



Febrero 2020 - ISSN: 1696-8352

## IDENTIFICAÇÃO DOS DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES DO MINÉRIO DE FERRO BRASILEIRO

**CASSIO EDUARDO DE OLIVEIRA FLEXA \***  
cassioflexa@icloud.com

**EVERTON ANGER CAVALHEIRO \*\***  
eacavalheiro@hotmail.com

**ALEJANDRO MARTINS RODRIGUEZ \*\*\***  
ALJMARTINS@GMAIL.COM

**LEONARDO BETEMPS KONTZ \*\*\*\***  
leonardobetemps@gmail.com

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

Cassio Eduardo De Oliveira Flexa, Everton Anger Cavalheiro, Alejandro Martins Rodriguez y Leonardo Betemps Kontz (2020): "Identificação dos determinantes das exportações do minério de ferro brasileiro", Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana (febrero 2020). En línea:

<https://www.eumed.net/rev/oel/2020/02/exportacoes-ferro-brasileiro.html>

### RESUMEN

La relación entre los determinantes de la exportación del mineral de hierro brasileño a otros países ha sido explorada por investigadores del área macro-económica. Está relacionada con la optimización de las previsiones de demanda y capacidad de producción de las industrias mineras del país. Cuando estas cuestiones son mal gestionadas o no se tiene el debido conocimiento, se aumentan las probabilidades de crecimiento de los costos financieros, se disminuye la eficiencia, y se encarece la operación de toda la cadena productiva. Los modelos de vectores auto regresivos (VAR) permiten analizar qué variables son determinantes en este proceso. De esta forma, el presente trabajo buscó identificar los elementos más relevantes en las exportaciones del mineral de hierro producido en Brasil, para su principal país consumidor, China. El análisis del estudio se dio a través de los datos referentes al período de 2010 a 2017. A los efectos de verificar cuál es la relación de equilibrio entre las variables, los métodos empleados en este estudio fueron los tests estadísticos de Dickey-Fuller, aumento de raíz unitaria; pruebas de co-integración de Johansen, y la causalidad de Granger. El análisis de los resultados demostró que las series temporales tienden a ser estocásticas en el corto plazo y que, por lo tanto, son co-integradas. Con respecto a las pruebas de causalidad, se observó relación significativa del tipo Granger en las variables Exportación (EXP), PIB, CIV y Precios (PMF). Sin embargo, el modelo VAR encontrado, indicó que solamente las variables Exportación y Precios son determinantes significativos de las exportaciones del mineral de hierro brasileño a China. Palabras clave: Mineral de hierro, Brasil, China, VAR, Exportación.

### ABSTRACT

The relationship between the determinants of Brazilian exports of iron ore to other countries has been explored by researchers in the macroeconomic area. It is related to the optimization of demand forecasts, and production capacity of the country's mining industries. When these issues are poorly managed, or are not properly understood, the likelihood of growth of financial costs increases, efficiency decreases, and the entire production chain becomes more expensive. The vector

\*Graduado em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Pelotas

\*\*Doutor em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria, atual professor nos cursos de Engenharia de Produção, Administração e Mestrado em Administração Pública na Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, RS.

\*\*\* Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina, atual professor nos cursos de Engenharia de Produção, Administração e Mestrado em Administração Pública na Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, RS.

\*\*\*\* Doutorando em Engenharia de Produção e Sistemas pela Unisinos, atual professor no Instituto Federal Sul-rio-grandense.

autoregressive (VAR) models allows to analyze which variables are determinant in this process. Thus, the present work seeks to identify the relevant elements in the exports of iron ore produced in Brazil, to its main consumer country, China. The analysis of the study was done through data referring to the period from 2010 to 2017. In order to verify the equilibrium relationship between the variables, the methods used in this study were statistical tests, augmented Dickey-Fuller of unit root; Johansen's cointegration tests and Granger's causality. The analysis of the results showed that the time series tend to be stochastic in the short term and, therefore, are co-integrated. Regarding the causality tests, we observed a significant relation of the Granger type in the variables Exportation (EXP), GDP (PIB), CIV, and Price (PMF). However, the VAR model found that only Exportation and Price are significant determinants of Brazilian iron ore exports to China.

Keywords: Iron Ore, Brazil, China, VAR, Export.

## 1. Introdução

Segundo um estudo realizado pela Organização das Nações Unidas (ONU), e exposto na 14ª *United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)* (2016), as commodities representam uma fonte essencial de receitas de exportação para os países em desenvolvimento, e constituem uma parte importante da renda bruta dos estados que as comercializam. De acordo com o caso brasileiro, o órgão citado mostra que, quando um país excede suas receitas de exportação de commodities em mais de 60% do saldo total, deve-se dar maior atenção a esse fenômeno. Pois, tais itens são uma problemática importante em termos de estabilidade social e política.

Nesse sentido, Belluzzo et al (2014) ressaltam um efeito de causalidade entre a produção de commodities, e o crescimento econômico. Tal relação também se encaixa na situação brasileira de desenvolvimento pois, o autor mostra, através da análise de fatos históricos, e dados numéricos empíricos, a correlação entre a expansão econômica; socioambiental; política; e a produção de commodities nacionais, como por exemplo, açúcar, café, e minério de ferro.

A indústria mineral brasileira, de acordo com o Instituto Brasileiro de Mineração (IBRAM, 2017), foi responsável pela maior contribuição no superávit da balança comercial do país, em 2016. Na mesma análise realizada pelo referido órgão, detectou-se que o minério de ferro representou, no mesmo período, 62% de todos os bens minerais exportados pelo Brasil. De acordo com o Instituto Brasileiro de Economia (IBRE, 2017a), através do Indicador de Comércio Exterior (ICOMEX), a balança comercial brasileira atingiu recorde histórico, no primeiro quadrimestre do ano de 2017.

Isso representou US\$ 56 bilhões, em uma série acumulada de 12 meses. De acordo com o órgão citado, tal fato ocorreu devido o aumento do valor monetário das commodities. Em especial, o bom desempenho das vendas de minério de ferro destacou-se, tanto em preço como em volume. Dessa forma, quando se trata da exportação dessa commodity, e se quer fazer uma avaliação econômica de tal produto, Silva (2012) diz que é necessário o conhecimento sobre o preço do minério de ferro, e seus níveis de produção/estoque. Adicionalmente, Guilherme Amorim (2013) acrescenta mais duas variáveis importantes, o consumo, e o processo logístico envolvidos.

Nesse sentido, Ou (2012) observa que a expectativa do mercado é um fator importante a ser analisado, e destaca a China como o maior comprador mundial dessa commodity. Portanto, através de técnicas econométricas, o presente trabalho visa analisar o comportamento, e identificar os determinantes das exportações brasileiras de minério de ferro, para seu principal país consumidor.

## 2. Referencial teórico

### 2.1. Panorama Internacional da produção/consumo do minério de ferro

De acordo com o IBRAM (2003), tem-se conhecimento da mineração no Brasil, desde seu período colonial. Isso a caracterizou como uma atividade que foi primeiro estabelecida, antes mesmo de qualquer forma de regulamentação internacional e definições objetivas sobre os procedimentos para tal atividade (GUIMARÃES e CEBADA, 2016). É no século XXI que os países da América do Sul, mais especificamente o Brasil, incentivado pelo crescimento exponencial da economia chinesa, aliado aos altos preços das commodities internacionais, é estimulado a exportar bens minerais primários, em que se destaca o minério de ferro (GUEDES e FERNANDES, 2016).

De acordo com Carvalho et al. (2014), a disponibilidade do minério de ferro é abundante na

crosta terrestre, com cerca de 4,5% em massa. Ele está atrás, apenas, de três elementos químicos (alumínio, oxigênio e silício). Porém, Muwanguzi (2012) destaca dois fatores que são determinantes na disputa por essa commodity no cenário mundial. O primeiro fator citado por ele é devido a forma de obtenção, para fins industriais, ser unicamente através da exploração de reservas finitas desse elemento. Agregado a isso, o autor citado destaca o fato de que as características dos minerais determinam o aspecto econômico da exploração comercial desses depósitos.

Convergindo nessa ideia, Junior e Takehara (2013) dizem que as características qualitativas (físicas e químicas) desse minério são determinantes para o processo de transformação do bem primário, na indústria siderúrgica. Os autores atribuem o interesse mundial pela commodity brasileira, devido a presença de um alto percentual deste elemento (entre 50% a 67%) nas reservas minerais. No somatório das reservas mundiais dessa matéria prima não são consideradas aquelas áreas ainda não exploradas, ou que possuem ínfima relevância monetárias no game global das commodities (OMACHI, 2015). Nesse sentido, torna-se importante conhecer o montante produzido recentemente, e quanto potencial os principais players ainda possuem para explorarem. Por isso, para melhor visualização, observa-se a Tabela 1.

**Tabela 1 - Produção e reservas mundiais de minério de ferro (em milhões de toneladas métricas).**

	Produção de minério de ferro		Reservas mundiais	
	2015	2016	Minério Bruto	Teor de ferro
Austrália	817	825	52	23
Brasil	397	391	23	12
China	375	353	21	7,2
Índia	156	160	8,1	5,2
Rússia	101	100	25	14
África do Sul	73	60	1,2	770

Fonte - Adaptado de USGS - *Mineral Commodity Summaries*, 2017.

Através da Tabela 1 pode-se observar que, com exceção da Austrália e Índia, todos os outros países tiveram uma queda na produção de minério de ferro entre os anos de 2015 e 2016. Nota-se também que, embora a Índia possua reservas menores que a Rússia, sua produção consegue ser mais de 50% superior à do país euroasiático. Isso evidencia que uma grande reserva mineral não significa, necessariamente, maior produtividade.

Omachi (2015) cita que um dos fatores que é levado em consideração na quantificação dessas reservas é o fato delas já estarem participando ativamente do cenário econômico mundial. Ele ressalta que é imprescindível que seja levado em conta o tempo de exploração, e o beneficiamento financeiro que ela está movimentando na conjuntura global.

Dessa forma, as afirmações do referido autor convergem com a lógica da Tabela 1, a qual mostra Austrália, Brasil, China, Índia, Rússia, e África do Sul entre os principais players globais dessa commodity. Frente a isso, para evidenciar o quão expressivo monetariamente é a comercialização do minério de ferro, se comparado à outras substâncias metálicas exportadas, Filho e Serra (2014) dizem que o papel do minério de ferro dentro do mercado brasileiro, e mundial, é tão expressivo que faz com que as grandes mineradoras tenham pouco interesse na exploração das chamadas Terras Raras (TR). De acordo com o Departamento Nacional de Produção Mineral (DNPM) (2016), o Brasil exportou, ainda no ano de 2015, mais de 25 bilhões de dólares em substâncias metálicas. Em que 32% desse valor foi investido pela China, que se estabelece, isoladamente, no primeiro lugar como importador desses produtos.

Ainda de acordo com o referido órgão, através da comercialização das principais substâncias minerais metálicas brasileiras, obteve-se o montante de 67,5 bilhões de reais, em que se destaca a produção de Ferro como principal contribuinte. Segundo Omachi (2015), no mundo inteiro, 99% da produção de minério de ferro é consumido, diretamente, pela indústria siderúrgica.

O referido autor ainda ressalta que essa matéria-prima possui extrema responsabilidade econômica, pois afeta o desenvolvimento sócio-industrial das principais nações que a detêm. Com isso, julga-se necessário levar em consideração, neste estudo, o impacto causado por essa commodity na balança comercial de países que a comercializam.

