



Influência dos retornos do minério de ferro negociado no mercado chinês nos retornos dos ADRs da empresa Vale S.A.

Rogério Paulucci Mauad
rogeriomauad51@gmail.com
UPM

Resumo: Nos últimos anos, os mercados transoceânicos de minério de ferro passaram por profundas transformações. Com a ascensão da China como principal consumidora mundial da commodity, os contratos anuais de precificação entre os compradores e produtores foram substituídos, a partir de 2008, pelos índices de preços spot negociados nos principais portos chineses. Entre os índices de preços mais relevantes encontra-se o MBIO62DA para entrega do minério de ferro com 62% de pureza no porto de Qingdao, divulgado diariamente pela Metal Bulletin. O objetivo deste artigo é analisar se os retornos diários nos preços do minério de ferro no mercado spot neste porto chinês influenciam os retornos diários do American Depositary Receipt (ADR) da Vale S.A., principal produtora mundial da commodity e maior exportadora brasileira, negociados na bolsa de valores de Nova York.

Palavras Chave: commodity - minério de ferro - spot - Vale - retornos

1. INTRODUÇÃO

O minério de ferro, principal matéria-prima para a fabricação de aço, é a segunda *commodity* mineral mais transacionada do mundo por valor financeiro, atrás apenas do barril de petróleo (Fonte: The Economist, oct.2012). É um mineral abundante, presente em cerca de 5% da superfície terrestre. A dificuldade está em localizá-lo em concentrações suficientes e extraí-lo de forma comercial, entre milhões de toneladas de terra (THE ECONOMIST).

Durante muitas décadas a sua precificação foi decidida na forma de contratos acordados entre compradores e produtores. Os preços eram, em sua grande maioria, reajustados em periodicidade anual e traziam certa estabilidade de receita aos produtores e garantia de fornecimento para os demandantes. Este sistema de precificação *one-year benchmark-price system* perdurou por aproximadamente 40 anos, com relativa estabilidade de preços até o início do século XXI (THE ECONOMIST).

A partir de 2003, a China, com seu notável processo de urbanização em curso, ultrapassou o Japão, transformando-se no principal importador da *commodity*, fazendo os preços subirem rapidamente, de cerca de US\$ 12,00/ton em 2002 para o recorde de US\$ 181,00/ton em setembro de 2011(The Economist). O crescimento da demanda e dos preços impactou os retornos das ações das principais empresas produtoras. Dentre elas, a brasileira Vale S.A, e as anglo-australianas BHP Billiton e Rio Tinto Group e a australiana Fortescue Metals Group, formavam uma espécie de oligopólio, o qual impunha seus preços de referência aos consumidores da matéria-prima, principalmente na fase de expansão do comércio transoceânico e das importações chinesas, a partir de 2003.

A prevalência do *one-year benchmark-price system* funcionou a contento até meados de 2008, quando a posição consolidada da China como maior demandante mundial da *commodity*, aliada a queda nas vendas decorrente da crise econômica deflagrada após a quebra do Lehmann Brothers, começou a mudar o jogo de forças do mercado. Com o crescimento exponencial do mercado chinês, fez-se necessária a mudança na precificação, refletindo o novo poder de mercado da parte consumidora, invertendo-se os polos da antiga relação, quando os produtores majoritariamente determinavam os preços vigentes. Em 2014, a China importou o equivalente a US\$ 73,4 bilhões em minério de ferro e os maiores fornecedores foram a Austrália (63% do total) e Brasil (17%) (fonte: OBSERVATORY ECONOMIC COMPLEX).

Concomitante à posição de maior *player* no mercado consumidor de minério de ferro, o crescimento nos mercados financeiros na China gerou a criação de mercados *spot* e futuros da *commodity*, os quais, com o passar dos anos, adquiriram relevância ante o crescente volume financeiro negociado. Gradativamente, os consumidores foram individualmente abandonando o antigo sistema de precificação contratual de periodicidade anual e forçando os produtores a adotarem os preços *spot* praticados nos principais portos chineses. Neste contexto recente, alguns índices destinados a precificar o minério *spot* se destacam, tais como o índice *Metal Bulletin*¹, cujos preços serão estudados neste artigo.

A mudança na precificação anual para os preços diários, determinados pelas forças de mercado, decorreu principalmente dos excessos de estoque e das atitudes dos reguladores chineses em salvaguardar os interesses de seu setor siderúrgico (Murray, 2014). O primeiro grande produtor a abandonar o sistema de contratos anuais foi a anglo-australiana BHP Billiton, em 2008, seguida pelo restante da indústria (Murray, 2014). Em 2013 a China importou 820

¹ Os índices Metal Bulletin abrangem diversos metais são publicados pela empresa britânica Euromoney Institutional Investor desde 1913.

milhões de toneladas métricas da *commodity*, 10% acima do registrado no ano anterior (Ericsson e Lof, 2014). Os preços declinaram, desde fevereiro de 2013, devido ao excesso na oferta e a menor demanda das siderúrgicas chinesas (Ericsson e Lof, 2014). A partir de 2013, todos os grandes produtores já haviam abandonado o sistema de precificação anterior. Contudo, os efeitos da nova precificação ainda não estavam claros, sendo responsáveis por um considerável aumento na volatilidade (Ericsson e Lof, 2014), mas pode-se concluir que refletem melhor os níveis de preços, de acordo com as condições de mercado (Ericsson e Lof, 2014).

