME), Shanghai Futures Exchange (SHFE), Chicago Mercantile Exchange (CME) as *bonded warehouses* chinesas consistam em aproximadamente 60% dos estoques globais de cobre. A dificuldade em se acessar estoques fora dessas localidades uma análise definitiva dessa variável.

A causalidade da taxa de câmbio, a quinta variável selecionada, apresentou um valor p de 15,3% para a defasagem de 3 meses. Como aconteceu com a variável estoques, esse valor indica que há evidências de que existe a relação de causalidade da taxa de câmbio no preço do cobre, entretanto com significância estatística acima de 10%, o que não permite se aceitar a relação de causalidade de Granger. Pode-se supor que a inclusão ao índice de câmbio de outras moedas relevantes possivelmente resultaria na aceitação da causalidade com maior confiança. Por fim, a sexta variável ou a produção industrial apresentou fortes evidências de que a causalidade do preço do cobre, com valor p de 1,8% para o modelo VAR com defasagem de 7 meses. Essa relação era amplamente esperada uma vez que a produção industrial é uma boa proxy para a demanda de cobre.

A interpretação desses modelos VAR é complementada pela análise de função impulso resposta. Como observado anteriormente, na Seção 2 que trata da metodologia, nos gráficos de impulso resposta a linha central contínua indica o impacto estimado em cada período de tempo, enquanto que as linhas laterais pontilhadas correspondem a um intervalo de mais ou menos um desvio padrão. Aceita-se a existência do impacto estimado em cada período, em geral, quando o intervalo não contém o zero, ou seja, quando a existência desse impacto é aceita para variações de até um desvio padrão para cada lado. O valor de cada ponto representa o impacto, em unidades de retorno logarítmico, sobre a variável resposta em todos os casos, o preço do cobre e causado por uma variação de uma unidade no retorno da variável de impulso. Além disso, nos gráficos apresentados nas Figuras de 1 a 6 o período t corresponde a uma defasagem de $t - 1$. Isso ocorre porque o instante denominado 1, no gráfico corresponde na realidade ao instante 0. Por isso, os gráficos contém 13 pontos e não 12.