## 2.2. A balança comercial e o minério de ferro

Segundo Yazici e Islam (2016), todas as nações desejam ter sua balança comercial favorável, ou seja, exportar mais e importar menos. Caso contrário, o país necessita realizar financiamento do

dinheiro externo para cobrir o déficit de sua balança. Os referidos autores exemplificam que, para verificar se esse saldo é positivo ou negativo, realiza-se o cálculo entre a receita das exportações, menos os gastos realizados com o que foi importado. Dessa maneira, confirma-se a importante correlação desta variável, e a comercialização de commodities entre países.

Branco (2013) cita a relevância da balança comercial brasileira, atribuída ao êxito na produção das commodities, as quais são obtidas através de vantagens competitivas com relação aos demais players mundiais. O referido autor observa que o desenvolvimento financeiro do Brasil é favorecido, macroeconomicamente, nessa situação.

Nesse sentido, Souza e Veríssimo (2013) confirmam que as exportações das commodities brasileiras, a partir dos anos 2000, tem tido forte representatividade na balança comercial. Os referidos autores atribuem tal fato à elevação dos preços do mercado externo, e suas participações crescentes no superávit comercial, favorável ao Brasil, devido a abundância em mão de obra, e recursos naturais.

Ainda no mesmo estudo, descobriu-se que a alta demanda, pressionada pelos países consumidores, está diretamente ligada ao aumento dos preços das commodities, conjuntamente com a taxa de câmbio. Ou seja, oferta e demanda estão correlacionadas com o preço, e influenciam o desempenho das exportações de bens intensivos em recursos naturais do Brasil.

De acordo com Filho e Ferreira (2016), o crescimento das exportações, e a diminuição das importações estão diretamente ligados a desvalorização cambial, pois ela é uma característica positiva para o saldo da balança comercial. Isso retifica uma relação sólida com a taxa de câmbio que é empregada no momento em que ocorrem as transações, pois tal fato contribui para o entendimento de uma das principais variáveis que influenciam a comercialização do minério de ferro brasileiro para outros países.

Através dos estudos de Wang et al (2012), em que foram analisados os impactos das flutuações cambiais na balança comercial entre a China e seus 18 (dezoito) principais parceiros, pôde-se confirmar que o país oriental controla de maneira proposital sua taxa cambial, com a finalidade de desvalorizar sua moeda. Pois, sabe-se que a valorização do Renminbi provocaria uma piora na sua balança comercial e, conseqüentemente, afetaria suas exportações de maneira negativa.

Ele explica que esse fenômeno ocorre porque as negociações realizadas antes da desvalorização da moeda, ou seja, com as exportações em trânsito, leva tempo até que novos contratos se realizem (com o valor monetário depreciado), e possa-se notar resultado favorável na balança comercial. Um estudo similar, realizado por Yazici e Islam (2014), buscou analisar o impacto de curto, e longo prazo da mudança da taxa de câmbio real sobre a balança comercial bilateral, entre a Turquia e 15 países da União Europeia (UE).

Os autores chegaram à conclusão de que uma depreciação mais duradoura da Lira Turca ocasionaria um resultado positivo na balança comercial do país euroasiático, com outros sete da UE. Dessa forma, faz-se necessário o entendimento da correlação entre o valor cambial e as exportações de *commodities* internacionais.

### 2.3. Valor cambial e exportações de commodities

Através de um dos mais recentes estudos realizados por Branco (2016), buscou-se analisar as evidências que mostram o atrelamento do Real Brasileiro, com o movimento dos preços internacionais das commodities, em que se destaca a comercialização do minério de ferro. A pesquisa referenciada encontrou significativa correlação entre a trajetória percorrida pela moeda brasileira, e o delineamento dos preços das commodities. Notou-se um indicativo de que a taxa de câmbio do país tende a seguir a evolução do importe internacional, o qual que afeta as exportações do grupo de produtos do setor mineral.

Branco (2016), Chen e Rogoff (2003), Fernandez (2003) e Clemens e Fry (2008) ressaltam ainda que, uma vez confirmada a correlação entre a influência do valor das exportações, e a taxa de câmbio do país, um caráter de *commodity currencies* pode ser observado. Eles explicam que isso ocorre quando há uma tendência de supervalorização das moedas dos países detentores de uma característica significativa nas vendas de suas commodities, devido ao aumento do seu preço.

Vieira e MacDonald (2016) através de um estudo empírico, baseado no Método dos Momentos Generalizados (GMM), sobre dados de 106 países, durante os anos entre 2000-2011, desvendaram a correlação existente entre o volume de exportações e a variabilidade efetiva da taxa de câmbio. Através de uma conexão com a crise de 2008, os referidos autores, descobriram evidências de que o aumento na volatilidade do câmbio real reduz o montante de exportação. O contrário também se confirmou, pois detectou-se um aumento de 0,14% no volume exportado, após a crise financeira.

Contudo, deve-se tratar o valor cambial como uma variável que influencia a comercialização

das commodities pois, Alam e Ahmed (2012) confirmam que existem efeitos adversos com relação a volatilidade da taxa de câmbio sobre as exportações. E que o preço praticado na venda de determinadas commodities podem influenciar, a longo prazo, o nível da demanda por estes produtos. Dessa forma, torna-se indispensável o entendimento de correlação entre a produção, e o setor que mais consome o minério de ferro no mundo.

#### 2.4. O minério de ferro e a construção civil

O Conselho Federal de Administração (CFA, 2013), através do Plano Brasil de Infraestrutura e Logística (PBlog), mostra que o aço é vital para o progresso global, pois é o principal produto responsável para que se desenvolva toda a infraestrutura de um país. Tal utilização vai desde componentes eletrônicos, passando pela aplicação em ferrovias, navios, até chegar na construção civil, setor que mais consome, no mundo, o produto derivado do minério de ferro (LU e HOLMES, 2015).

De acordo com Ferraz e Fernandes (2008), um dos principais setores da economia brasileira, e mundial é o da construção civil. Ou seja, é parte constituinte da geração de emprego e renda para a população. Gerdau (2015) confirma que esse segmento faz parte das variáveis que estão intensamente relacionadas com o desenvolvimento dos países, devido estar atrelado ao setor de produção do aço, e do minério de ferro.

Lu e Holmes (2015) dizem que, no mundo, o desenvolvimento de um país está fortemente atrelado à demanda pelo minério de ferro, devido a necessidade de sua transformação em aço, majoritariamente, para o setor civil. Com base em Oliveira e Sollero (2014), a demanda por aço para a construção civil está intimamente ligada ao grau de industrialização em que o país se encontra, e ao nível de consumo per capita desse produto.

Dessa forma, pode-se dizer que os países emergentes possuem representatividade expressiva quanto a utilização para tal finalidade. Pereira (2012) ressalta que um dos fatores responsáveis pela diminuição global no consumo de aço, e minério de ferro foi a crise de 2008. Esse fato modificou a forma de negociação, e os tipos de contratos de comercialização desta commodity. Ele destaca que o preço do minério de ferro era determinado pelas três principais mineradoras globais, e isso se alterou passando a encaixar-se no mercado spot.

Dessa maneira, demonstra-se o quanto a variabilidade do consumo pode afetar a comercialização internacional de matérias primas. Nesse sentido, Paiva (2014) e Zhu (2012) dizem que produção mundial de aço bruto quase que dobrou, a partir dos anos 2000, devido a necessidade de suprir as demandas de países emergente, como por exemplo, da China. Porém, Leite et al (2015) ressaltam que o país asiático diminuiu significativamente seu consumo, entre 2014 e 2015, o que gerou uma baixa no preço dessa commodity.

Essas informações são confirmadas pela World Steel Association (WSA). O referido órgão mostra que o gigante asiático se destaca nesse cenário, pois no mesmo período que a produção mundial de aço bateu um crescimento de 94%, entre 2000 e 2013, ela chegou a quase 540%, o que representa mais de 86% da produção adicional. Nesse contexto, destaca-se a China, como maior produtora e consumidora de aço, e minério de ferro mundial. Tal fato confirma a ideia de rápida expansão do referido país, proposta por Paiva (2014).

Porém, é interessante ressaltar que houve uma desaceleração significativa na cadeia produtiva dessa commodity, devido ao desaceleramento da produção do aço feito pelo gigante asiático (COMTOIS e SLACK, 2016). Logo, nota-se a importância da compreensão dos efeitos desse fenômeno, ao levar em consideração os determinantes que envolvem a comercialização deste produto, como por exemplo, o PIB e as exportações de commodities.

#### 2.5. PIB e a exportação de commodities

O Produto Interno Bruto (PIB) é o montante anual de todos os bens e serviços produzidos pelo país. Ele está atrelado aos indicadores de desigualdade social, através do PIB per capita, em que se divide o total obtido pelo número populacional daquele ano analisado (CONSTANTINO et al. 2015). No sentido de demonstrar a correlação entre o PIB e a exportação das commodities comercializadas pelo Brasil, Cavalcante e Negri (2014) falam que alguns fatores, como por exemplo, a inclusão social, crescimento econômico, aumento do crédito, e o cenário externo de desenvolvimento acelerado contribuem para a valorização dessas transações.

O consumo, os investimentos realizados, e a balança comercial são engrenagens do aumento econômico. Tais fatos são observados no trabalho de Dedeoğlu e Kaya (2013), através da análise das relações de longo prazo causal entre variáveis em nível agregado, nos países constituintes da OCDE. No estudo citado, foi observado aumento de 1% no PIB analisado, e demonstrou-se que exportação, e importação influenciaram quase 0,32%, e 0,21%, respectivamente, além de gerarem

aumento de 0,16% no consumo de energia.

De acordo com a Banco Mundial (2016), O Brasil encontra-se em 9º lugar dos maiores PIBs mundiais, com U\$1796,187. A Índia (7º lugar) e China (2º) destacam-se com U\$2263.523 e U\$11199.145, respectivamente. Nota-se que os principais consumidores e produtores do minério de ferro e aço bruto mundiais também se encontram no topo da produção interna bruta global. Isso confirma a importância dessas duas variáveis serem correlacionadas neste trabalho.

De forma adicional, Reis (2005), Souza e Souza (2013) destacam a importância que se deve ter com relação aos custos operacionais logísticos, realizados nos processos de exportação/importação. Ambas pesquisas ressaltam que essa variável é responsável por aumentar as fronteiras da expansão econômica.

## 2.6. Capacidade de Produção

A capacidade de produção, de acordo com Peinado e Greml (2007), é definida como o volume máximo que uma unidade produtiva pode fornecer em um determinado período de tempo estabelecido. Os referidos autores ressaltam que, apesar de existirem vários conceitos sobre essa variável, é importante notar o ponto convergente entre os diversos pesquisadores que estudam o assunto.

Slack et al (2006) vai além, e aprofunda o conceito sobre capacidade produtiva, através da relação entre planejamento, e controle da operação de produção, agregado ao objetivo de atender as flutuações das demandas existentes. Ele resalta que, para se manter competitivo no mercado, é necessário conhecer os limites e relacioná-los à outras variáveis do processo.

Nesse sentido, Almeida (2014) menciona que deve-se trabalhar de maneira integrada os custos de produção, e as previsões de demanda para se obter o controle da capacidade de produção, pois o planejamento deve estar atrelado à expansão de mercado. Ou seja, as exportações ou qualquer tipo de transações, que dependem de um consumidor, estão relacionadas a demanda efetiva que aquele cliente pode produzir (WU e ONARI, 2016).

Estudos que analisam a reserva de capacidade sob incerteza no preço do mercado à vista, como o realizado por Inderfurth e Kelle (2011), demonstram a necessidade de atenção para esta variável, especialmente se tratando do comércio internacional das commodities, em que se têm contratos de reserva de capacidade e mercados spot como alternativas de compra. A capacidade de produção mineral brasileira, e sua competitividade é altamente afetada pela alta carga tributária, que corrobora para um alto custo-Brasil, que explicita alguns entraves que impedem o crescimento (PAIS et al, 2012; VILLELA, 2004).