Este artigo dedicar-se-á a medir se os retornos diários nas cotações do contrato de minério de ferro, negociado para entrega no porto de Qingdao, são estatisticamente significantes para explicar os retornos diários no *american depositary receipt* (ADR) da Vale S.A. (cod. VALE), negociado na Bolsa de Valores de Nova York. Justifica-se a importância do trabalho pois a Vale é a maior exportadora brasileira e uma empresa com milhares de acionistas, cujos títulos são transacionados nas principais praças. É a maior produtora mundial da *commodity*, em um mercado transoceânico que negocia centenas de milhões de toneladas anualmente, tendo como principal destino, os portos chineses. Destaca-se também a quase ausência de estudos acadêmicos relevantes acerca do tema, o que abre espaço para o desenvolvimento de modelos econométricos exploratórios, como os deste estudo.

O presente trabalho não analisa as flutuações macroeconômicas globais e os ciclos de expansão e contração (*boom and bust*) da economia mundial, os quais influenciam os preços das *commodities* e também os retornos das ações nos diversos mercados. Esta é uma limitação da pesquisa e constitui também uma sugestão para próximos artigos acerca do tema.

O estudo apresenta-se da seguinte forma: na próxima seção, uma breve resenha histórica da empresa Vale S.A; no capítulo 3, a metodologia empregada e a descrição das variáveis utilizadas; no capítulo 4, apresentação dos resultados e por fim as conclusões do estudo.

2. A VALE

A companhia brasileira Vale S.A., empresa de capital aberto com ações negociadas nas bolsas de valores de São Paulo, Nova York e Madrid, é conhecida como a maior produtora mundial de minério de ferro. Foi fundada em 1942 como uma empresa estatal e privatizada em maio de 1997, durante o governo de Fernando Henrique Cardoso. É uma empresa aberta desde outubro de 1943, quando começou a negociar suas ações na bolsa de valores do Rio de Janeiro. Em abril de 1968 suas ações começaram a ser negociadas também na bolsa de São Paulo. Em junho de 2000, estreou na bolsa de valores de Nova York e em julho de 2008, na Euronext em Paris (fonte: Vale e BM&FBovespa). Suas ações e seus ADRs encontram-se em mãos milhares de investidores nacionais e estrangeiros. Em 30.04.2016, cerca de 46,7 % de seu capital era detido por investidores estrangeiros (fonte: VALE).

O minério de ferro é o seu produto mais relevante e suas principais minas produtoras encontram-se nos estados do Pará e Minas Gerais. A *commodity* ocupa o segundo lugar na pauta de exportação do país por volume financeiro em 2015 (fonte: MDIC), e a Vale é a principal empresa exportadora brasileira. Conforme seu último balancete trimestral publicado em 28.04.2016, a venda de minério de ferro classificação finos (exceto pelotas) responde por 51% da receita operacional da companhia, gerando receita líquida de US\$ 2,917 bilhões e um EBITDA ajustado de US\$ 1,409 bilhão, 28,70% acima do registrado no trimestre imediatamente anterior (fonte: Vale). As vendas à China representam, 42,90 % da receita total obtida. No último trimestre foram vendidas 74,277 milhões de toneladas métricas (finos + pelotas) e o mercado chinês responde por 57,80% deste total (fonte: VALE).

Neste cenário, supõe-se que qualquer mudança nos preços de comercialização do minério, sem dúvida impactará nas receitas e também os retornos efetivos dos recibos

negociados na bolsa de valores de Nova York e nos retornos das ações da companhia negociadas na BM&FBovespa. A empresa considera o índice MBIO62DA da *Metal Bulletin* sua principal referência de precificação e o divulga em sua página na internet (fonte: VALE).

3. METODOLOGIA

O presente artigo se propõe a desenvolver um modelo econométrico o qual explique a influência dos retornos diários obtidos nos preços do minério de ferro publicado diariamente pela *Metal Bulletin* nos retornos do ADR da Vale negociados na bolsa de Nova York (código de negociação em pregão VALE). Este ADR corresponde à ação ordinária da Vale (VALE3) negociada na BM&FBovespa. Optou-se por utilizar o título da Vale negociado em Nova York e não na BM&FBovespa, devido aos maiores volumes negociados diariamente na bolsa norte-americana e também pelo fato do dólar ser a moeda de referência do ADR e da cotação *spot* do minério de ferro.

O tema carece de uma literatura acadêmica mais profunda, sendo explorado apenas em artigos dedicados a explicar pontualmente o comportamento do mercado. Na revisão bibliográfica não foi encontrado um modelo econométrico desenvolvido nos últimos cinco anos, o qual avaliasse o mercado de minério de ferro após suas recentes alterações. Jones e Kaul (1996) estudam o impacto dos preços do barril de petróleo desde o pós-guerra em quatro mercados de ações, Japão, Canadá, Estados Unidos e Reino Unido e concluem que, com exceção desse último, os retornos do mercado são negativamente correlacionados com os preços passados e correntes do barril. Kilian e Park (2009) desenvolvem um modelo para apurar o impacto dos preços do barril de petróleo nos retornos das ações no mercado norte-americano. O modelo inclui choques de oferta e analisa o retorno de todo o mercado agregado e não apenas as ações de petrolíferas.