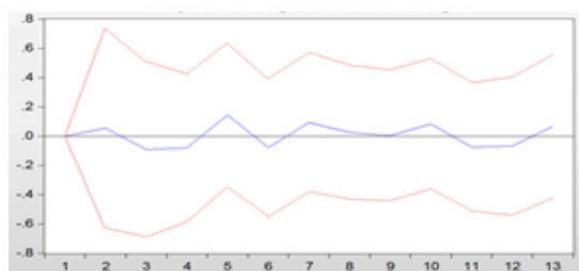


Figura 1 - FIR – Produção sobre Preço do Cobre

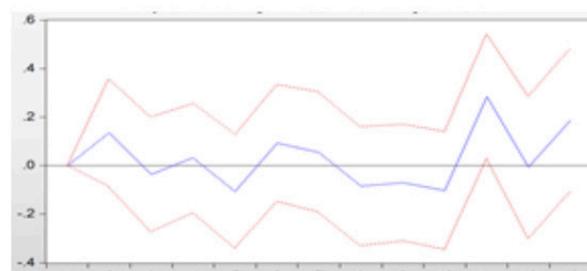


Figura 2 - FIR – Preço do Brent sobre o do Cobre

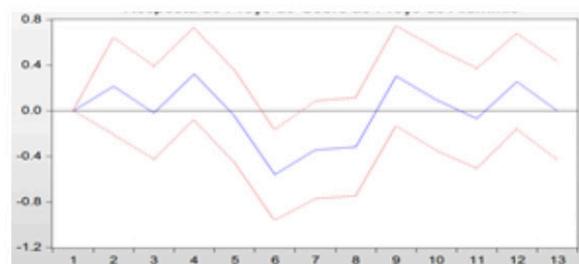


Figura 3 - FIR – Preço Alumínio sobre o do Cobre

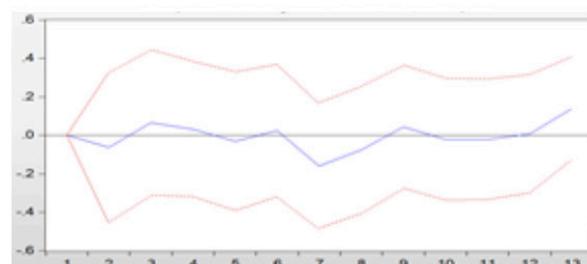


Figura 4 - FIR – Estoques sobre o Preço do Cobre

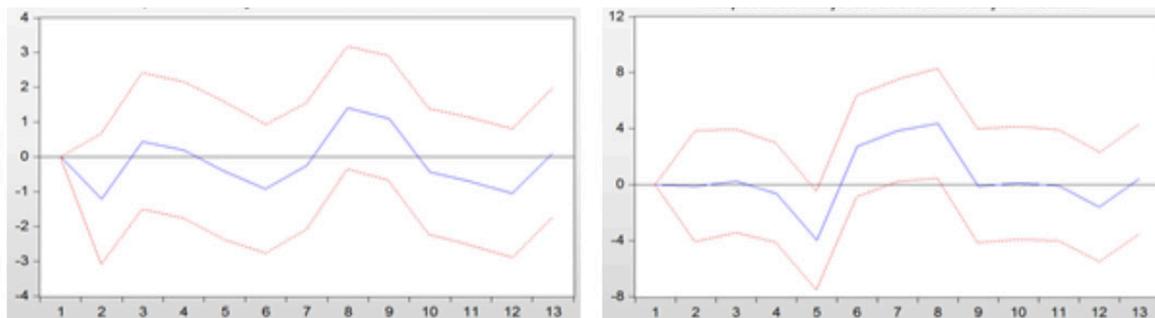


Figura 5 - FIR Taxa de Câmbio sobre Preço do Cobre **Figura 6** - FIR Produção Ind. sobre o Preço do Cobre

A Figura 1 mostra que não há impacto relevante da produção sobre o preço do cobre para nenhum período considerado, o que está de acordo com os resultados sugeridos pela análise de causalidade de Granger e pelo modelo VAR estimado. Enquanto na Figura 2 a função impulso resposta do preço do petróleo sobre o preço do cobre forneceu resultado diferente do sugerido pela análise de causalidade de Granger. A análise de causalidade sugeriu que não há relação relevante do preço do petróleo com o preço do cobre, o impulso resposta indica que há um impacto positivo sobre o preço do cobre com defasagem de 10 meses. O que corrobora com o modelo VAR estimado em que o único coeficiente estatisticamente significativo, foi o preço do Brent com defasagem de 10 meses.

Assim, ao contrário do que indicou o teste de causalidade de Granger, pode-se inferir que existe um efeito positivo do preço do petróleo sobre o preço do cobre, isto é, uma elevação do preço do Brent gera uma elevação do preço do cobre após 10 meses. Período de tempo necessário para a transmissão da alteração de custo ao preço. Deve-se observar, também, que tanto a análise de função impulso resposta quanto o modelo VAR estimado anteriormente indicam uma transmissão de 29%, isto é, uma unidade de variação no retorno logarítmico do Brent gera, 10 meses depois, uma variação de 0,29 unidade no retorno logarítmico do preço do cobre.

No que se refere ao preço do alumínio, a análise da função impulso resposta indica que há um impacto estatisticamente relevante sobre o preço do cobre após 5 meses, o que está de acordo com o resultado da análise de causalidade de Granger. A Figura 3 e o modelo VAR estimado anteriormente indicam que esse efeito é negativo, ao contrário do que era inicialmente esperado em função do possível efeito substituição entre o cobre e o alumínio em algumas aplicações: quando o preço do alumínio sobe, espera-se um movimento de substituição pelo cobre, elevando assim o preço do cobre. A análise da função impulso resposta e o modelo VAR estimado indicam o contrário.

