



## **FORMAÇÃO DO PREÇO DO COBRE NO MERCADO INTERNACIONAL: UMA ANÁLISE ECONOMETRICA PARA SELEÇÃO DE VARIÁVEIS RELEVANTES**

**André Assis de Salles**

Universidade Federal do Rio de Janeiro  
Centro de Tecnologia – Bloco F – sala F 101 – Ilha do Fundão – Rio – Brasil  
e-mail: [as@ufrj.br](mailto:as@ufrj.br)

**Raphael Sebastian de Andrade Magrath**

Universidade Federal do Rio de Janeiro  
e-mail: [sebastian@poli.ufrj.br](mailto:sebastian@poli.ufrj.br)

**Matheus Manzani Malheiros**

Universidade Federal do Rio de Janeiro  
e-mail: [matheusmalheiros@poli.ufrj.br](mailto:matheusmalheiros@poli.ufrj.br)

### **RESUMO**

O presente trabalho tem por propósito identificar variáveis relevantes ao processo de formação do preço do cobre no mercado internacional. Para tal fim, serão utilizados diversos testes de hipóteses e ferramentas estatísticas que auxiliam na identificação de relevância histórica, além da mensuração da intensidade do impacto de cada variável sobre o preço do cobre em diversos horizontes temporais. Ao final, será estimado um modelo de regressão que visa compreender o efeito conjunto das séries temporais consideradas. A produção industrial global e o preço do alumínio apresentaram as maiores evidências de que são relevantes para a formação do preço do cobre. Os resultados obtidos sugerem que os estoques de cobre, taxa de câmbio e preço do petróleo também devem ser considerados.

**PALAVRAS CHAVE.** Preço do Cobre, Cointegração, Causalidade, Função Impulso Resposta.

**PO na Área de Estatística, Gestão Financeira, PO na Indústria.**

### **ABSTRACT**

The purpose of this work is to identify variables that are relevant to the copper price setting in the international market. To this end, various hypothesis tests and statistical tools that help to identify historical relevance will be applied, in addition to measuring the intensity of the impact of each variable on the copper price on several time horizons. At the end, a regression model that aims to assess the combined effect of the considered time series will be estimated. The global industrial production and the aluminum price showed the greatest evidences of being relevant to the copper price. The results suggest that copper inventories, foreign exchange rates and crude petroleum price should also be considered.

**KEYWORDS.** Copper Price, Cointegration, Causality, Impulse Response Function.

**OR in Statistics, Financial Management, OR in Industry.**



## 1. Introdução

Mercadoria da categoria metal, 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 e por agentes do mercado financeiro, uma vez ser o preço do cobre um dos indicadores avançados da economia global, ou seja, as oscilações do preço do cobre ajudam a identificar tendências macroeconômicas. Desse modo, existe uma relação entre o preço do cobre e indicadores relevantes da atividade econômica global.

Presente na cadeia de produção de produtos industriais, em especial, em equipamentos da indústria eletroeletrônica, indústria de informática do setor de transporte, através da produção de veículos automotores, a utilização do cobre é bastante difundida entre diversos setores e indústrias, principalmente, devido à sua durabilidade, usabilidade e habilidade de ser moldado com alta precisão e tolerância. Podem ser citados como exemplos engrenagens, rolamentos e pás de turbinas. Além disso, sua capacidade de condução térmica e resistência a ambientes extremos permite sua utilização em equipamentos de troca de calor, vasos de pressão e tanques. Assim, a demanda de cobre significa a 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. Atualmente, o cobre é utilizado em equipamentos de 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. O cobre é negociado entre os diversos agentes do mercado em diversos estados, dentre outros, refinado, concentrado, blister e scrap. Sendo o cobre refinado a referência do preço do cobre negociado nas suas diversas formas. É nesse estado que o cobre é negociado nos diversos mercados internacionais organizados, e os preços praticados nesses mercados são as referências para estabelecimento dos preços nas negociações de cobre refinado, e em outros estados. 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. Deve se destacar, também, a Chicago Mercantile Exchange (CME) que é uma bolsa de grande importância para a negociação do cobre, e a Shanghai Futures Exchange (SHFE) que vem se tornando uma bolsa importante no cenário global, com a crescente participação chinesa nos mercados de metais em geral.