Para o desenvolvimento do modelo exploratório utilizado neste artigo foram coletados os dados de cotações diárias no contrato *MBIO62DA Index*, para entrega no porto de Qingdao, China, e as cotações diárias no ADR da Vale e calculados os retornos diários para obter a principal variável explicativa e a variável dependente (IRON_ORE e VALE_ADR). O período de coleta iniciou-se em maio de 2011 e estendeu-se pelos cinco anos seguintes, totalizando até 1.248 observações. Foram eliminadas as observações diárias incompletas, decorrentes de feriados no mercado chinês ou no mercado norte-americano. Conforme a *Metal Bulletin* (2016), o índice possui divulgação diária e baseia-se no preço de referência para entrega no porto chinês de Qingdao, cujas características físicas envolvem 62% de minério de ferro, moeda de referência dólar norte-americano por tonelada seca do produto e entrega futura em até 8 semanas a partir da data de publicação. O índice começou a ser calculado em maio de 2008 e as demais características físicas da *commodity* são: quantidades mínimas de 30.000 toneladas métricas, granulação mínima de 10 mm e quantidades máximas admitidas de 10% de mistura, 8% de sílica, 4% de alumina, 0,15% de fósforo e 0,06% de enxofre (METAL BULLETIN, 2016).

Neste artigo estima, para fins de pesquisa, que a Vale S.A., apesar de ser a maior produtora mundial de minério de ferro, é tomadora de preços em um mercado de livre formação através da interação entre compradores e vendedores, gerando ampla liquidez. Pressupõe-se também ausência de assimetria de informações e não foram consideradas no modelo eventuais capacidades da empresa em alterar a livre formação dos preços, sendo este uma variável exógena à companhia.

Outra variável integrante do estudo é o retorno diário da cotação do dólar norte-americano perante o real brasileiro (USDBRL), utilizada no intuito de estudar como a oscilação do câmbio de referência impacta no retorno dos recibos negociados na bolsa norte-americana. Conforme exposto no último balancete trimestral da Vale (2016), a volatilidade do câmbio,

representada pela valorização ou desvalorização da moeda brasileira, afeta o desempenho financeiro da companhia, tanto pelo efeito-caixa, pois 91,20% de sua produção de minério é exportada, como pelo lado do passivo, pois a dívida bruta em 31.03.2016 era de US\$ 31,47 bilhões (fonte:VALE).

No estudo inclui-se também os retornos diários dos *Treasury Bonds* de 10 anos (TBOND10), *proxy* para a taxa de juros de mercado livre de risco. Outra variável independente é o retorno diário da cotação do dólar perante o iene japonês (USDJPY), uma *proxy* ao nível de risco do mercado como um todo. Segundo Canova e Ito (1991), a cotação dólar/iene é um laboratório interessante para se estudar os prêmios de risco do mercado, mostrando as condições macroeconômicas em duas das três maiores economias do mundo, além de, conforme Yoshikawa (1990), basear-se no preço dos recursos naturais em relação aos bens manufaturados, os termos de troca do Japão. Investidores também costumam realizar uma operação conhecida como *carry-trade*, aproveitando as baixas taxas de juros vigentes no país asiático para tomar emprestado em iene e investir em ativos com maiores retornos esperados ao redor do mundo.

Outras variáveis independentes foram incluídas no modelo econométrico, no sentido de mensurar os riscos de mercado. O *CBOE Volatility Index* (VIX) mede a volatilidade implícita das opções do índice S&P500 e é calculado diariamente pela Chicago Board Options Exchange (CBOE). Popularmente conhecido como “índice do medo”, suas altas indicam maior aversão ao risco por parte do mercado acionário. Também foi incluído no modelo os retornos diários do dólar norte-americano contra o yuan chinês (USDCNY), uma *proxy* para os riscos da própria economia chinesa, a qual responde por considerável fatia do faturamento da empresa brasileira.

Demais variáveis independentes são os retornos diários dos contratos futuros de minério de cobre (COPPER) e do níquel (NICKEL) divulgados respectivamente pela CME Group e pela London Metal Exchange. Ambos metais básicos e não-ferrosos, também produzidos pela Vale S.A., são responsáveis, em conjunto, por 18,97 % da receita operacional líquida da empresa e um EBITDA ajustado de US\$ 329 milhões (fonte: VALE, 2016). A empresa disputa com a russa Norilsk Nickel o posto de maior produtora mundial de níquel.

A última variável incluída no modelo são os retornos obtidos a partir das cotações diárias do índice acionário S&P500 da bolsa de valores de Nova York (S&P500), uma *proxy* para o comportamento do mercado acionário norte-americano amplo, onde os ADRs da Vale são negociados. Todos os dados utilizados foram obtidos na base *Bloomberg*.