Essas dificuldades podem ser minimizadas através de uma atenção maior entre a demanda existente, e a capacidade de produção economicamente interessante ao empresário, com foco na sua ampliação estratégica no mercado (ALMEIDA, 2014). A oferta existente, capacidade produtiva disponível, e a demanda prevista, segundo Thome et al. (2012), são variáveis que devem ser correlacionadas com objetivo de sua inclusão no planejamento financeiro.

Adicionalmente, Leite et al. (2015) dizem que o nível da capacidade de produção é obtido através do volume de saídas que foi realizado, agregado ao quanto isso pode estar distante do seu potencial. É importante ressaltar que, de acordo com Instituto Aço Brasil (2012), a indústria brasileira do aço tem trabalhado acima da sua demanda, ou seja, produz mais do que é necessário, e possui alto excedente para exportação.

Através dessa ideia, é gerado um alerta para o conhecimento quantitativo do quanto a capacidade produtiva externa, e a demanda afetam a comercialização do minério de ferro. O trabalho realizado por Pereira (2012) também corrobora com a ideia de que a capacidade de produção está correlacionada com as exportações, e pode afetar, significativamente, as vendas dessa commodity para fora do país.

Através de relatórios do Serviço de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE, 2015, 2017), e trabalhos como os de Gurgel et al (2015), e Bernardelli et al (2017) percebe-se que as variáveis sobre capacidade instalada, produção, e consumo estão diretamente relacionadas ao PIB e a demanda prevista. Porém, todos os três referenciais citados ressaltam a necessidade de considerar a expectativa do mercado como um fator relevante nas relações econômicas.

## 2.7. Expectativa do mercado

Através de investigação empírica, Ragin e Halek (2015) comprovaram que, além da expectativa do mercado está diretamente relacionada a preços, e quantidades produzidas, ela encontra-se suscetível às dificuldades, como por exemplo, crises sociais e catástrofes econômicas. Os autores mostram que é imprescindível o entendimento dessa variável, quando busca-se compreender o mercado econômico.

Nesse sentido, Bakanauskienė et al. (2014) dizem que é necessário que haja o conhecimento da expectativa, ou confiabilidade das organizações para tomar decisões, como por exemplo, do quanto deve-se produzir e, principalmente, quando se quer aderir um novo mercado, ou planejar a manutenção do mesmo.

Para isso, o Portal do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE, 2017b), através da sondagem de três momentos das informações do mercado (passado, presente, e futuro), a Fundação Getúlio Vargas (FGV) desenvolve o Índice de Confiança do Empresário Industrial (ICEI), o qual é utilizado no Brasil para demonstrar o grau de confiança do empresário.

Os indicadores analisados para a coleta são os mesmos utilizados mundialmente para prever as atividades econômicas. Eles são obtidos através de sondagens realizadas nos setores da indústria; do consumidor; da América Latina; de serviços; do comércio; da construção; dos investimentos; e dos indicadores de mercado de trabalho. De acordo com a CNI, a expectativa de produção da indústria extrativista sofre alterações de acordo com o aumento ou diminuição de vários fatores externos, como por exemplo, juros, geração de emprego, inflação, contratos futuros, e etc.

De forma contrária, a baixa confiança no mercado gera queda nos investimentos em vários setores, como por exemplo, nas construções, projetos públicos, empregos, exportações e etc (ECB, 2016). Portanto, se faz necessário atentar-se às variáveis que influenciam a compra do minério de ferro, e aço brasileiro pelo seu principal país consumidor.

## 2.8. O principal consumidor do minério de ferro e aço brasileiro

Hidalgo e Feistel (2013) dizem que, a partir dos anos 2000, o Brasil passou a ter um crescimento significativo nas suas exportações, devido a resultados de trabalhos que se iniciaram no início dos anos 90, voltado para se ter uma economia mais moderna, competitiva e liberal. De maneira similar, a China passou por um processo de transformação na sua economia, com influência representativa no cenário mundial, a partir dos anos 2000, a qual foi influenciada, principalmente, por sua inserção na Organização Mundial do Comércio (OMC) (SOARES e CASTILHO, 2014).

Segundo Soares (2013), a representatividade chinesa no comércio mundial saltou de 3,7% para 10,3%, configurando-se no segundo lugar da maior economia global, após fazer parte da OMC. Ele destaca que, devido a crescente necessidade por commodities industriais, e agrícolas pelo país oriental, o Brasil se beneficiou com as altas nos preços, e no volume produzido desses produtos. Tal fato alavancou as exportações, e resultou no saldo positivo para balança comercial. De acordo com o IBRAM (2012b), mais de 40% do minério de ferro produzido pelo Brasil é consumido pela China.

Essa relação se fortaleceu, principalmente, durante o governo dos presidentes Lula (2003 - 2011), e sua sucessora Dilma Rousseff (2011 - 2016). Esses períodos coincidem, exatamente, com a expansão das exportações de minério de ferro realizadas para a China, em que se exclui o período da crise mundial de 2008 (RHYS, 2012). Santos et al (2012) afirmam que, em torno dos anos 2000, a China representou cerca de mais de 25% da elevação econômica mundial. Ele ressalta que esse resultado, ligado diretamente ao aumento do seu PIB per capita, foi alimentado pela modificação e volume do consumo interno populacional Chinês, o qual afetou diretamente as importações realizadas pelo gigante asiático.

Neste sentido, Di (2012) buscou analisar a classe média chinesa e seus padrões de consumo. Ele destacou que esta classe social, conjuntamente com as políticas econômicas adotadas pelo governo após 1978, foi responsável pela alavancagem da economia do país asiático, e mundial. Ressalta-se que, o país responsável por cerca de 20% da população mundial, passa a configurar-se como o segundo principal consumidor global após sua entrada na OMC, e se torna um dos principais players da economia global (ZHU, 2012; SOARES, 2013; PAIVA, 2014).

Paiva (2014) vincula o desenvolvimento econômico, e o processo de industrialização chinesa ao consumo das commodities brasileiras. Ele faz um alerta para o objetivo do país oriental em querer expandir sua influência política internacional, justificada pela necessidade de suprir sua demanda interna, e conquistar novos mercados.

A China reconhece que sua indústria nacional, e seu crescimento dependem fortemente do fornecimento energético exterior, e que o Brasil é peça fundamental neste processo (LEITE e LIRA, 2011). Liao (2015) também destaca que o crescimento Chinês, desde 1980, vem sendo acompanhado por um consumo exponencial intenso, alimentado, principalmente, pelas importações de commodities internacionais.

## 2.9. Síntese bibliográfica

Nesta seção busca-se realizar uma síntese bibliográfica, através da apresentação de vários estudos nacionais, e internacionais, relacionados com a temática do presente trabalho. O objetivo é demonstrar as evidências empíricas relacionadas a estudos que utilizaram técnicas econométricas na

validação da influência de determinadas variáveis. Nesse sentido, Jaupllari e Zoto (2013) dizem que quando deseja-se realizar uma modelagem econométrica, a escolha das variáveis é o momento crucial para a validação do modelo. Os autores ressaltam que a relação bilateral entre elas torna complexo a modelagem e, por isso, deve-se levar em conta a disponibilidade dos dados para então considerar o que se quer atingir.

Sob essa perspectiva, através de um modelo de auto-regressão vetorial (VEC), utilizando a decomposição de Bernanke, Mortatti et al (2011) realizou a verificação das variáveis que influenciam o comércio de exportação entre o Brasil, e a China, em que considerou as principais commodities comercializadas (minerais, produtos industriais e agrícolas). Chegou-se à conclusão que a renda per capita; a taxa de câmbio; a quantidade exportada; a capacidade instalada; e o preço relativo possuem influência sobre as exportações minerais.

De maneira similar, Jaupllari e Zoto (2013), através da aplicação de um VECM, verificaram que oscilações no PIB, no volume importado, no valor da moeda, e a tarifa média de compra do exterior, influenciam as importações da Albânia. Os autores ainda propuseram que fosse feita uma reestruturação mais eficiente da economia Albanesa, com o intuito de desenvolver estruturas de produção nacionais para, futuramente, substituir altos volumes de importações.

No sentido de compreender esse mercado bilateral, Albuquerque (2014) analisou o comportamento da demanda por exportações de soja, e de minério de ferro do Brasil. Através de técnicas econométricas (modelo de equações simultâneas; métodos OLS Pooled, LSDV com efeitos fixos, GLS com efeitos aleatórios, e GMM), com relação ao minério, demonstrou que as variáveis sobre o preço relativo e renda apresentaram baixo poder explanatório. Porém, as equações das exportações de soja indicaram que estes são significativos.

Um estudo realizado por Monte (2015) propôs analisar o quanto as exportações do Estado do Espírito Santo, no Brasil, são influenciadas pelas variáveis taxa de câmbio e renda mundial, através da metodologia VAR/VEC. O pesquisador constatou que dentre esses dois fatores, a variável renda mundial mostrou-se mais significativa na influência das vendas internacionais. Porém, o referido autor ressalta que outros elementos influenciam esse comércio, e propõe investigações com outros determinantes.

No mesmo período, Andrei e Andrei (2015) afirmam que a interação entre as variáveis (exportações, importação, mão de obra e investimentos estrangeiros diretos) é complexa, e cada uma tem um fundamento teórico plausível para afetar as demais. Sob essa justificativa, foi realizado um teste de cointegração de Johansen, e aplicado um modelo VEC nessas variáveis macroeconômicas, com o intuito de verificar tais relações de longo, e curto prazo. Como esperado, foi detectado que a crise mundial de 2008 afetou todas as variáveis analisadas.

De maneira similar, Feistel et al (2015), através do método de cointegração de Johansen, buscaram identificar os determinantes da exportação da principal commodity agrícola (soja) Brasileira para a China. Seu estudo mostrou que dentre três variáveis analisadas (renda chinesa, valor da soja, e a taxa de câmbio), somente duas (renda, e taxa de câmbio) afetam, significativamente, a comercialização desse produto, a longo e curto prazo.

Outra contribuição para a América Latina foi produzida por Salazar (2015). Através de um modelo de equações simultâneas, descobriu-se os determinantes das exportações de produtos fabricados na Colômbia. Os indicadores encontrados mostram que as exportações do referido país foram afetadas, nos últimos anos, por fatores como a crise econômica internacional, a queda do mercado Venezuelano, os altos custos de produção, a valorização do peso, e o alto custo de oportunidade.

Assemelhando-se ao caso brasileiro, Ebadi e Ebadi (2015) realizaram um estudo para descobrir como o volume de exportação é afetado por variáveis determinantes, em países em desenvolvimento. Neste sentido, buscou-se compreender as inter-relações entre as exportações e alguns fatores quantitativos, e qualitativas aplicados ao Irã. Para tal feito, foi realizada análise de regressão múltipla em tais variáveis referentes ao período de 1961 a 2001. Os resultados mostraram que, embora o volume de exportação; a inflação; a competitividade; demonstrem relevância no modelo, o que mais influencia o montante exportado pelo país é a volatilidade da taxa de câmbio.

Vale ressaltar que, similar ao realizado por Andrei e Andrei (2015), Abadi e Abadi (2015) utilizaram variáveis qualitativas na construção do referido modelo, sob justificativa de que o lado da oferta precisa satisfazer os requisitos estruturais satisfatórios para acelerar a exportação. Além disso, o efeito negativo dos choques externos (guerras, crises, desastres naturais, e etc) nas exportações industriais é inevitável, e comprovado cronometricamente. Na África do Sul, Sunde (2017) realizou um estudo em que aplicou um modelo Autoregressive Distributed Lag (ARDL), VEC e causalidade de Granger para verificar a relação entre o crescimento econômico, o investimento direto estrangeiro e as exportações do seu país. O resultado obtido confirmou a cointegração desses determinantes, e



mostrou que eles influenciam na expansão financeira Sul Africana.