Como observa Stürmer (2013(a)), ter conhecimento das oscilações do preço do cobre é importantíssimo para países cuja economia depende significativamente das importações ou das exportações desse metal, como é o caso do Chile. Esse conhecimento também é de extrema importância para as empresas mineradoras, responsáveis por tirar o metal do solo para posterior consumo. Entender os movimentos no preço do cobre também é de extremo valor para todos os agentes do mercado. Uma vez que permite aos produtores definir estratégias de *hedge*. Enquanto permitem aos especuladores ganho de lucros nas operações financeiras.

Dada a importância desta *commodity* para atividade econômica, muitas pesquisas relacionadas aos preços do cobre praticados no mercado internacional têm sido realizadas por acadêmicos e participantes diretos do mercado internacional de metais e, em particular, do cobre. Muitos estudos e pesquisas foram elaborados para avaliar variáveis e indicadores relevantes para a formação do preço do cobre no mercado internacional. Dentre esses trabalhos podemos destacar o de Cerda (2005), o de García-Cicco e Montero (2011), o de Stürmer (2013(b)) e desenvolvido por Zhang *et al.* (2015).

Este trabalho tem por objetivos identificar e avaliar e quantificar as relações existentes entre o preço do cobre e algumas das variáveis potencialmente relevantes para o processo de formação do preço do cobre no mercado internacional. Dentre essas variáveis podemos relacionar: 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 artigo apresenta na Seção 2 a abordagem metodológica adotada para o desenvolvimento da pesquisa. Seguida da apresentação da amostra ou dos dados utilizados, na Seção 3. Na Seção 4 são relacionados a análise dos resultados obtidos. E, por fim, a Seção 5 apresenta a conclusão e comentários finais do trabalho.

## 2. Abordagem Metodológica

Inicialmente, de modo a caracterizar as séries temporais envolvidas neste trabalho, foram verificados os pressupostos de estacionariedade e de normalidade, respectivamente, por meio dos testes de Dickey-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. Além disso, esses modelos são fundamentais para o estudo da causalidade das variáveis e de modelos econométricos que representem a relação causal das variáveis selecionadas com o preço ou a variação do preço do cobre no mercado internacional. Por fim foram conduzidas análises da função impulso-resposta, com o intuito de mensurar a eventual causalidade verificada em diversos horizontes temporais, uma vez que o presente estudo procura verificar, principalmente, a precedência temporal entre as variáveis

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) e afirma 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 então a estacionariedade. Como observado por Gujarati (2004), duas séries são ditas cointegradas se possuírem uma relação ou equilíbrio de longo prazo. Se as variáveis são cointegradas, evita-se uma regressão espúria. A hipótese nula do teste de Engle-Granger enuncia que as séries não são cointegradas. O teste de estacionariedade utilizado neste trabalho foi o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), o mesmo usado para verificação da hipótese de cointegração.

Os modelos vetoriais autoregressivos, ou 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 (2004), 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. Caso isso não ocorra, utiliza-se 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  $I(n)$ . Vale notar, entretanto, que 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, como observam Salles e Almeida (2017). 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  $\Delta$  é o



operador de diferenciação, isto é,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ . Para maiores detalhes pode-se recorrer 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 indica a 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 que: 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). 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, rejeitando-se a hipótese nula. O teste envolve a estimação de um modelo vetorial autoregressivo. Neste trabalho, foram utilizados os retornos logarítmicos das variáveis selecionadas e analisadas. 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, o que é a essência da cointegração. Neste caso, utiliza-se o conjunto de equações relativas ao modelo VEC. Cabe destacar que a determinação do número de defasagens é essencial no estudo da relação de causalidade. Gujarati (2004) comenta que tal estudo é altamente sensível ao número de *lags* utilizado. 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.