Os retornos diários foram calculados a partir das cotações originais pela equação (1):

$$R_t = \frac{P_t - P_{(t-1)}}{P_{(t-1)}} \quad (1)$$

R_t = retorno do ativo no tempo t

P_t = preço do ativo no tempo t

P_(t-1) = preço do ativo no tempo t-1

Dois modelos foram desenvolvidos: Na equação (2) faz-se uma regressão simples dos retornos diários do minério de ferro no porto de Qingdao explicando os retornos diários do ADR da Vale.

$$\text{VALE_ADR} = \alpha + \beta \text{IRON_ORE} + \epsilon \quad (2)$$

Na equação (3) faz-se uma regressão com os retornos diários das variáveis envolvidas no estudo, exceto o cobre e níquel. Justifica-se tal modelo, pois pretende-se avaliar também o efeito da variável IRON_ORE sem a influência dos demais produtos da empresa.

$$\text{VALE_ADR} = \alpha + \beta_1 \text{IRON_ORE} + \beta_2 \text{USDBRL} + \beta_3 \text{TBOND10} + \beta_4 \text{USDJPY} + \beta_5 \text{VIX} + \beta_6 \text{USDCNY} + \beta_7 \text{SP500} + \epsilon \quad (3)$$

Na equação (4) faz-se uma regressão completa com os retornos diários de todas as variáveis envolvidas no estudo:

$$\text{VALE_ADR} = \alpha + \beta_1 \text{IRON_ORE} + \beta_2 \text{USDBRL} + \beta_3 \text{TBOND10} + \beta_4 \text{USDJPY} + \beta_5 \text{VIX} + \beta_6 \text{USDCNY} + \beta_7 \text{COPPER} + \beta_8 \text{NICKEL} + \beta_9 \text{SP500} + \epsilon \quad (4)$$

O estudo dedica-se a testar as seguintes hipóteses:

H1: há uma correlação positiva entre o retorno diário nas cotações do minério de ferro (IRON_ORE) e o retorno diário nos ADRs da Vale (VALE_ADR), ou seja, os retornos diários das duas variáveis tendem a andar na mesma direção;

H2: os retornos diários da variável explicativa IRON_ORE são estatisticamente significantes para explicar os retornos diários na variável dependente VALE_ADR em todos os modelos.

Os dados foram submetidos ao método econométrico dos mínimos quadrados ordinários, com erros-padrões robustos para correção de heterocedasticidade, variante HC0 e calculados pelo software *Gretl*.

4. RESULTADOS OBTIDOS

A tabela n. 1 mostra as estatísticas descritivas das variáveis estudadas. Destaca-se que os retornos mais voláteis, representados pelo desvio-padrão, se encontram nas variáveis VIX, VALE_ADR e TBOND10 (0,0782219, 0,0309963 e 0,0248538, respectivamente). A volatilidade dos retornos diários do dólar perante o real foi de 0,0102255, próxima à volatilidade do índice S&P 500 (0,00995368) e muito superior à volatilidade dos retornos diários do dólar perante o yuan (0,00136778), a variável menos volátil do modelo, devido ao controle do governo chinês em evitar flutuações significativas de sua moeda.

Tabela n. 1: Estatísticas Descritivas, usando as observações 1 - 1248

(valores ausentes ignorados)

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo
VALE_ADR	-0,0011503	-0,00222	-0,139785	0,159483
IRON_ORE	-0,00076808	-0,000271	-0,101008	0,185860
USDBRL	0,00066995	0,0004368	-0,0485365	0,0504621
TBOND10	-0,00011937	-0,001698	-0,0940395	0,111011
USDJPY	0,00026163	0,0001285	-0,0301189	0,0310360
VIX	0,00288811	-0,004438	-0,269583	0,500000
USDCNY	6,1419e-006	0,000000	-0,00873097	0,0185677
COPPER	-0,00048701	-0,000382	-0,0732883	0,0668155
NICKEL	-0,00065146	-0,000337	-0,0897436	0,0809659
SP500	0,000389657	0,0004678	-0,0666344	0,0474068
Variável	Desvio Padrão	C.V.	Enviesament o	Curtose Ex.

VALE_ADR	0,0309963	26,9458	0,508754	2,81256
IRON_ORE	0,0180446	23,4928	0,886706	13,2064
USDBRL	0,0102255	15,2630	0,0674600	1,70221
TBOND10	0,0248538	208,206	0,206091	1,19881
USDJPY	0,00589866	22,5452	0,0170097	4,05809
VIX	0,0782219	27,0841	1,26989	5,19888
USDCNY	0,00136778	222,697	2,07704	32,7379
COPPER	0,0138679	28,4759	0,0543763	3,12860
NICKEL	0,0183501	28,1677	-0,069147	1,77353
SP500	0,00995368	25,5447	-0,369835	4,24746
Variável	Perc. 5%	Perc. 95%	Intervalo IQ	Obs. ausentes
VALE_ADR	-0,0483195	0,0516281	0,0324444	1
IRON_ORE	-0,0275092	0,0264775	0,0130468	4
USDBRL	-0,0151444	0,0179288	0,0110355	4
TBOND10	-0,0371900	0,0429208	0,0303633	4
USDJPY	-0,00941438	0,00959919	0,00578963	4
VIX	-0,106335	0,132172	0,0832932	2
USDCNY	-0,00185068	0,00185082	0,00101389	4
COPPER	-0,0235127	0,0218607	0,0138085	52
NICKEL	-0,0296753	0,0294439	0,0218077	2
SP500	-0,0159266	0,0154822	0,00957459	2

A tabela n. 2 representa a matriz de correlação entre as variáveis. Nenhuma correlação entre as variáveis do modelo ultrapassa o valor de + 0,5000, distanciando-se da correlação positiva perfeita. Os sinais obtidos na matriz de correlação foram os esperados, destacando a correlação positiva inicialmente admitida entre IRON_ORE e VALE_ADR, a correlação negativa entre USDBRL e VALE_ADR e a correlação negativa entre IRON_ORE e USDBRL. Observando este último resultado, pode-se supor que as altas nas cotações diárias do minério de ferro, um dos principais produtos de exportação brasileiro, geram uma valorização do real perante o dólar.