No que diz respeito aos estoques, a análise da função impulso resposta apresenta resultados semelhantes aos dos testes de causalidade de Granger, ou seja, que não há impacto estatisticamente significativo sobre o preço do cobre como mostra o gráfico da Figura 4. Entretanto, o modelo VAR indicou que há sim efeito estatisticamente significativo para defasagens de 2 e 3 meses, sendo o mais relevante deles a defasagem de 3 meses. Seu efeito é negativo, conforme esperado: uma alteração positiva em uma unidade de retorno dos estoques gera um impacto negativo de -0,39 unidade sobre o preço do cobre.

Como no teste de causalidade de Granger, a análise de função impulso resposta sugere que não há impacto relevante da taxa de câmbio sobre o preço do cobre, como mostra a Figura 5 adiante. Enquanto o modelo VAR sugere que a taxa de câmbio exerce um impacto relevante sobre o preço do cobre com defasagem de 3 meses. O coeficiente negativo de -1,18 mostra como esperado essa relação é inversa. Quando o índice de câmbio aumenta, ou seja, quando o dólar se fortaleceu frente outras moedas do índice passando a valer mais unidades dessas moedas. Moedas depreciadas elevam a lucratividade de países produtores de cobre

que exportam o metal e encarece o cobre para países importadores do metal, o que estimula a oferta e retrai a demanda exercendo assim pressão negativa sobre as cotações do cobre.

A análise de função impulso resposta para a produção industrial se assemelha com a do teste de causalidade de Granger, quando o impacto de maior relevância sobre o preço do cobre ocorre com 7 meses de defasagem, como mostra o gráfico apresentado na Figura 6. Como esperado, trata-se de um impacto positivo: uma produção industrial global crescente sugere maior fabricação de produtos, componentes e fios de cobre, logo uma demanda maior pelo metal refinado, o que exerceria pressões positivas sobre o preço do cobre.

Além disso, a função impulso resposta apresenta resultados análogos aos do modelo VAR sobre a presença de outras defasagens relevantes com defasagens de 4 meses, ocorre um impacto inicial negativo sobre o preço de cobre e com defasagens de 6 meses há um impacto positivo precedendo o principal efeito que ocorre aos 7 meses de defasagem. Deve-se destacar a grande intensidade estimada para o impacto da produção industrial sobre o preço do cobre após 7 meses, aproximadamente 4 vezes maior que a variação na produção industrial.

A seguir na Seção 5 são apresentados os comentários e as considerações finais do trabalho.

5 COMENTÁRIOS E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo central identificar variáveis relevantes para a formação do preço do cobre no mercado internacional. O trabalho apresentado mostra que este objetivo foi atingido.

Para se atingir o objetivo aqui mencionado foram selecionadas variáveis candidatas e realizados testes estatísticos e análises com o intuito de se verificar a existência de relevância, ou de significância estatística, de cada uma dessas variáveis em testes de cointegração. E através da construção de modelos vetoriais autoregressivos foram verificadas as hipóteses de causalidade e analisadas funções impulso resposta.

Dentre as variáveis relevantes para precificação do cobre no mercado internacional, a produção industrial foi a variável de maior relevância apresentando evidências em todos os testes realizados de que seu impacto sobre o preço do cobre é significativo. O preço do alumínio e do próprio cobre defasado, também, se mostraram relevantes nas inferências realizadas, entretanto seus respectivos impactos são bem mais fracos e irregulares do que o da produção industrial global. As variáveis estoques, preço do petróleo e taxa de câmbio mostraram-se relevantes em algumas análises, porém em outras isso não ocorreu. Dessa forma não se pode afirmar com segurança serem essas variáveis determinantes na precificação do cobre, embora não devam ser descartadas em outras análises ou futuras pesquisas. Enquanto, dadas as hipóteses verificadas, a variável produção de cobre não apresentou indícios que permitam inferir ser esta variável relevante para precificação do cobre no mercado internacional.