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, e como essa intensidade varia para diferentes horizontes de tempo. Para atender a essa necessidade, pode-se utilizar a função impulso resposta. Hill *et al.* (2008) 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 com a 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  $\rho$ , 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 em geral se relacionam. E em momentos de ineficiência informacional dos mercados oferecem oportunidades para operações de arbitragem. Assim, em geral, as diferenças de preços entre os mercados do cobre costumam refletir o custo de transporte entre esses mercados e mais alguma diferença fruto de oferta e demanda local. Como mencionado anteriormente, principais bolsas para negociação de cobre refinado estão em Londres, a London Metal Exchange -- LME, em Shanghai, a Shanghai Futures Exchange -- SFE, e a de Chicago, a Chicago Mercantile Exchange -- CME. Entre essas, a LME pode ser considerada a principal, dada sua tradição e grande volume negociado diariamente. Assim, as informações do preço do cobre utilizadas nesta pesquisa foram do preço do cobre negociado no mercado *spot* da LME, coletados no *web-site* da Bloomberg. As variáveis selecionadas 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: a produção mensal global de cobre refinado, em milhões de toneladas; preço *spot* mensal do petróleo Brent, em dólares por barril; preço *spot* mensal do alumínio, em dólares por tonelada; estoques observáveis mensais de cobre por localidade, em milhares de toneladas; índice de taxa de câmbio, tendo como base 100 o mês de janeiro de 2009; e a uma *proxy* da produção industrial global.

O nível de produção de cobre refinado 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 utilizados neste trabalho foram coletados junto ao International Copper Study Group (ICSG), 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 relação do petróleo com o cobre é notável, 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. Esses dados foram coletados no *web-site* da Bloomberg. O preço do alumínio é 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 do cobre, a série temporal dos preços do alumínio utilizada neste trabalho é a média mensal do preço *spot* negociado na LME. Os estoques de cobre refinado disponíveis no mundo também são relevantes na análise da formação do preço do metal. Isso acontece porque estoques elevados significam que há excesso de metal no mercado, o que deveria exercer uma pressão negativa sobre os preços. Infelizmente, 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. Dessa forma, foi utilizada como dado de 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, que se trata do 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, 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 dólar, 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 dólar. 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 de extrema relevância 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 que atribui pesos iguais a cada uma delas, normalizadas a uma base 100 em janeiro de 2009. Por fim, outra variável de relevância considerada é a produção industrial global. Desse modo, a informação sobre a produção industrial utilizada é uma compilação global de 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	Taxa de Câmbio	Produção Industrial
<i>Média</i>	7.027,18	1.706,91	87,24	1.949,10	1.033,56	93,18	117,55
<i>Mediana</i>	7.154,24	1.691,00	99,63	1.928,52	1.928,52	91,05	118,99
<i>Máximo</i>	9.880,94	2.024,20	124,93	2.667,42	1.611,10	109,19	128,57
<i>Mínimo</i>	3.260,36	1.395,70	37,72	1.338,06	667,13	86,94	98,76
<i>Desvio Padrão</i>	1.405,02	148,38	24,73	300,82	204,08	5,60	8,45
<i>Assimetria</i>	-0,4294	0,2007	-0,4977	0,2546	0,6340	1,2572	-0,6765
<i>Curtose</i>	3,2495	2,0947	1,8655	2,7693	3,2573	3,6610	2,5525
<i>Jarque-Bera</i>	2,7989	3,4326	7,9728	1,0936	5,8591	23,6552	7,1086
<i>(Valor p)</i>	(0,2467)	(0,1797)	(0,0186)	(0,5788)	(0,0534)	(0,0000)	(0,0286)
<i>ADF</i>	-2,8744	-1,4158	-1,1466	-2,2839	-2,3318	-0,6674	-1,535
<i>(Valor p)</i>	(0,1762)	(0,8462)	(0,9141)	(0,4377)	(0,4116)	(0,9718)	(0,8137)
<i>Nº de Lags</i>	1	24	1	0	12	2	0

A Tabela 1, acima, apresenta um resumo estatístico das séries temporais utilizadas, procurando assim caracterizar os dados utilizados nesta pesquisa. Além do resumo estatístico a Tabela 1 apresenta os resultados do teste de normalidade e de estacionariedade das séries temporais utilizadas nesta pesquisa. Pode-se observar que para níveis de significância usuais, até 10%, nenhuma das séries pode ser considerada estacionária. Uma vez que o pressuposto de estacionariedade é fundamental para o prosseguimento da análise, é usual fazer uma transformação dos dados, de forma a tornar as séries estacionárias. Assim foram calculados os retornos ou variações logarítmicas das séries temporais originais, que são obtidos conforme a



fórmula:  $(\ln P_t - \ln P_{t-1})$ , sendo  $P_t$  o preço no período  $t$ , ou  $(\ln I_t - \ln I_{t-1})$ , onde  $I_t$  corresponde ao índice no período  $t$ .