Em um estudo recente, realizado por Guo (2017), buscou-se estimar equações, através de técnicas de cointegração, teste estacionário, e análise de regressão, de acordo com as variáveis referentes às exportações e importações. O objetivo foi verificar, empiricamente, o impacto da moeda Chinesa (Renminbi) em sua própria balança comercial. Chegou-se a conclusão que, com a taxa de câmbio controlada pelo governo (1994-2005), a balança comercial não se mostrou sensível às flutuações da moeda.

Porém, após adotarem o câmbio flutuante (a partir de 2005, baseado na demanda de mercado), observou-se que a valorização da moeda chinesa causa a diminuição do superávit, e influencia o comércio internacional. Apesar de estudos econométricos mostrarem que, em países onde a taxa de câmbio é fixa, há probabilidade maior de crescimento do PIB (Dubas et al, 2005). Vieira (2006) destaca que, cada vez mais, a China terá que abrir mão de todo esse controle cambial, caso queira seguir na linha do desenvolvimento econômico mundial.

Os determinantes do desempenho das exportações, Segundo Chen et al (2016), passaram por transformações significativas, durante o período de 2006 a 2014. Novas variáveis influenciadoras desse processo foram identificadas, porém as pesquisas nessa área ainda se encontram limitadas, e indicam necessidade de consolidar estudos recentes.

### 3. Proccimentos metodológicos

#### 3.1. Caracterização da pesquisa

A presente pesquisa caracteriza-se como quantitativa, explicativa e causal, com análise de séries temporais. Pois, de acordo com Silva et al (2014), o caráter da análise dos dados de pesquisa quantitativa torna-se adequados quando se têm a disponibilidade numérica sobre o problema delimitado, e conhece-se o que está pesquisando. Segundo Gil (2008), o caráter explicativo e causal é atribuído à pesquisa que se preocupa em identificar os fatores que contribuem, de maneira determinante, em algum fenômeno.

O referido autor diz que este tipo de análise é mais complexo, devido a probabilidade de erros serem maiores. Quanto a análise de séries temporais, este trabalho baseia-se na definição sugerida por Ehlers (2007). Ele a define como um conjunto de dados numéricos que são observados sequencialmente no decorrer do tempo, e ressalta a importância da observação da dependência ocorrida entre essas sequências. Realiza-se a análise empírica do estudo através de dados de séries temporais dos valores referentes às variáveis que influenciam a exportação do minério de ferro Brasileiro, entre os anos 2010 a 2017.

A escolha do período foi definida de acordo com a disponibilidade dos mesmos. Para que a análise, e ajuste do modelo econométrico sejam feitos corretamente, Gujarati e Porter (2011) e Muller (2017) ressaltam a importância de serem seguidas algumas etapas, que são pré-definidas quando se realiza o processo de estimação de um modelo econométrico.

Segundo os autores citados, o caminho a ser seguido dependerá dos resultados dessas técnicas pré-estabelecidas, que assegurarão um resultado mais confiável para a utilização do modelo escolhido. De acordo com Gujarati e Porter (2011), um modelo vetorial auto regressivo (VAR) parte da premissa que as séries temporais analisadas devem ser estacionárias, ou seja, desenvolvem-se no tempo aleatoriamente, ao redor de uma média constante.

A partir disso, Bueno (2008) e Aiube (2013) falam da importância de se verificar os dados, e fazer os ajustes necessários, para melhorar a estimativa e a interpretação do modelo. Além disso, os autores citam que é útil usar estatísticas resumidas e observar uma plotagem da série para detectar outliers, dados ausentes e outros comportamentos estranhos.

Aiube (2013) também fala sobre a importância da utilização de técnicas estatísticas descritivas, com o objetivo de observar o comportamento dos dados coletados, e verificar se eles são estacionários ou não. Caso seja confirmado a não estacionariedade, aplica-se a transformação conforme explicada no item 3.1.1 deste trabalho.

Após isso, efetua-se o teste de raiz unitária, com o objetivo de obter os dados sem interferências de outras variáveis, que confirmam a estacionariedade das séries, para que se estime a ordem do modelo através dos critérios que determinam o grau de liberdade que se pretende obter. Ou seja, o comprimento de defasagem  $k$ , de acordo com Gujarati e Porter (2011).

Dessa forma, para que se possa verificar dependências entre as variáveis, os dados serão submetidos à aplicação do teste de cointegração de Johansen. Por fim, aplica-se o teste de Causalidade de Granger, para que se confirme a causalidade e a direção da influência das variáveis analisadas sobre as exportações do minério de ferro brasileiro.

#### 3.1.1. Transformação em retorno

Através de transformações adequadas, segundo Gujarati e Porter (2011), é possível tornar séries temporais não estacionárias, em estacionárias. Porém, algumas técnicas devem ser aplicadas, e algumas observações devem ser feitas durante a análise dos dados. Segundo Tsay (2002), as séries temporais financeiras possuem uma característica chamada volatilidade que, geralmente, encontra-se presente nos dados, porém não é diretamente observada.

Devido esse fato, Tsay (2002), Furriel (2011), Gujarati e Porter (2011) destacam alguns modelos heteroscedásticos condicionais capazes de modelar e prever o valor médio condicional (rendimento) e a variância condicional (volatilidade) de séries financeiras, como por exemplo IGARCH, EGARCH, CHARMA e os modelos de Volatilidade Estocástica. Tsay (2002) diz que as séries de retorno são mais fáceis de manusear que as séries de preços, devido possuírem propriedades estatísticas mais atraentes.

Ele afirma que, devido isso, a maioria dos estudos financeiros envolvem retornos de ativos, ao invés de preços. Isso ocorre porque o segundo é um resumo completo, sem escala de oportunidade de investimento. De acordo com Furriel (2011), embora a volatilidade nas séries temporais seja difícil de se constatar diretamente, há a existência de uma característica chama de “clusters” de volatilidade. Essa peculiaridade é observada quando a série eleva-se em uns períodos, e se reduz em outros, e a autora ressalta que tal comportamento, geralmente, ocorre de forma contínua.

Portanto há a necessidade de se realizarem testes que descrevam/prevejam as características mencionadas, com o objetivo de se conseguir dados mais neutros possíveis, extinguir a multicolinearidade no modelo proposto, e então maximizar a probabilidade de escolha do verdadeiro modelo.

### 3.1.2. Teste de raiz unitária – Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

De acordo com Muller (2017), o teste de raiz unitária é bastante difundido, e encontra-se vasta literatura recente que se utilizou desta técnica. Segundo Sampaio (2012) o teste desse modelo é aplicável quando se conhece o valor passado, e presente da variável analisada, com objetivo de prever o indicador futuro. Gujarati e Porter (2011) dizem que um problema de raiz unitária é observado quando se tem uma série temporal não estacionária.

Outra forma de reconhecer esse tipo de série é definida por Sampaio (2012) como passeio aleatório. Dessa maneira, os autores citados convergem na ideia de que a variância  $Y_t$  é não estacionária em um modelo de série temporal com tendência. A equação da raiz unitária é descrita da seguinte forma:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (1)$$

Nesta equação, o ponto do erro é reconhecido por  $u_t$ . Logo, a existência de uma série não estacionária, ou seja, a ocorrência de um passeio aleatório sem deslocamento está sujeita à  $\rho = 1$ . Segundo Gujarati e Porter (2011), e Tsay (2012), para se ter certeza se a série é ou não estacionária, aplica-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), em que se realiza três diferentes estimativas de testes de hipóteses nulas, observadas na Tabela 2.

**Tabela 2** - Equações das estimativas DF, sob as três hipóteses existentes.

	Equação Dickey-Fuller	
Passeio aleatório.	$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$	(2)
Passeio aleatório com deslocamento.	$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$	(3)
Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.	$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$	(4)

Segundo a Tabela 2, as séries temporais possuem três tipos de comportamentos no teste aplicado. Dessa forma, as equações para as estimativas de DF possuem hipóteses diferente para cada uma, em que  $t$  é a variável de tendência, ou temporal. Para cada caso, segundo Gujarati e Porter (2011), a série possui raiz unitária, ou é não estacionária, ou ainda possui tendência se  $\delta = 0$  (Hipótese nula). Caso  $\delta < 0$  (Hipótese alternativa) pode-se dizer que a série temporal é estacionária.

### 3.1.3 Teste de Cointegração de Johansen

Os testes de cointegração, assim como os de raiz unitária, segundo Gujarati e Porter (2011), servem para verificar se os resíduos gerados pela regressão das séries são estacionários ou não. Ainda segundo os autores citados, com o intuito de evitar uma regressão não confiável, a

cointegração é utilizada como um teste prévio de para a verificação do relacionamento das variáveis econômicas. Segundo Bueno (2008) para estimar os vetores de cointegração contidos na matriz  $\beta$ , o teste de cointegração de Johansen define o posto da matriz  $\phi$ .

Dessa forma, o autor citado diz que a estimativa do modelo de cointegração é gerada, conjuntamente, com a metodologia do teste. Para um teste de cointegração de  $n$  variáveis, o procedimento de Johansen é aplicado na modelagem de uma matriz de séries temporais ( $n \times p$ ) estocástica, e busca encontrar a combinação linear com maior estacionariedade. De acordo com Silveira et al (2016), estima-se o método através da equação da máxima verossimilhança, verificada a seguir:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \dots + A_d x_{t-d} + \zeta_t \quad (7)$$

Em que  $x_t$  = vetor de cointegração de variáveis ( $n \times 1$ );  $A_1$ =matriz dos coeficientes ( $n \times n$ );  $\zeta_t$ = vetor de erros ( $n \times 1$ ). Através da equação (7), observa-se que é possível prever todas as relações de cointegração que a série pode movimentar-se. De maneira sintetizada, Johansen pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{d-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-d} + \zeta_t \quad (8)$$

Em que:  $\pi = -(1 - \sum_{i=1}^d A_i)$  e  $\pi = -(1 - \sum_{j=1}^i A_j)$

O número de vetores independentes da cointegração é representado pelo posto da matriz  $\pi$ , através da equação (8). A interpretação dos resultados dão-se da seguinte forma: Não existe cointegração e as variáveis são estacionárias, caso o posto seja zero, ou seja, matriz nula; Existe apenas um vetor de cointegração, caso o posto tenha valor um; Há vários vetores de cointegração, nos outros casos ( $1 < \text{posto}(\pi) < n$ ).

Através da análise de significância das raízes estimadas da matriz  $\pi$ , realiza-se a análise dos vetores de cointegração. De tal forma que, as equações (9) e (10) constituem o teste de cointegração proposto por Johansen:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -N \sum_{t=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

$$\lambda_{\text{max}(r,r+1)} = -N \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

em que  $\hat{\lambda}_i$  representam os autovalores que são os valores estimados das raízes características, obtidos através da matriz  $\pi$  também estimada; e  $N$  é o número de observações.

Adota-se como hipótese nula a presença de  $r$  vetores de cointegração e, como alternativa,  $r > r^*$  através da equação (9). Confronta-se a ideia de  $r + 1$  vetores, através da Eq. (10), a qual testa a hipótese da existência de  $r$  vetores de cointegração. Além dos testes de cointegração, Bueno (2008) ressalta a necessidade de se observar a causalidade existente entre as variáveis, com o intuito de se descobrir a causa e a direção da influência.