As demais correlações entre as variáveis foram as esperadas. A correlação negativa entre VIX e TBOND10 corrobora a aversão ao risco por parte dos investidores. Em caso de aumento na aversão ao risco (alta nas cotações do VIX), os investidores preferem ativos livres de risco, representados pelo TBOND10. Aumento na demanda destes títulos faz cair o *yield*, gerando retorno negativo. Neste sentido, a correlação negativa do VIX com o SP500 (-0,8207), quase próxima à negativa perfeita, é a maior entre todas as variáveis do estudo e aponta que, quando há alta (baixa) na aversão ao risco, o mercado acionário responde com uma baixa (alta).

Tabela n. 2: Coeficientes de correlação, usando todas as observações 1 - 1248

(valores ausentes ignorados)

5% valor crítico (bilateral) = 0,0555 para n = 1248

VALE_ADR	IRON_ORE	USDBRL	TBOND10	USDJPY	
1,0000	0,2468	-0,4273	0,2356	-0,0077	VALE_ADR
	1,0000	-0,0293	0,0520	0,0189	IRON_ORE
		1,0000	-0,1233	-0,0023	USDBRL
			1,0000	0,0517	TBOND10
				1,0000	USDJPY
VIX	USDCNY	COPPER	NICKEL	SP500	
-0,3799	-0,1043	0,4245	0,3396	0,4794	VALE_ADR
-0,0146	-0,0766	0,1006	0,0836	0,0102	IRON_ORE
0,3364	0,0247	-0,2016	-0,1663	-0,4047	USDBRL
-0,3977	-0,0215	0,2779	0,1839	0,4917	TBOND10
-0,0558	0,0191	0,0350	0,0002	0,0253	USDJPY
1,0000	0,0017	-0,2899	-0,2280	-0,8207	VIX
	1,0000	-0,0820	-0,0867	-0,0110	USDCNY
		1,0000	0,5882	0,3963	COPPER
			1,0000	0,2854	NICKEL
				1,0000	SP500

A tabela n. 3 representa os resultados obtidos pelo modelo de regressão simples, proposto na equação (2). A variável independente IRON_ORE mostra-se estatisticamente significativa a 1% e o *R-quadrado ajustado* de 0,05929 sugere que o modelo em análise pode explicar aproximadamente 6% dos retornos diários da variável dependente VALE_ADR.

Tabela n. 3: Modelo 1: MQO, usando as observações 1-1244

Variável dependente: VALE_ADR

Erros padrão robustos à heteroscedasticidade, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,000826507	0,000859501	-0,9616	0,33643	
IRON_ORE	0,421424	0,0622215	6,7730	<0,00001	***
Média var. dependente	-0,001150	D.P. var. dependente		0,031033	
Soma resíd. quadrados	1,125183	E.P. da regressão		0,030099	
R-quadrado	0,060046	R-quadrado ajustado		0,059290	
F(1, 1242)	45,87295	P-valor(F)		1,94e-11	
Log da verossimilhança	2593,905	Critério de Akaike		-5183,809	

Critério de Schwarz -5173,557 Critério Hannan-Quinn -5179,954

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 12,2834

com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(2) > 12,2834) = 0,00215128$

A tabela n. 4 representa os resultados obtidos pelo modelo de regressão proposto na equação (3). As variáveis independentes IRON_ORE, USDBRL, USDCNY e S&P500 mostraram-se significantes a 1% e o *R-quadrado ajustado* de 0,354354 sugere que o modelo em análise pode explicar aproximadamente 35,43% dos retornos diários da variável dependente VALE_ADR. O coeficiente de IRON_ORE no modelo 2 cai ligeiramente em relação ao modelo simples anterior, algo esperado devido à inclusão de outras variáveis estatisticamente significativas. A variável USDCNY, utilizada como *proxy* para os riscos da economia chinesa, também possui significância estatística para explicar os retornos da variável dependente VALE_ADR. As demais variáveis TBOND10, USDJPY e VIX não são estatisticamente significativas no modelo.

Tabela n. 4: Modelo da equação (3): MQO, usando as observações 1-1244

Variável dependente: VALE_ADR

Erros padrão robustos à heteroscedasticidade, variante HC0

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,000808158	0,000736882	-1,0967	0,27297	
IRON_ORE	0,393352	0,0524123	7,5050	<0,00001	***
USDBRL	-0,824865	0,0979095	-8,4248	<0,00001	***
TBOND10	0,0129605	0,0346778	0,3737	0,70866	
USDJPY	-0,0949449	0,138054	-0,6877	0,49175	
VIX	0,016998	0,0137685	1,2346	0,21723	
USDCNY	-1,67027	0,586711	-2,8468	0,00449	***
SP500	1,2376	0,121711	10,1684	<0,00001	***
Média var. dependente	-0,001150	D.P. var. dependente		0,031033	
Soma resíd. quadrados	0,768526	E.P. da regressão		0,024936	