**Tabela 2: Resumo Estatístico das Variações Séries Temporais Variáveis Utilizadas**

Variável	Preço Cobre	Produção Cobre	Preço Petróleo	Preço Alumínio	Estoques Cobre	Taxa de Câmbio	Produção Industrial
<i>Média</i>	0,0042	0,0038	-0,0021	0,0006	0,0040	0,0011	0,0031
<i>Mediana</i>	0,0035	0,0066	0,0036	-0,0078	-0,0062	0,0007	0,0028
<i>Máximo</i>	0,1667	0,1148	0,1866	0,1431	0,2359	0,0277	0,0153
<i>Mínimo</i>	-0,1218	-0,1089	-0,2599	-0,1238	-0,1361	-0,0234	-0,0077
<i>Desvio Padrão</i>	0,0561	0,0399	0,0780	0,0491	0,0720	0,0115	0,0041
<i>Assimetria</i>	0,2533	-0,0485	-0,6483	0,3277	0,3920	0,1451	0,0954
<i>Curtose</i>	3,4570	4,0728	4,3420	3,0256	2,9487	2,6216	3,2202
<i>Jarque-Bera</i>	1,6096	4,0128	12,0434	1,4875	2,1346	0,7864	0,2936
<i>(Valor p)</i>	(0,4472)	(0,1308)	(0,0024)	(0,4753)	(0,3439)	(0,6749)	(0,8635)
<i>ADF</i>	-7,3778	-5,3953	-7,7961	-8,6813	-5,7280	-7,0027	-8,8367
<i>(Valor p)</i>	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
<i>Nº de Lags</i>	0	5	0	0	6	0	0

A Tabela 2, acima, apresenta um resumo estatístico das séries de retornos ou variações das informações das séries temporais utilizadas neste trabalho. Pode-se observar na Tabela 2 que as estatísticas de Jarque-Bera e as probabilidades associadas aos valores p 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 das séries favoreceu com que se aproximassem dessa propriedade. 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. Uma vez que todas as séries de retornos são estacionárias, a utilização do teste de cointegração de Engle-Granger com conduzirá erroneamente à conclusão de que eventualmente todas são cointegradas com a série de retornos do preço do cobre. Séries 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. Isso 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 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.

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

Variável Dependente	Preço Cobre			Série $X_{it}$		
	Estat. t	p-Valor	Nº lags	Estat. t	p-Valor	Nº lags
Série $X_{it}$						
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

A Tabela 3, acima, 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 imperfeições de mercado e, possivelmente, 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. Ao mesmo tempo, as evidências apresentadas pelas séries de produção de cobre, preço do Brent, preço do alumínio, estoques e taxa de câmbio não são suficientemente fracas para se descartar completamente a existência de cointegração com a série de preços do cobre. Apenas a série de produção industrial parece permitir que não se rejeite a hipótese de não cointegração com a série de preços do cobre.

Essa análise é válida para fins de uma avaliação inicial dos resultados obtidos. Entretanto para a análise seguinte, 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 VEC, enquanto a inexistência da mesma permite o desenvolvimento de modelos VAR. Neste caso, costuma-se desconsiderar a existência de cointegração para as situações em que o valor  $p$  do teste de cointegração de Engle-Granger é superior a 10%. Assumir a existência de cointegração em um teste cujo valor  $p$  é de 20%, por exemplo, significa aceitar uma probabilidade de 20% de que essa suposição esteja errada, o que é um valor elevado. Portanto, para fins da realização do teste de causalidade de Granger, todas as séries analisadas são consideradas como não cointegradas com a série de preços do cobre. Assim, 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	Preço Petróleo	Preço Alumínio	Estoques Cobre	Taxa de Câmbio	Produção Industrial
	Est. t (valor p)	Est. t (valor p)	Est. t (valor p)	Est. t (valor p)	Est. t (valor p)	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)