### 3.1.4 Teste de causalidade de Granger

Segundo Gujarati e Porter (2011), a dependência de uma variável sobre a outra não significa, necessariamente, a existência de influência entre elas. Ou seja, a causalidade não está necessariamente ligada apenas ao fato delas possuírem qualquer tipo de relação. Porém, os autores citados destacam que, embora eventos futuros não possam afetar os atuais, o que acontece no presente tem poder de influenciá-los.

Bueno (2008) ressalta que o teste de exogeneidade não deve ser confundido com o teste de causalidade de Granger. O referido autor diz que se uma variável  $z_t$  é afetada contemporaneamente por  $y_t$ , então ela é considerada exógena. Porém a forma reduzida do VAR não permite que se realize o teste necessário para tal constatação.

Para facilitar o entendimento de como funciona o teste de causalidade de Granger, Gujarati e Porter (2011) dizem que o teste pressupõe que as informações relevantes para a predição das

variáveis  $x$  e  $y$  estão contidas, unicamente, nas séries de dados temporais das mesmas. Isso é realizado através da estimativa do par de regressão a seguir:

$$(11) \quad x_t = \sum a_i y_{t-i} + \sum b_i x_{t-i} + u_{1t}$$

$$(12) \quad y_t = \sum c_i y_{t-i} + \sum d_i x_{t-i} + u_{2t}$$

Em que os resíduos não correlacionados são representados por  $u_{it}$ .

Através da equação (11) observa-se que  $x$  atual esteja relacionado a seus próprios valores passados, assim como os valores de  $y$ . Na eq. (12) aplica-se a lógica similar para a variável  $y$ . Dessa forma, Cavalcanti (2010) expõe quatro casos distintos que podem ser observados como resultado deste teste: (i) causalidade unidirecional de  $y$  para  $x$ ; (ii) causalidade unidirecional de  $x$  para  $y$ ; (iii) causalidade bidirecional; (iv) ausência de causalidade em qualquer direção.

Dessa forma, Bueno (2008), Cavalcanti (2010) e Gujarati e Porter (2011), convergem na ideia de que mudanças em  $x$  precedem mudanças em  $y$ , ao longo do tempo, se a variável  $x$  Granger-cause a variável  $y$ . Após a aplicação dos referidos testes, e tratamento das séries de dados temporais, buscou-se estimar o modelo VAR nas variáveis de influência da exportação do minério de ferro brasileiro.

### 3.1.5 Ordem do modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR)

De acordo com Gujarati e Porter (2011) e Silveira *et al* (2016), a ordem do modelo VAR precisa ser definida antes da realização do teste de cointegração. Para isso, Bueno (2008) diz que a primeira condição para as variáveis serem cointegradas é que elas possuam a mesma ordem.

Dessa forma, de acordo com ambos os autores citados, os testes de critério de informação de Akaike (CIA) e Schwarz (CIS) mostram se o modelo escolhido ajusta-se aos dados da amostra, e busca prevê o desempenho dos valores futuros que estão regredindo. Como critério para a escolha do modelo, elege-se aquele que possui o valor mais baixo de CIA ou de CIS, os quais são representados pelas equações (5) e (6), respectivamente.

$$\ln CIA = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (13)$$

$$\ln CIS = \frac{K}{n} \ln n + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (14)$$

em que para a equação (5),  $k$  é o número de regressores;  $n$  é o número de observações; e  $\frac{2k}{n}$  é o fator de correção. Para a equação (6),  $\frac{K}{n} \ln n$  é o fator de correção da equação.  $SQR$  é a soma dos quadrados dos resíduos em ambas as equações citadas.

Por isso, através da comparação entre (5) e (6), observa-se que o CIS utiliza medidas corretivas mais severas que o CIA. Segundo Barros *et al* (2018), a ideia dos dois critérios parte da medida de correção pelo acréscimo de regressores ao modelo, e deve-se levar em conta a perda dos graus de liberdade na escolha do mesmo, para se realizar o teste de cointegração.

### 3.1.6 Vetores Auto Regressivos (VAR)

O modelo econométrico a ser calculado neste trabalho é feito através de uma análise multivariada que, de acordo com Neto (2009), ocorre devido o conjunto de técnicas, e métodos utilizados analisarem simultaneamente o conjunto de variáveis na interpretação teórica dados obtidos. Nesse sentido, Vicini (2005) destaca que existem diferentes procedimentos multivariados, com objetivos diferentes. Por isso, deve-se ter claro o objetivo que se quer atingir, e que tipo de hipótese pretende-se gerar com relação aos dados.

De acordo com Cavalcanti (2010), Christopher Albert Sims, nos anos 80, utilizou em um dos seus trabalhos, modelos vetoriais auto regressivos (VAR) para analisar as correlações existentes entre múltiplas variáveis, a partir de um conjunto pequeno de restrições de identificações. Tal fato

provocou rápida expansão do método na comunidade científica, especialmente na área macroeconômica.

Segundo Gujarati e Porter (2011) um VAR pode ser representado, para dois processos estocásticos, através da seguinte expressão

$$\begin{aligned} y_t &= a_{10} + a_{11} + \boxed{\phantom{0}} + a_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ z_t &= a_{20} + a_{21} + y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

Esse sistema é equivalente a:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + \varepsilon_t$$

A equação pode ser escrita na seguinte equação linear:

$$y_t = \beta x_y + \varepsilon_t$$

(15)

Gujarati e Porter (2011) explicam como um VAR é estimado, através das equações dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Baseada no modelo utilizado (VAR), a variável minério de ferro (*exp*) será mostrada como depende de vários vetores ( $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ ) de forma defasada e contemporânea. Esse modelo é preparado para incorporar assimetrias relacionadas a diferentes comportamentos de  $x_n$ , o qual tem diferentes impactos sobre *exp*.

É importante ressaltar que o modelo possui erros estruturais, conhecidos como erros estocásticos, chamados de choques, na linguagem VAR. O coeficiente  $\beta_n$  é parâmetro do modelo da variável  $x_n$ , e  $\varepsilon_t$  é constante paramétrica do mesmo pois, diferentemente de  $\beta_n$ , não depende de  $x_n$ . Dessa forma, procura-se verificar se as variações da exportação do minério de ferro brasileiro podem

Proxy	Variável correspondente	Unidade	Fonte
EXP	Exportações Brasileiras para a China	US\$	COMEX STAT
PIB	PIB Chinês	¥	Federal Reserve Economic Data (Fred)
BAL	Balança comercial brasileira	US\$	World Integrated Trade Solution (WITS)
CIV	Construção Civil Chinesa	¥	National Bureau of Statistics of China (NBS)
EMP	Expectativa do Empresário Chinês	Índice de expectativa	Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD)
CAP	Capacidade de produção Chinesa	Índice de capacidade	Federal Reserve Economic Data (Fred)
TAX	Valor Cambial	R\$	Federal Reserve Economic Data (Fred)
PMF	Preço do Minério de Ferro	US\$	Federal Reserve Economic Data (Fred)
-	Logística	Índice logístico	Indisponibilidade de dados

ser explicadas pelas variáveis expostas na Figura 1.

Figura 1 - Variáveis utilizadas no modelo econométrico, e suas respectivas informações.

Com exceção do Índice Logístico, devido falta de dados suficientes para a análise, a Figura 1 mostra todas variáveis que serão utilizadas no algoritmo criado e suas respectivas informações relevantes para o modelo proposto. Através do referencial teórico e bibliográfico analisado, conseguiu-se obtê-las. Elas serão utilizadas com o objetivo de identificar quais são determinantes no processo de exportação do minério de ferro brasileiro para a China.

Os dados referentes às exportações Brasileira para a China (EXP) foram coletados a partir do site COMEX STAT; Os relativos ao PIB Chinês (PIB), à Capacidade de Produção Chinesa (CAP), à taxa de câmbio Brasileira (TAX), e ao Preço do Minério de Ferro (PMF) foram obtidos a partir do Federal Reserve Economic Data (FRED); Os valores provenientes da Construção Civil Chinesa foram extraídos do site National Bureau of Statistics of China (NBS).

Os dados referentes a Balança Comercial Brasileira (BAL) foram obtidos do World Integrated Trade Solution (WITS); Por fim, a Expectativa do Empresário Chinês (EMP) foi obtida a partir dos indicadores do site Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD). Cada variável citada contém 32 observações analisadas em períodos trimestrais, em que se iniciam no 1T10 e terminam no 4T17.

#### 4. Análise dos resultados

Segundo Aiube (2013), a estacionariedade de uma série temporal é possível ser analisada graficamente. Antes de tudo, o referido autor diz que a principal característica de uma série estacionária é sua distribuição invariante com o passar do tempo. Dessa forma, ele aponta que a estacionariedade pode ser estrita, em que a distribuição conjunta de  $y_t$  é idêntica à de  $y_{t+1}$ , para todo  $t$ . Ou seja, é uma definição rigorosa, pois representa o que seria ideal para a modelagem.

O segundo conceito, com relação a estacionariedade de uma série temporal, apontado por Aiube (2013), é uma definição menos rigorosa, chamada estacionariedade de segunda ordem ou estacionariedade fraca. Esse processo é detectado se a média e a variância de  $y_t$  são idênticas para qualquer  $t$  e a covariância é função apenas da defasagem. Ou seja,  $E(y_t) = \mu$ , constante e  $Cov(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k$ , como função apenas de  $k$ .

Para verificar o comportamento das séries temporais, partiu-se para a aplicação de testes estatísticos com alto poder de significância. Realizou-se os testes de raiz unitária, em que pôde-se verificar a estacionariedade dos dados entre as variáveis EXP, PIB, CIV, EMP, CAP, TAX, BAL PMF. Como apresentado na seção 3.1.1. deste estudo, a conversão das séries não estacionárias em estacionárias se dá a partir do cálculo de diferenciação das variáveis. Caso uma série temporal seja estacionária I(1), ou seja, de primeira ordem, diferencia-se uma vez. Se for I(2), deve-se diferenciá-la duas vezes até tornar-se estacionária, e assim sucessivamente. A série é I(0), se for estacionária em nível. Dessa forma, os resultados são encontrados a partir da Tabela 3.

**Tabela 3** - Teste de raiz unitária (variáveis em nível e em primeira diferença).

Variável	Diferença	Intercepto	Tendência e Intercepto	Sem tendência e sem intercepto
EXP	0	-4.999 ***	-4.863 ***	-0.802
	1	-6.085 ***	-5.984 ***	-6.199 ***
PIB	0	-11.120	-6.083 ***	12.406
	1	-8.703 ***	-8.562 ***	-7.929 ***
CIV	0	-4.777 ***	-6.067 ***	-15.796
	1	-7.426 ***	-7.300 ***	-7.496 ***
EMP	0	-3.172 **	-24.759	-0.733
	1	-5.808 ***	-6.134 ***	-5.872 ***
CAP	0	-16.59	-18.201	-1.991 **
	1	-5.744 ***	-6.070 ***	-5.090 ***
TAX	0	-0.883	-20.945	0.803
	1	-5.642 ***	-5.540 ***	-5.507 ***
BAL	0	-3.052 **	-31.296	-2.022 **
	1	-7.341 ***	-7.207 ***	-7.474 ***
BAL	0	-3.052 **	-31.296	-2.022 **
	1	-7.341 ***	-7.207 ***	-7.474 ***
PMF	0	-0.716	-28.808	-10.692
	1	-6.324 ***	-6.177 ***	-6.114 ***

Legenda: \* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%.

Fonte: Resultados obtidos com o *Software RStudio*.

A partir dos resultados obtidos nos testes de raiz unitária mostrados pela Tabela 6, as evidências sugerem a aceitação da hipótese nula de não estacionariedade em nível (Diferença = 0), aplicado a todas as variáveis. Ou seja, é observado a presença de raiz unitária ( $t < \tau$ ), em pelo menos uma das modelagens utilizadas: com intercepto, tendência e intercepto ou sem tendência e sem intercepto.