R-quadrado	0,357990	R-quadrado ajustado	0,354354
F(7, 1236)	93,09671	P-valor(F)	4,5e-109
Log da verossimilhança	2831,027	Critério de Akaike	-5646,055
Critério de Schwarz	-5605,046	Critério Hannan-Quinn	-5630,634

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 88,9914

com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(35) > 88,9914) = 1,35953e-006$

A tabela n. 5 representa os resultados obtidos pelo modelo de regressão completo, proposto na equação (4). As variáveis independentes IRON_ORE, USDBRL, COPPER e SP500 mostram-se estatisticamente significativas a 1% e o *R-quadrado ajustado* de 0,403247 sugere um pequeno ganho explicativo em relação ao modelo da equação (3). O coeficiente de IRON_ORE diminui ligeiramente em relação ao modelo anterior, devido à inclusão de COPPER e NICKEL. A variável USDCNY, continua com significância estatística, contudo agora em 5%. As demais variáveis TBOND10, USDJPY e VIX não são estatisticamente significantes no modelo completo.

Neste modelo proposto na equação (4) foi realizado o teste RESET de Ramsey, conforme descrito por Gujarati (2006) para verificar erros de especificação da regressão e possíveis omissões de variáveis importantes ou inclusão de irrelevantes. Os resultados do teste encontram-se abaixo da tabela 5:

Tabela n. 5: Modelo da equação (4): MQO, usando as observações 1-1196

Variável dependente: VALE_ADR

Erros padrão robustos à heteroscedasticidade, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,000476959	0,000739103	-0,6453	0,51884	
IRON_ORE	0,355495	0,0507629	7,0030	<0,00001	***
USDBRL	-0,778677	0,0943954	-8,2491	<0,00001	***
TBOND10	-0,0167593	0,0345108	-0,4856	0,62732	
USDJPY	-0,124454	0,139156	-0,8944	0,37132	
VIX	0,00919938	0,0133469	0,6893	0,49080	

USDCNY	-1,26788	0,607432	-2,0873	0,03708	**
COPPER	0,43118	0,0650105	6,6325	<0,00001	***
NICKEL	0,146245	0,0578172	2,5294	0,01155	**
SP500	0,947213	0,122438	7,7362	<0,00001	***

Média var. dependente	-0,001271	D.P. var. dependente	0,031531
Soma resíd. quadrados	0,703635	E.P. da regressão	0,024357
R-quadrado	0,407741	R-quadrado ajustado	0,403247
F(9, 1186)	81,85636	P-valor(F)	5,8e-118
Log da verossimilhança	2751,013	Critério de Akaike	-5482,025
Critério de Schwarz	-5431,158	Critério Hannan-Quinn	-5462,861

Teste de White para a heteroscedasticidade -

Hipótese nula: sem heteroscedasticidade

Estatística de teste: LM = 137,955

com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(54) > 137,955) = 2,77987\text{e-}009$

Teste RESET para especificação -

Hipótese nula: a especificação é adequada

Estatística de teste: $F(2, 1184) = 3,34396$

com p-valor = $P(F(2, 1184) > 3,34396) = 0,0356307$

Foi testado ainda um segundo modelo alternativo, proposto por Gujarati (2006), com o uso do método de mínimos quadrados ponderados (WLS), no intuito de corrigir problemas de heteroscedasticidade. Utiliza-se como variável-peso na ponderação, o desvio-padrão da variável dependente VALE_ADR. Os resultados encontram-se na tabela n.6. Nota-se uma pequena diminuição no coeficiente de IRON_ORE e um aumento em USDBRL, mantendo significância estatística. NICKEL torna-se significativa a 1% e há um pequeno ganho no *R-quadrado*. O modelo calculado pelo método WLS e o extraído pelo método dos erros-padrão robustos à heteroscedasticidade (tabela n.5) apresentam resultados muito próximos.

Tabela n. 6: Modelo da equação (4): WLS, usando as observações 1-1196

Variável dependente: VALE_ADR

Erros padrão robustos à heteroscedasticidade, variante HC0

Variável usada como peso: DPVALE_ADR

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,000396479	0,000787229	-0,5036	0,61461	
IRON_ORE	0,352943	0,0535452	6,5915	<0,00001	***
USDBRL	-0,796831	0,0992776	-8,0263	<0,00001	***
TBOND10	-0,0142702	0,0361665	-0,3946	0,69323	
USDJPY	-0,143392	0,15135	-0,9474	0,34362	
VIX	0,00944672	0,0140937	0,6703	0,50281	
USDCNY	-1,3896	0,632476	-2,1971	0,02821	**
COPPER	0,421164	0,0674623	6,2429	<0,00001	***
NICKEL	0,165264	0,0624587	2,6460	0,00825	***
SP500	0,953382	0,129205	7,3788	<0,00001	***

Estatísticas baseadas nos dados ponderados:

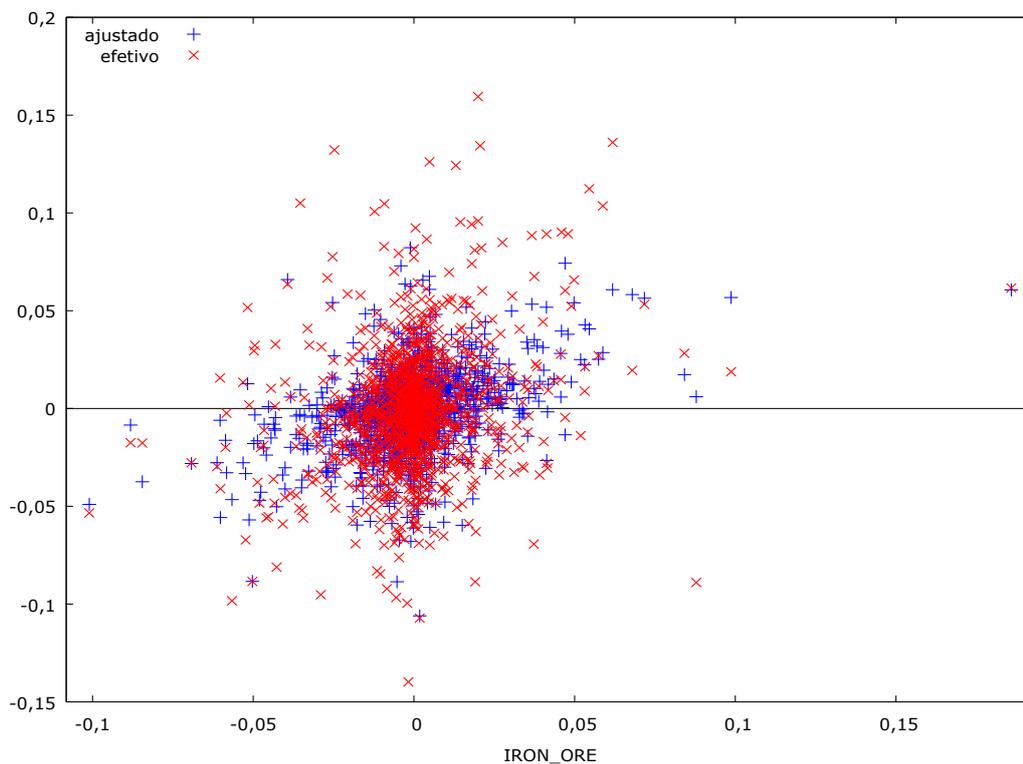
Soma resíd. quadrados	0,018054	E.P. da regressão	0,003902
R-quadrado	0,410393	R-quadrado ajustado	0,405918
F(9, 1186)	91,72316	P-valor(F)	1,7e-129
Log da verossimilhança	4941,421	Critério de Akaike	-9862,843
Critério de Schwarz	-9811,975	Critério Hannan-Quinn	-9843,678

Estatísticas baseadas nos dados originais:

Média var. dependente	-0,001271	D.P. var. dependente	0,031531
Soma resíd. quadrados	0,703887	E.P. da regressão	0,024362

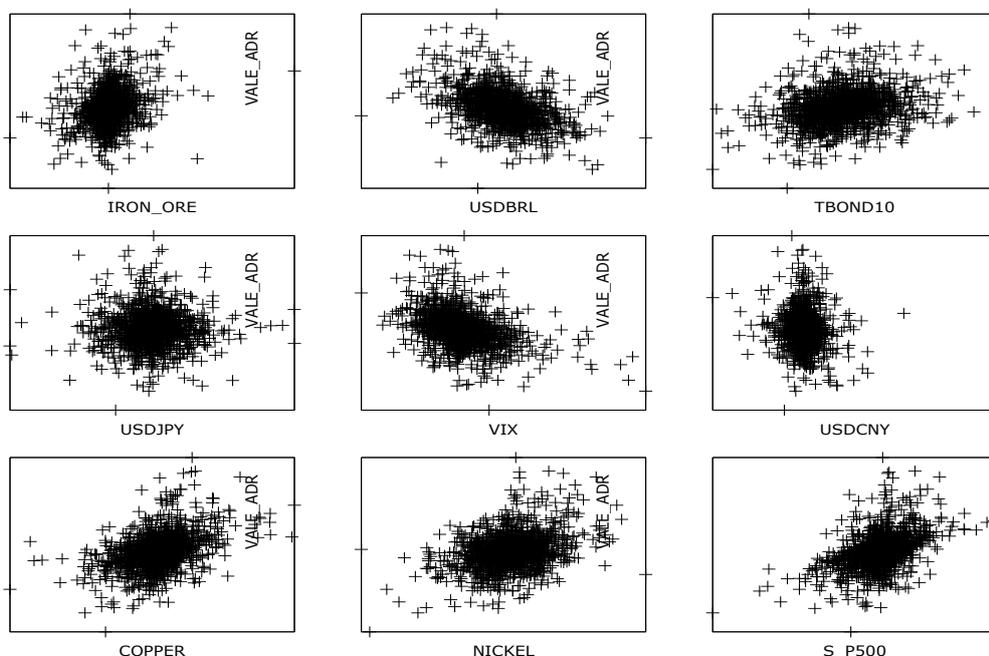
No gráfico 1 observa-se a correlação entre os valores efetivos e ajustados da variável dependente VALE_ADR e da variável explicativa IRON_ORE.

Gráfico n. 1 – Valores efetivos e ajustados VALE_ADR X IRON_ORE



No gráfico 2 observa-se as dispersões múltiplas da variável dependente VALE_ADR em face das variáveis constantes no modelo.