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 que tragam 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, mostrada anteriormente. Os valores destacados na Tabela 4 se referem à defasagem escolhida para cada série, que corresponde à de menor valor  $p$ . A exceção é a série de produção, cujo menor valor  $p$  foi o observado com defasagem de 1 mês, entretanto foi selecionada a defasagem de 2 meses por ter uma estatística  $F$  consideravelmente maior. Curiosamente o teste indica que não há evidências para se acreditar que a produção de cobre cause, 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 a variações no nível de produção. Uma vez que na presente análise foi utilizada a média mensal do preço e o dado existente de produção é de frequência mensal, um tempo de resposta consideravelmente inferior a um mês não é devidamente captado. O fato dos valores  $p$  dos modelos com menores defasagens, de 1 e 2 meses, serem consideravelmente menores do que todos os outros, mesmo que ainda sejam bastante elevados, reforça essa hipótese de que o tempo de resposta do preço do cobre à produção é pequeno. Outra possibilidade é a produção de cobre não apresentar uma relação de precedência temporal com o preço do metal. Alguns analistas defendem que é a demanda quem consiste 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, também, 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 em âmbito internacional como um espelho do balanço entre oferta e demanda, ou seja, 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 relação de causalidade de Granger foi identificada para diversas defasagens, sendo a mais notável aquela com 5 meses. Essa análise temporal será avaliada em maiores detalhes posteriormente, na análise de impulso resposta. Nesse ponto, nota-se que as evidências da relação de causalidade de Granger entre os preços do alumínio e do cobre são fortíssimas:  $p$ -valor menor que 1%. Em relação aos estoques, o modelo que apresentou melhor resultado foi o com 4 meses de defasagem. Nesse modelo, foi verificado um  $p$ -valor 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) e *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 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%. Resultado que não descaracterizada só não descaracteriza a relação de causalidade de Granger, entretanto é válido conjecturar que a inclusão ao índice de câmbio de outras moedas relevantes possivelmente resultaria na aceitação da causalidade com maior confiança. Por fim, 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.

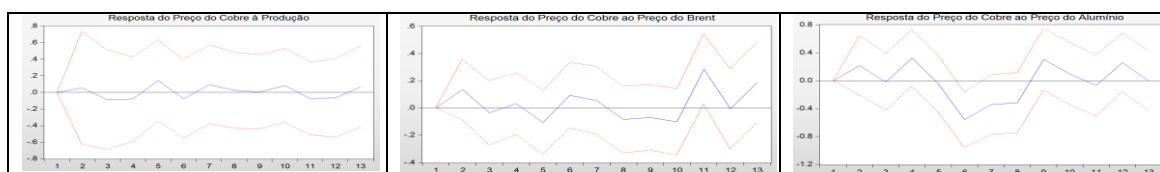


Foram estimados modelos VAR envolvidos em cada série, apenas a equação em que o preço do cobre é a variável dependente. Não são exatamente os modelos utilizados pelo teste de causalidade de Granger, que considera todas as defasagens existentes até o limite estipulado; por exemplo: a defasagem de 3, na Tabela 4, considera como variáveis explicativas as séries defasadas em 1, 2 e 3 meses. Nos modelos VAR foram excluídas as variáveis que não apresentam significância estatística, ou seja, variáveis que acrescentam muito ruído ao modelo. Na realidade, o procedimento realizado consistiu em retirar, uma a uma, as variáveis de menor significância estatística no modelo, até o momento em que a retirada de uma variável não relevante eliminasse a significância estatística de uma variável previamente importante. O objetivo desse procedimento é refinar o modelo VAR para obter coeficientes mais precisos mas sem perder variáveis relevantes.

A interpretação desses modelos VAR é facilitada e 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. Em geral, aceita-se a existência do impacto estimado em cada período 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. A Figura 1, a seguir, mostra que não há impacto relevante sobre o preço do cobre para nenhum período considerado, o que está em linha com os resultados sugeridos pela análise de causalidade de Granger e pelo modelo VAR estimado, que não atribui relevância estatística à variável de produção de cobre, com qualquer defasagem, como explicativa para o preço do metal. Enquanto a função impulso resposta do preço do petróleo sobre o preço do cobre forneceu resultado diferente do sugerido pela análise de causalidade de Granger. Enquanto a análise de causalidade sugeriu que não há relação relevante, o impulso resposta indica que há um impacto positivo sobre o preço do cobre com defasagem de 10 meses, como o mostra a Figura 2. 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. Possivelmente, trata-se do 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. Em relação 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 metal vermelho. A análise de impulso-resposta e o modelo VAR estimado indicam o contrário. No que se refere 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