Deve-se observar que os resultados obtidos estão vinculados a amostra utilizada, e por conseguinte, as séries temporais das variáveis estoques e taxa de câmbio, que foram obtidas com limitações, tem resultados que devem ser vistos com ressalvas. No que se refere a variável produção de cobre o resultado obtido aponta que essa variável é causada pelo preço mas a recíproca não acontece.

Além disso, os resultados obtidos neste trabalho podem ser utilizados como base para construção de modelos estocásticos para precificação do preço do cobre, assim como, para o desenvolvimento de outros estudos que procurem estudar o comportamento do preço do cobre e suas perspectivas. Em trabalhos futuros, deve-se verificar se outras variáveis são relevantes para a precificação do cobre, assim como, a implementação de outras metodologias e amostras que possam contribuir para o esclarecimento do tema aqui tratado.

ANALYSIS OF THE RELEVANT VARIABLES FOR THE DETERMINATION OF COPPER PRICE IN THE INTERNATIONAL MARKET

ABSTRACT: The purpose of this work is to identify variables relevant to the copper price formation process in the international market. Thus, hypothesis statistical tests and other statistical procedures were carried out to verify the historical relevance and the intensity of the impact of selected variables on the copper price. Among these variables, the global industrial production and the aluminum price in the international market presented the greatest evidence of being relevant to the formation of the copper price in the international market. In addition, the results obtained suggest that the copper stocks, exchange rate and crude oil price variables should be also considered. The information used in this research was monthly data from January 2009 to December 2015.

KEYWORDS: Copper Price. Cointegration. Causality. Impulse Response Function.

Originais recebidos em: 27/11/2018
Aceito para publicação em: 15/07/2020

REFERÊNCIAS

- ALFARO, R., MEDEL, C., MORENO, C. An Analysis of the Impact of External Financial Risks on the Sovereign Risk Premium of Latin American Economies. **Revista de Análises Económico**, vol. 32. n. 2, pp. 131-153, 2017.
- CERDA, R. **Market power and primary commodity prices: the case of copper**. Department of Economics, Pontificia Universidad Católica de Chile, 2005.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3th Edition, John Wiley & Sons, New York, 2010.
- ENGLE, R., GRANGER, C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, vol. 55, n. 2, pp. 251-276, 1987.
- GARCÍA-CICCO J., MONTERO R. **Modeling copper price: a regime-switching approach**. Documento de Trabajo No. 32 de la Escuela de Economía “Francisco Valsecchi” de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Católica Argentina, 2011.
- GRANGER, C. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, 37, pp. 424-438, 1969.
- GUJARATI, D., PORTER, D. **Basic Econometrics**. 4th Edition, The McGraw-Hill Companies, New York, 2011.
- HILL R., GRIFFITHS W., LIM G. **Principles of Econometrics**. 4th Edition, John Wiley & Sons, New York, 2012.
- INTERNATIONAL COPPER STUDY GROUP. **The World Copper Factbook 2014**. Lisbon, 2014.
- MADDALA, G. **Introduction to Econometrics**. 2nd Edition, Macmillan Publishing Company, New York, 1992.
- SALLES A. A., ALMEIDA P. H. A. The Crude Oil Price Influence on the Brazilian Industrial Production. **Open Journal of Business and Management**, 5, pp. 401-414, 2017.
- SIMS, C. A. Money, Income and Causality. **American Economic Review**, 62, pp. 540-552, 1972.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, 48, pp. 1-48. (1980).
- STÜRMER M.(a). **150 years of boom and bust: what drives mineral commodity prices?** Institute for International Economic Policy (IIW) – University of Bonn, 2013.
- STÜRMER M.(b). **Industrialization and the Demand for Mineral Commodities**. Bonn Graduate School of Economics, Department of Economics, University of Bonn, 2013.