Verificado tal comportamento, partiu-se para a realização da primeira diferença das séries temporais analisados pois, segundo Gujarati e Porter (2011), as autocorrelações dos resíduos podem ser removidas de acordo com o número de defasagens incluídas no modelo.

Ou seja, deve-se testar para ver se a série é I(1), pois concluiu-se que ela não é I(0). Nota-se, a partir dos cálculos realizados, a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade em todos os modelos de primeira diferença, ao valor crítico da estatística de Dickey-Fuller de 1%, 5% ou 10%. Dessa forma, pode-se concluir que, segundo o teste realizado, as séries analisadas são I(1). Ou seja:

*Set  $< \tau \rightarrow$  Rejeita  $- seH_0$*

Após confirmado que todas séries temporais analisadas são estacionárias em primeira diferença, procede-se com o teste de cointegração de Johansen para verificar se há relação de longo prazo entre o grupo de dados. Além de ser uma alternativa para determinar as relações de cointegração, quando há dois ou mais vetore cointegrados, este método assume que todas as variáveis são endógenas, ou seja, explicadas através do modelo.

Há duas estatísticas capazes de realizar tal procedimento para a inferência da quantidade de vetores de cointegração, propostas por Johansen (1988). A primeira é chamada, pelo referido autor, de estatística de traço, enquanto que a segunda é conhecida por ser a estatística do máximo autovalor. No presente estudo optou-se por realizar os dois cálculos propostos, a fim de equiparar e validar os resultados obtidos. Dessa forma, observa-se os resultados, através da Tabela 04, a seguir.

Tabela 4 - Teste de Cointegração de Johansen aplicado aos modelos determinísticos de intercepto (Const), intercepto e tendência (Trend), sem tendência e sem intercepto (None), aplicado à todas variáveis.

H0	Estatística					
	Traço			Máximo Autovalor		
	Trend	Const	None	Trend	Const	None
r≤7	6.08	5.67	5.66	6.08	5.67	5.66
r≤6	14.35	16.82	13.44	8.26	11.16	7.79
r≤5	31.88	29.76	25.03	17.54	12.94	11.59
r≤4	57.21	55.10 **	50.34 **	25.32	25.35	25.31 *
r≤3	89.91 **	88.48 ***	82.72 ***	32.70	33.38 *	32.38 *
r≤2	144.31 ***	130.74 ***	122.84 ***	54.41 ***	42.25 **	40.12 **
r≤1	253.97 ***	250.86 ***	221.49 ***	109.65 ***	120.12 ***	98.65 ***
r≤0	449.08 ***	451.06 ***	400.48 ***	195.12 ***	200.20 ***	178.99 ***

Legenda: \* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%.

Fonte: Resultados obtidos com o *Software RStudio*.

Confirma-se, a partir da Tabela 4, a rejeição da hipótese nula, de que o posto da matriz de cointegração é  $r = 0$ , com 1% de significância em ambas estatísticas (traço e máximo autovalor). Desse modo, como analisa-se 8 variáveis, haverá no máximo sete vetores de cointegração, que estabelecem as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Ressalta-se que foi confirmado o proposto por Johansen (1988), de que a hipótese nula de  $r = 0$  significa que não há cointegração, pois uma classificação  $r > 0$  implica uma relação de cointegração entre duas ou mais séries temporais. Dessa forma, Alexander (2001) destaca que as variáveis, ao apresentarem uma relação de interdependência temporal, sugerem a existência de causalidade entre elas.

Frente a isso, foi realizado o teste de Causalidade de Granger, sugerido por Barros (2018), para inferir se os valores passados de uma variável auxiliam na previsão da outra, através de um sistema bivariado. Todos os resultados obtidos através do *Software RStudio*, são observados através das Tabelas 5 e 6. Além disso, optou-se pelo uso da simbologia  $\sim$  para explicar a relação de causalidade entre as variáveis. Dessa forma, o sistema representado por  $y \sim x$  indica a hipótese nula de que variável independente  $y$  não causa Granger na dependente  $x$ .

Tabela 5 - Teste de Causalidade de Granger aplicado à variável dependente EXP.

Lag	PIB~EXP	EXP~PIB	CIV~EXP	EXP~CIV	CAP~EXP	EXP~CAP	PMF~EXP
1	0.0027 ***	0.0351 *	0.0030 ***	0.0323 *	0.7955	0.8328	0.0170 *
2	0.0198 ***	0.0009 ***	0.0077 ***	0.0031 ***	0.5386	0.5435	0.0316 *
3	0.0060 **	0.0341 *	0.0041 **	0.6152	0.0693	0.8470	0,0194 ***
4	0.5041	0.7950	0.3956	0.0370 *	0.2027	0.6667	0.0075 **
5	0.4682	0.8733	0.9227	0.0923	0.5572	0.3079	0.0916
6	0.4880	0.9029	0.9946	0.2175	0.9520	0.4959	0.3121
7	0.7097	0.7613	0.9760	0.5447	0.9931	0.4998	0.0715
8	0.9023	0.5179	0.0709	0.1704	0.9834	0.7288	0.1845
9	0.7411	0.5447	0.1713	0.4716	0.7753	0.5564	0.3500

Legenda: ~ não causa Granger; \* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%.

Fonte: Resultados obtidos com o *Software RStudio*.

Tabela 6 - Teste de Causalidade de Granger aplicado à variável dependente EXP.

Lag	EXP~PMF	EMP~EXP	EXP~EMP	TAX~EXP	EXP~TAX	BAL~EXP	EXP~BAL
1	0.2869	0.9321	0.4016	0.3092	0.3486	0.0161 *	0.0114 *
2	0.7323	0.5276	0.6317	0.6879	0.3965	0.1589	0.0650
3	0.4590	0.9648	0.5764	0.8635	0.3915	0.5975	0.0045 **
4	0.0807	0.9753	0.6468	0.6271	0.1233	0.9788	0.1083
5	0.1404	0.8407	0.5550	0.6560	0.2134	0.6447	0.0076 **
6	0.0057 **	0.8911	0.2140	0.5530	0.2085	0.7194	0.0368 *
7	0.0536	0.5501	0.5442	0.2999	0.3599	0.6144	0.0780
8	0.0418*	0.6359	0.0021 **	0.6648	0.156	0.2406	0.2600
9	0.0917	0.0106 *	0.0401 *	0.7702	0.0837	0.4579	0.0960

Legenda: ~ não causa Granger; \* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%.

Fonte: Resultados obtidos com o *Software RStudio*.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger para a hipótese nula de que as variáveis independentes PIB, CIV, CAP, EMP, TAX, BAL, e PMF não causam influência sobre as exportações do minério de ferro Brasileiro para a China referem-se à todas as variáveis na diferença I(1). Nota-se, a partir da tabela 9 que, considerando a relação entre *EXP* e *PIB*, rejeita-se a hipótese nula em ambos os sentidos, até o *Lag* 3. Ou seja, até o terceiro trimestre existe causalidade de Granger bidirecional entre as variáveis. Dessa forma, infere-se que, do quarto trimestre em diante, aceitaríamos a hipótese nula de não causalidade de Granger.

Quanto a relação entre *EXP* e *CIV*, observa-se a presença de Granger bidirecional, em que se rejeita a hipótese nula até o segundo *lag*. Após isso, nota-se um comportamento unidirecional (*CIV~EXP*) de rejeição da hipótese nula no terceiro *lag*. Ou seja, passa-se a aceitar a não influência da variável *EXP* sobre *CIV*, a partir do quarto trimestre até o último *lag* analisado.

Ressalta-se que o teste de causalidade é muito sensível ao *lag* que se utiliza. Isso é confirmado quando observa-se a aceitação da hipótese nula de *EXP~CIV* no *Lag* 3, porém a rejeita-se, a um nível de 10% de significância, no quarto *lag* 4, e passa-se a aceitá-la novamente do quinto ao último período analisado.

Com relação às variáveis *CAP* e *TAX*, quando relacionadas a variável *EXP*, demonstram a mesma conclusão através do teste de causalidade de Granger, pois em todos os casos não se pode rejeitar a hipótese nula de não ocorrência de Granger em todos os *lags* realizados. Com referência às análises em *BAL* e *EXP*, apenas no primeiro *lag* rejeita-se a  $H_0$ , a um nível de 10% de confiança, para um comportamento bidirecional.

Ou seja, *EXP* causa Granger em *BAL* e o inverso também é válido. Porém, do segundo em diante, aceita-se tal hipótese no caso de *BAL~EXP*. Para o caso de *EXP~BAL*, ocorre um movimento unidirecional de rejeição da  $H_0$  nos *lags* 3, 5 e 6, com níveis de confiança de 5%, 5% e 10%, respectivamente. Por fim, as variáveis *EXP* e *PMF* mostram um movimento unidirecional de causalidade de granger, em que rejeita-se a  $H_0$  para *PMF~EXP*, nos quatro primeiros *lags*. Com relação a hipótese nula de *EXP~PMF*, na Tabela 10, observa-se a rejeição nos *lags* 6 e 8, com 5% e 10% de confiança, respectivamente.

A partir da descoberta de que as variáveis são cointegradas e correlacionadas no curto prazo, pode-se partir para a criação do modelo VAR. Porém, segundo Barros *et al* (2018), como o método de Johansen é baseado em nesse modelo vetorial, é indispensável definir o número de defasagens desse sistema e verificar a influência ou não de parâmetros determinísticos. Ou seja, a determinação dos critérios de defasagem do VAR se faz através dos critérios de informação, ou pelo erro final das previsões. No RStudio, são informados os valores de três critérios: Akaike (AIC); Schwarz (SC); Hannan-Quinn (HQ); e o erro final de previsão (FPE).

Os parâmetros determinísticos Trend, Const, e None indicaram que, para o critério de AIC, SC, e HQ, o modelo deve possuir três defasagens. Em contrapartida, quando se observa o critério de FPE, são indicadas apenas 2. Dessa forma, como os critérios indicaram números de defasagens distintos, a escolha para o presente trabalho foi realizada com base no mesmo número de defasagem



indicada pela maioria, e o menor valor apresentado por eles. Ou seja, considerou-se para a criação do modelo VAR,  $k = 3$ .

Segundo Gujarati e Porter (2011), através do modelo VAR, torna-se possível analisar o efeito da variação ao longo do tempo de determinada variável sobre as demais. É ressaltado, pelos referidos autores, que na metodologia para esse sistema de equações não há necessidade de impor qualquer restrição inicial de causalidade entre as variáveis, pois essa informação é verificada no teste de Granger. Além disso, as relações de longo prazo entre as variáveis são analisadas pelo método proposto por Johansen. Através dos resultados obtidos e expostos pela Tabela 7, verificou-se a relevância do modelo VAR gerado, com a ajuda do Software Gretl. A partir dele, pode-se confirmar quais das variáveis analisadas impactam nas exportações do minério de ferro brasileiro para a China.

Tabela 7 - Modelo VAR proposto, após melhorias.

	Coeficiente	Erro padrão	Razão - t	P-valor
Constante	0,139	0,312	0,445	0,661
1 dif $exp_{t-1}$	-0,581	0,192	-3,023	0,007 ***
1 dif $exp_{t-2}$	-0,758	0,153	-4,947	0,000 ***
1 dif $exp_{t-3}$	-0,267	0,168	-1,587	0,123
1 dif $PMF_{t-1}$	0,017	0,005	3,172	0,005 ***
1 dif $PMF_{t-2}$	0,018	0,005	3,241	0,004 ***
1 dif $PMF_{t-3}$	0,018	0,005	3,376	0,003 ***
S2	0,916	0,470	1,951	0,067 *

Nota: AIC= 1,1652; R-quadrado = 0,939407; R-quadrado ajustado = 0,909110; P-valor(F) = 0,0004  
 Legenda: \* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%  
 Fonte: Resultados obtidos com o Software Gretl.