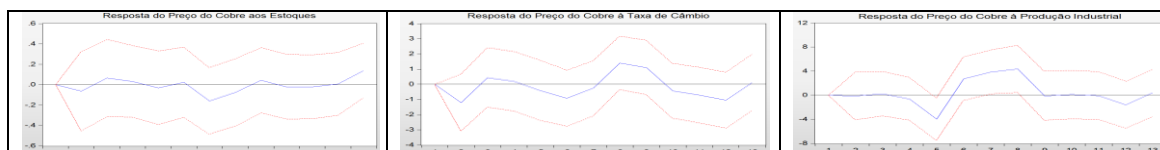
cobre. Como no teste de causalidade de Granger, a análise de função impulso resposta sugere que não há impacto relevante da taxa de câmbio sobre o preço do cobre para o nível de significância adotado, como mostra a Figura 5, adiante. Enquanto o modelo VAR sugere que a taxa de câmbio exerce um impacto relevante sobre o preço do cobre com defasagem de 3 meses. O coeficiente negativo de  $-1,18$  mostra que essa relação é inversa, como esperado: quando o índice de câmbio aumenta, significa que o dólar se fortaleceu frente às moedas participantes do índice, um dólar passa 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, ou seja, estimula a oferta e retrai a demanda, exercendo assim pressão negativa sobre as cotações do cobre. Por fim, 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 8. 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 então, com defasagens de 6 meses, há um impacto positivo precedendo o principal efeito, 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.



**Figura 1 - FIR - produção sobre preço do cobre**

**Figura 2 - FIR - preço do Brent sobre o do cobre**

**Figura 3 - FIR - preço do alumínio sobre o do cobre**



**Figura 4 - FIR - estoques sobre preço do cobre**

**Figura 5 - FIR - taxa de câmbio sobre o preço do cobre**

**Figura 6 - FIR - prod. industrial sobre o preço do cobre**

## 5. Considerações Finais

Este trabalho teve como objetivo central identificar variáveis relevantes para a formação do preço do cobre no mercado internacional. Desse modo foram selecionadas variáveis candidatas e realizados diversos testes e análises com o intuito de se verificar a existência de relevância, ou de significância estatística, de cada uma dessas variáveis. Procurando atingir os objetivos deste trabalho foram realizados testes de cointegração, construídos modelos vetoriais autoregressivos, 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 diversas análises 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 aqui 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 seus 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 e a recíproca não acontece.

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

### Referências

- Cerda R. (2005). Market power and primary commodity prices: the case of copper, Department of Economics, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Enders W. (2010). Applied Econometric Time Series, 3th Ed, John Wiley & Sons, New York.
- Engle, R. & Granger C. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- García-Cicco J. & Montero R. (2011). 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.
- Gujarati, D. (2004). Basic Econometrics. 4th Ed, The McGraw-Hill Companies, New York.
- Hill R., Griffiths W. & Lim G. (2008) Principles of Econometrics, 3th Ed, John Wiley & Sons. New York.
- International Copper Study Group (2014) The World Copper Factbook 2014, Lisbon.
- Maddala G. (1992) Introduction to Econometrics, 2nd edition, Macmillan Publishing Company, New York.
- Salles A. A., Almeida P. H. A. (2017) The Crude Oil Price Influence on the Brazilian Industrial Production, *Open Journal of Business and Management*, 5, pp. 401-414.
- Stürmer M. (2013(a)) 150 years of boom and bust: what drives mineral commodity prices?, Institute for International Economic Policy (IIW) – University of Bonn.
- Stürmer M. (2013(b)). Industrialization and the demand for mineral commodities, Bonn Graduate School of Economics, Department of Economics, University of Bonn.
- United States Geological Survey (2016) Mineral commodity summaries 2016: U.S. Geological Survey. <http://dx.doi.org/10.3133/70140094>.
- Zhang H., Dufour J. & Galbraith J. (2015) Exchange rates and commodity prices: measuring causality at multiple horizons, CIRANO - Scientific Publications 2013s-39.