Gráfico n. 2 – Dispersão entre a variável VALE_ADR e as demais variáveis



Na tabela n. 7 estão os resultados do teste para avaliar a presença de colinearidade entre as variáveis. Não foram detectados problemas de colinearidade no modelo proposto.

Tabela n. 7 – Teste de multicolinearidade. Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)

Valor mínimo possível = 1,0
Valores > 10,0 podem indicar um problema de colinearidade
IRON_ORE 1,020
USDBRL 1,214
TBOND10 1,352
USDJPY 1,009
VIX 3,094
USDCNY 1,015
COPPER 1,711
NICKEL 1,546
SP500 3,856
VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), onde R(j) é o coeficiente de correlação múltipla entre a variável j e a outra variável independente
Propriedades da matriz X'X:
Norma-1 = 1203,345
Determinante = 3,9070976e-005
Número de condição recíproca = 1,831162e-006

Os resultados obtidos permitem aceitar as hipóteses testadas. Foram encontrados, nos modelos propostos, coeficientes positivos na variável IRON_ORE e esta revelou-se sempre estatisticamente significativa a 1% para explicar a variável dependente VALE_ADR. A correlação positiva entre as variáveis IRON_ORE e VALE_ADR corroboram H1 e os testes *t*, H2.

5. CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho é analisar se os retornos diários da cotação referência do minério de ferro *spot* para entrega no porto de Qingdao, na China, representado pelo índice *MBIO62DA Index*, publicado pela *Metal Bulletin* são estatisticamente significantes para explicar os retornos diários do ADR da Vale S.A., principal produtora mundial da *commodity*. Para tanto são testados três modelos econométricos envolvendo outras variáveis, como os retornos diários do dólar perante o real e do dólar perante o iene japonês, do dólar perante o yuan, bem como as variáveis *Treasury Bonds* de 10 anos, *Volatility Index*, retornos das *commodities* cobre e níquel, além dos retornos diários do índice S&P500.

A variável explicativa IRON_ORE apresentou significância estatística em todos os modelos propostos, o que permite supor suas influências na variável dependente VALE_ADR, corroborando as hipóteses testadas. As variáveis USDBRL e SP500 mostram-se estatisticamente significantes nos modelos das equações (3) e (4). COPPER também é estatisticamente significativa a 1% para explicar VALE_ADR enquanto a significância estatística de NICKEL varia de 1% a 5%, dependendo do método econométrico utilizado.

Destaca-se também a correlação negativa entre IRON_ORE e USDBRL sugerindo que, quando os preços de um dos principais produtos da pauta de exportação brasileira sobem no

mercado chinês, seu principal consumidor, a cotação do real perante o dólar se valoriza, possivelmente por causa da expectativa de ingressos maiores da divisa norte-americana no país.

Como recomendação para futuros estudos acerca do tema sugere-se o desenvolvimento de um modelo mais amplo, o qual inclua entre as variáveis a análise mais detalhada do ciclo econômico, que podem ser significantes para explicar os retornos da *commodity* e do ADR, pois a ciclicidade deste mercado, muito próxima aos ciclos de expansão e contração da economia mundial deve ser investigada.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CANOVA, Fábio; ITO, Takatoshi (1991) The Time-Series Properties of the Risk Premium in the Yen/Dollar Exchange Market. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, n. 2 (apr-jun, 1991) pp. 125-142.

ERICSSON, Magnus; LOF, Anton. (2014) Iron Ore Market Review 2014: Prospects persist for Oversupply and weak prices. *Engineering and Mining Journal* 215.11 , nov. 2014.

GUJARATI, Damodar. (2006) *Econometria Básica*, Editora Campus Elsevier, Rio de Janeiro, 2006.

HOYLE, Rhiannon. (2016) For Chinese, Iron Ore is new Casino – Speculation transforms market, offers reminder of 2015 stock frenzy. *The Wall Street Journal*, 02.05.2016.

JONES, Charles M; KAUL, Gautam. (1996) Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, vol. 51, n.2 (jun.1996) pp. 463-491.

KILIAN, Lutz; PARK, Cheolbeom. (2009) The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market. *International Economic Review*, vol. 50, n.4 (nov. 2009), pp. 1267-1287.

MADSEN, Michelle (2012) Iron Ore Derivatives Wrap: Prices Edge higher as Chinese buyers return to market. *Metal Bulletin*, sep.28, 2012.

METAL BULLETIN'S PRICING METHODOLOGY AND SPECIFICATIONS (2015), disponível para consultas em www.metalbulletin.com

MURRAY, Lisa (2014) Chinese agency calls iron ore pricing system into question. *The Australian Financial Review*, 03.sep.2014.

YOSHIKAWA, Hiroshi (1990) On the Equilibrium Yen-Dollar Rate. *The American Economic Review*, vol. 80, n. 3 (jun. 1990), pp. 576-583.

Sites consultados:

Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC), disponível em www.mdic.gov.br, acesso em 02.05.2016.

The Observatory Economic Complexity, disponível em http://atlas.media.mit.edu/en/visualize/tree_map/hs92/import/chn/show/2601/2014/ , acesso em 02.05.2016.

**31 de Outubro e
01 de Novembro**