É observado, através da Tabela 7, o modelo VAR para as condições pré-estabelecidas no presente trabalho. O valor do coeficiente de determinação (R- quadrado ajustado) foi de 0,9091, ou seja, 90,91% das exportações de minério de ferro Brasileiro para a China são explicadas pelas variações de  $EXP$  e  $PMF$  defasadas nos três primeiros trimestres.

A estatística  $F$  apresentou o melhor valor dentre todos os modelos testados ( $F = 0,0004$ , ou seja, indica forte rejeição de  $H_0$ , e informa a aceitação da hipótese de que as variáveis explicativas do presente modelo são diferentes de zero e influenciam a variável dependente. Embora o critério de Akaike ( $AIC = 1,1652$  não tenha sido o preferível, mostrou-se o mais sensato quando agregado aos outros parâmetros analisados.

Neste contexto, o coeficiente  $\beta$  da variável  $EXP$  indica que a diminuição de US\$0,5816 em cada unidade de exportação do minério de ferro Brasileiro para a China, no trimestre passado, representa um aumento de US\$0,7581 por unidade vendida atualmente. Explica-se tal fato, devido o consumo provável da reserva adquirida no período passado, pelo país Asiático. Pois, ela é conduzida à necessidade de comprar um volume maior dessa *commodity*, no futuro.

Além disso, após três trimestres, o preço do minério de ferro mostra-se determinante no modelo proposto, com cerca de 1% de significância. Em  $t - 1$ , o coeficiente  $\beta$  do  $PMF$  indica que o crescimento de US\$0,0172 dessa variável é responsável pelo aumento de US\$0,0189, em cada unidade de  $EXP$ , no tempo presente.

Estes resultados são corroborados pelos obtidos por Silva (2012), em que se observa influência do preço do minério de ferro sobre as exportações Brasileiras. Adicionalmente, o referido autor mostra a importância Chinesa sobre o valor comercial dessa *commodity*. Ele atribui a baixa do preço desse produto durante o período da crise econômica mundial (2008 e 2009), devido a diminuição da demanda pelos consumidores do país asiático.

Segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), através da revista Época Negócios (2017), o aumento da demanda pelos produtos brasileiros, provoca o aumento dos preços no exterior. Essas transações, realizadas em dólar, influenciaram no aumento médio de 17,6% na balança comercial Brasileira e 1,8% no volume exportado, no fim do primeiro semestre de 2017.

Além disso, é ressaltado que, no primeiro semestre de 2017, os países Asiáticos encontraram-se entre os principais importadores das commodities brasileiras. Esse fato é corroborado com o que foi desenvolvido no referencial teórico deste trabalho, e confirma-se a presença do fator sazonal nessas transações. Durante o segundo trimestre, de acordo com a sazonalidade observada no modelo (S2), espera-se um aumento de U\$0,9169 no valor de cada unidade das exportações de minério de ferro brasileiro para a China. Essa estimativa é apresentada pelo coeficiente  $\beta$ , com um nível de significância de 10%.

Essa informação é corroborada com o que foi exposto pelo analista-chefe da SLW Corretora, Pedro Galdi, através do Jornal Hoje em Dia (2013). Confirma-se que, todo ano, durante o período do inverno Chinês, reduz-se os investimentos em construções e, conseqüentemente, afeta-se a produção das usinas siderúrgicas no país Asiático.

## 5. Considerações finais

Verificou-se que é crescente o interesse dos pesquisadores das políticas econômicas, por formas de promover o crescimento econômico do país, a partir de diversos estudos internacionais (Jaupllari e Zoto (2013); Andrei e Andrei (2015); Salazar (2015); Ebadi e Ebadi (2015); Sunde (2017); Guo (2017)), devido a maneira como o comércio tem se desenvolvido, em especial as transações econômicas de trocas internacionais, como as exportações de *commodities*.

Considera-se que o objetivo de identificar os determinantes das exportações do minério de ferro Brasileiro para a China foi plenamente atingido em que, através da realização de análises econométricas, chegou-se na criação de um modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR). A partir do sistema gerado, descobriu-se que as variáveis que mais influenciam o problema pesquisado são o preço do minério de ferro (*PMF*) e o volume total das exportações dessa *commodity* (*EXP*).

Essas variáveis apresentaram significância estatística e sinal coerente com a teoria, a qual indicou que a diminuição de US\$0,5816 em cada unidade de exportação do minério de ferro Brasileiro para a China, no trimestre passado, representa um aumento de U\$0,7581 por unidade vendida atualmente. Ou seja, mostra-se necessário maior atenção, por parte do Brasil, em conseguir adequar a capacidade de produção e estocagem nos períodos críticos, para que consiga atender a demanda.

O outro fator determinante no exercício das exportações em questão foi o preço do minério de ferro, pois indicou-se que o aumento de US\$0,0172 dessa variável é responsável pela adição de US\$0,0189 em cada unidade de *EXP*, no tempo presente. Além disso, esse efeito pode ser sentido passados três trimestres. Agregado a isso, o modelo apresenta tendência de aumento sazonal das exportações para o final do segundo trimestre.

Ou seja, indica que o país Asiático tende a comprar volumes maiores dessa commodity no segundo semestre do ano, e espera-se um aumento de U\$0,9169 no valor de cada unidade vendida. Essa informação é corroborada com o que foi exposto pelo analista-chefe da SLW Corretora, Pedro Galdi, através do Jornal Hoje em Dia (2013). Em que se confirma que, todo ano, durante o período do inverno Chinês, reduz-se os investimentos em construções e, conseqüentemente, afeta-se a produção das usinas siderúrgicas no país Asiático.

A influência do preço nas exportações de minério de ferro é confirmada, pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), através da revista Época Negócios (2017). O referencial citado mostra que o aumento da demanda pelos produtos brasileiros, eleva os preços no exterior. Essas transações, realizadas em dólar, provocaram aumento médio de 17,6% na balança comercial Brasileira e 1,8% no volume exportado, no fim do primeiro semestre de 2017.

Além disso, é ressaltado pela referida fonte de informação que, no primeiro semestre de 2017, os países Asiáticos encontraram-se entre os principais importadores das commodities brasileiras. Esse fato é corroborado com o que foi verificado no desenvolvimento teórico deste trabalho. A principal contribuição deste estudo sustenta-se na evidência de que não é apenas a demanda que afeta o preço das commodities e, portanto, deve-se atentar para os casos particulares de cada uma delas.

Neste caso, comprovou-se que o as exportações de minério de ferro brasileiro, em nível, e o preço dessa commodity são determinantes nessa transação. Na tentativa de contribuir para que produto brasileiro se torne mais competitivo internacionalmente e diminuir a dependência Brasileira pela China, propõe-se a realização de estudos afim de modelar o risco das exportações do minério de ferro Brasileiro para o referido país Asiático. Espera-se também, propostas de melhorias na redução dos custos de produção, e previsão das oscilações de demanda por essa *commodity*.

## 6. Referências

- AIUBE, Fernando Antonio Lucena. *Modelos Quantitativos em Finanças: com enfoque em commodities*. Porto Alegre: Bookman, 2013. 438 p.
- ALAM, Shaista; AHMED, Qazi Masood. Exchange rate volatility and aggregate exports demand through ARDL framework: an experience from Pakistan economy. *Review of Applied Economics da University of Karachi*, v. 8, n. 1, p. 79-94, jun. 2012.
- ALBUQUERQUE, Jonatas José de; *Análise do comportamento da demanda por exportações de soja e de minério de ferro do Brasil*. 2014. 65 f. Dissertação (Bacharel em Ciências Econômicas) – Departamento Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2014.
- ALEXANDER, Carol. *Market Models: a guide to financial data analysis*. 1.ed. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2001. 394 p.
- ALMEIDA, Rodrigo Pessoto. *Custos de produção e previsão de demanda: uma abordagem voltada ao planejamento e controle da capacidade produtiva*. 2014. 86 f. Dissertação (Pós-Graduação em Engenharia de Produção) – Escola de Engenharia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.
- AMORIM, Guilherme. A Importância do Minério de Ferro. *Análise Conjuntural*, v. 35, n.1-2, p. 10-11, jan./fev. 2013.
- ANDREI, D. M.; ANDREI, L. C.; Vector error correction model in explaining the association of some macroeconomic variables in Romania. *Procedia Economics and Finance*, v. 22, p. 568-576, 2015.
- ARVIS, Jean-François; SASLAVSKY, Daniel; OJALA, Lauri; SHEPHERD, Ben.; BUSCH, Christina.; RAJ, Anasuya.; NAULA, Tapio. The Logistics Performance Index and Its Indicators. In: *Connecting to compete: trade logistics in the global economy*. DC: The World Bank, 2016.
- BAKANAUSKIENĖ, I.; ŽALPYTĖ, L.; VAIKASIENĖ, L. Employer's attractiveness: employees' expectations vs. reality in Lithuania. *Human Resources Management & Ergonomics, Kaunas*, v. 8, p. 6-20, 2014.
- BARROS, Ana Carolina; MATTOS, Daiane Marcolino de; OLIVEIRA, Ingrid Christyne Luquett de; FERREIRA, Pedro Guilherme Costa; DUCA, Victor Eduardo Leite De Almeida; *Análise de Séries Temporais em R: curso introdutório*. 1.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2018. 264 p.
- BELLUZZO, L. G. D. M; FRISCHTAK, C. R.; LAPLANE, M.; Produção de commodities e desenvolvimento econômico. Campinas: UNICAM, 2014. Disponível em: <[https://www3.eco.unicamp.br/neit/images/stories/arquivos/Producao\\_de\\_Commodities\\_e\\_Desenvolvimento\\_Economico.pdf](https://www3.eco.unicamp.br/neit/images/stories/arquivos/Producao_de_Commodities_e_Desenvolvimento_Economico.pdf)> Acesso em 15 jan. 2018.
- BERNARDELLI, L. V.; BERNARDELLI, A. G.; CASTRO, G. H. L. D. Influência das Variáveis Macroeconômicas e do Índice de Expectativas no Mercado Acionário Brasileiro: uma análise empírica para os anos de 1995 a 2015. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, v. 7, n. 1, p. 78-96, 2017.
- BRANCO, R. D. S. Commodities currencies: um fenômeno real no Brasil? *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 1, p. 92-112, jan./abr. 2016.
- BRANCO, R. D. S. Raul Prebisch e o desenvolvimento econômico brasileiro recente liderado por commodities. *Revista Sociais e Humanas*, v. 26, n. 1, p. 197-216, 2013.
- BUENO, R. D. L. D. S; *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 300 p.
- CARVALHO, P. S. L.; SILVA, M. M. D.; ROCIO, M. A. R.; MOSZKOWICZ, J. *Minério de Ferro*. BNDES Setorial, n. 39, p. 197-234, mar. 2014.
- CAVALCANTE, L. R.; NEGRI, F. D. Produtividade no Brasil: uma análise do período recente. *Repositório Ipea*, p. 01-35, abr. 2014.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Economia aplicada*, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CFA, Brasil. *Plano Brasil de Infraestrutura e Logística (PBlog): uma abordagem sistêmica*. Brasília: CFA, 2013. 124 p.
- CHEN, J.; SOUSA, C. M. P.; HE, X. The determinants of export performance: a review of the literature 2006-2014. *International Marketing Review*, v. 33, p. 626-670, 2016.
- CHEN, Y.; ROGOFF, K. Commodity currencies. *Journal of International Economics*, v. 60, n. 1, p. 133-160, 2003.
- CLEMENS, K. W.; FRY, R. Commodity Currencies and currency commodities. *Resources Policy*, v. 33, n. 2, p. 55-73, 2008.
- CONSTANTINO, M.; PEGORARE, A. B.; COSTA, R. B. D. Desempenho regional do IDH e do PIB per capita dos municípios de Mato Grosso do Sul, Brasil, entre 2000 e 2010. *Interações*, v. 17, n. 2, p. 234-246, abr./jun. 2016.

DEDEOĞLU, D.; KAYA, H.; Energy use, exports, imports and GDP: new evidence from the OECD countries. *Energy Policy*, v. 57, p. 469-476, mar. 2013.

DI, Z. A Classe Média Chinesa e Seus Padrões de Consumo. *Sociologia & Antropologia*, v. 2, n. 3, p. 203-235, 2012.

DNPM. *Anuário mineral Brasileiro: principais substâncias metálicas*. Brasília: DNPM, 2016. 31 p.

DUBAS, J. M.; LEE, B.; MARCK, N. Effective exchange rate classifications and growth. *NBER Working Paper Series*, Cambridge, n. 11272, abr. 2005.

EBADI, ASHKAN.; EBADI, AZADEH. B. How the Export Volume Is Affected by Determinant Factors in a Developing Country? *Sciedu Press*, Montreal, v. 6, n. 1, p. 143-150, 2015.

ECB. *Business investment developments in the euro area since the crisis*. Frankfurt: European Bank, oct. 2016. 23 p.

EHLERS, Ricardo Sandes. *Análise de Séries Temporais*. 4. ed. UFPR: Leg, 2007. Disponível em: <<http://www.each.usp.br/rvicente/AnaliseDeSeriesTemporais.pdf>> Acesso em 16 fev. 2018.

FEISTEL, P. R.; HIDALGO, A. B.; ZUCHETTO, F. B. Determinantes do intercâmbio comercial de produtos agrícolas entre Brasil e China: o caso da soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 33, n. 63, p. 63-89, 2015.

FERNANDEZ, C. Y. H. *Câmbio real e preços de commodities: relação identificada através de mudança de regime cambial*. Dissertação (Mestrado em Economia) - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

FERRAZ, H. V. D.; FERNANDES, E. A. Análise do mercado de aço para construção civil no sul de Minas Gerais. *Revista Economia e Desenvolvimento*, n. 20, p. 42-63, 2008.

FILHO, H. S. R.; FERREIRA, M. E. P. A taxa de câmbio e os ajustes no saldo da balança comercial brasileira: uma análise setorial da curva J. *Nova economia*, v. 26, n. 3, p. 887-907, 2016.

FILHO, P. C. D. S.; SERRA, O. A. Terras raras no Brasil: histórico, produção e perspectivas. *Química Nova*, v.37, n. 4, p. 758, 2014.

FURRIEL, A. M. Q. S. *Modelos Heterocedásticos: ARCH e GARCH*. 2011. 69 f. Dissertação (Mestrado em Métodos Quantitativos para Economia e Gestão) - Universidade do Porto, Porto, 2011.

GIL, Antônio Carlos. *Métodos e Técnicas de Pesquisa Social*. São Paulo: Atlas, 6. ed., 2008.

GUEDES, G. B.; FERNANDES, F. R. C. A consolidação de um setor minero metalúrgico e primário exportador no Brasil, um dos cinco maiores produtores de recursos minerais do mundo. In: *Jornada do programa de capacitação institucional*, CETEM, 2016.

GUIMARÃES, P. E.; CEBADA, J. D. P.; Conflitos ambientais na indústria mineira e metalúrgica: o passado e o presente. Rio de Janeiro: Évora, 2016. Disponível em: <[http://www.cetem.gov.br/livros/item/download/2027\\_deeb5f27d4f929d1bf4795ded50f8de5](http://www.cetem.gov.br/livros/item/download/2027_deeb5f27d4f929d1bf4795ded50f8de5)> Acesso: em 23 nov. 2018.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria Básica*. Porto Alegre: AMGH, 5.ed., 2011.

GUO, W.; Impact of Renminbi Appreciation on China's Trade Balance: from empirical evidence. *American Journal of Industrial and Business Management*, v. 7, p. 816-831, 2017.

GURGEL, J. L. M.; PINHEIRO, T. M. A.; PAIVA, I. V. L. D.; RABELO, L. N.; NETO, F. F. D. S. Modelo de Previsão de Demanda: análise da produção em uma empresa do setor cerâmico do Rio Grande do Norte. In: *Encontro Nacional de Engenharia de Produção*, 25., 2015, Fortaleza. Anais... Fortaleza: ABEPRO, 2015.

HIDALGO, A. B.; FEISTEL, P. R. Mudanças na Estrutura do Comércio Exterior Brasileiro: uma análise sob a ótica da teoria de Heckscher-Ohlin. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 79-108, 2013.

IBRAM, 2003. *Mineração no Brasil*. Manaus: IBRAM, out. 2003. 144 p. Disponível em: <<http://www.ibram.org.br/sites/1300/1382/00004226.pdf>> Acesso em 22 nov. 2018.

IBRAM, 2012. *Informações e Análises da Economia Mineral Brasileira*. Brasil: IBRAM, dez. 2012, 7. ed., 68 p. Disponível em: <<http://www.ibram.org.br/sites/1300/1382/00002806.pdf>> Acesso em: 25 nov. 2018.

IBRAM, 2017. *Relatório Anual de Atividades: junho de 2016 a junho de 2017*. Brasil: IBRAM, jul. 2017. 36 p. Disponível em: <[http://portaldamineracao.com.br/ibram/wp-content/uploads/2017/08/WEB\\_REL\\_IBRAM\\_2017.pdf](http://portaldamineracao.com.br/ibram/wp-content/uploads/2017/08/WEB_REL_IBRAM_2017.pdf)> Acesso em 15 jan. 2019.

IBRE, 2017a. *Indicador de Comércio Exterior*. Brasil: FGV/IBRE, n.1., mai. 2017. 5 p. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId=8A7C82C5593FD36B015C1B1A0EE010E1>> Acesso em: 15 jan. 2019.

IBRE, 2017b. *Sondagens e índices de confiança*. Brasil: IBRE, 2017. Disponível em <<http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D92BA032B198D>> Acesso em: 23 nov. 2018.

INDERFURTH, K.; KELLE, P. Capacity reservation under spot market price uncertainty. *International Journal of Production Economics*, v. 133, p. 272-279, 2010.

INSTITUTO AÇO BRASIL, Brasil. A indústria do Aço no Brasil: encontro da indústria para a sustentabilidade. 2012. Disponível em [http://www.acobrasil.org.br/site2015/downloads/livro\\_cni.pdf](http://www.acobrasil.org.br/site2015/downloads/livro_cni.pdf). Acessado em 23 nov. 2018.

JAUPELLARI, S.; ZOTO, O. An assessment of demand for imports through the VECM model. *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, v. 3, p. 1-17, 2013.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, New York, v. 12, p. 231-254, 1988.

JUNIOR, F. C.; TAKEHARA, L. Minério de ferro, geologia e geometalurgia. *Revista Escola de Minas*, v. 66, n. 4, p. 412-415, 2013.

LEITE, A. C. C.; LIRA, E. M. A. Corrida Chinesa em Busca de Energia: a evolução da política energética Chinesa em direção à África, América do Sul e Brasil. *Revista de Estudos Internacionais*. v. 2, n.11, p. 331-551, 2011.

LEITE, J. P.; CORREA JUNIOR, J. B.; FRANCO, L. J. V; PESSOA, L. D. P.; ARAÚJO, C. R. Melhorias no processo de extração de minério: um estudo de caso da capacidade produtiva do transporte de minério de ferro. In: *Encontro Nacional de Engenharia de Produção*, 25., 2015, Fortaleza. Anais... Fortaleza: ABEPRO, 2015.

LIAO, S.; Parceria Brasil-China: a questão do petróleo. Dissertação (Mestrado em Relações Internacionais) - PUC-SP, UNESP E Unicamp, São Paulo, 2015. Disponível em: <<https://repositorio.unesp.br/bitstream/handle/11449/134098/000857486.pdf?sequence=1&isAllowed=y>> Acesso em: 25 nov. 2018.

LU, L.; HOLMES, R. J. Introduction: overview of the global iron ore industry. In: LU, Liming. (Org.). *Iron Ore: mineralogy, processing, and environmental sustainability*. Cambridge: Woodhead Publication, Elsevier, 2015. p. 01-42.

MONTE, E. Z. Influência da Taxa de câmbio e da Renda Mundial nas Exportações do Estado do Espírito Santo. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 33, n. 63, p. 301-323, 2015.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P.; Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011.

MULLER, E. S.; *Identificação de Causa e Efeito do Custo da Energia Elétrica na Produção Industrial Brasileira*. 2017. 47 f. Dissertação (Bacharelado em Engenharia de Produção) - Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, 2017.

MUWANGUZI, A. J. B; KARASEV, A. V.; BYARUHANGA, J. K.; JOSSON, P. G. Characterization of chemical composition and microstructure of natural iron ore from muko deposits. *ISRN Materials Science*, v. 2012, out. 2012, p. 01-10.

OMACHI, G. Y.; *Estudos para o aumento da vida útil das minas de minério de ferro do Quadrilátero Ferrífero*, Dissertação (Pós Graduação em Engenharia de Mineral) - Universidade Federal de Ouro Preto, Ouro Preto, 2015.

ONU. State of commodity dependence. In: UNITED NATION CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, 14., 2016, Nairobi. Anais eletrônicos...Nairobi: United Nations, 2016. Disponível em: <<http://unctad.org/en/PublicationsLibrary/suc2017d2.pdf>> Acesso em: 15 jan. 2019.

OU, L. China's influence on the world's iron ore market: a supply-side perspective. 2012. 34 f. Dissertação (Bacharelado em Economia) - University of California, Berkeley, 2012.

PAIS, P. S. M.; GOMES, M. F. M.; CORONEL, D. A. Análise da competitividade das exportações brasileiras de minério de ferro, de 2000 a 2008. *Revista de Administração Mackenzie*, v.13, n. 4, p. 121-145, 2012.

PAIVA, D. M. D.; Relações de investimento e comércio entre o Brasil e a China no contexto da rápida expansão Chinesa e da trajetória recente da economia Brasileira. 2014. 132 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2014.

PEINADO, Jurandir; GRAEML, Alexandre Reis; *Administração da produção: operações industriais e serviços*. Curitiba: UnicenP, 2007. 748 p.

PEREIRA, S. A. C. *O mercado de minério de ferro*. Dissertação de mestrado (Mestrado em Engenharia de Recursos Minerais) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2012.

RAGIN, M. A.; HALEK, M. Market Expectations Following Catastrophes: an examination of insurance broker returns. *The Journal of Risk and Insurance*, Pensilvânia, v. 84, p. 849-876, 2016.

REIS, Manoel de Andrade e Silva. Impacto do Custo da Logística nas Exportações Brasileiras. *Revista FAT*, São Paulo, p. 1-3, 2005.

RHYS, J.; China and Brazil: economic impacts of a growing relationship. *Journal of Current Chinese Affairs, Hamburgo*, v. 41, n. 1, p. 21-47, 2012.

SALAZAR, I. G. Determinantes de las Exportaciones Manufactureras de Colombia: un estudio a partir de un modelo de ecuaciones simultáneas. *Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social*, v. 45, n. 2, p. 55-99, dez. 2015.

SAMPAIO, A. V. Teste de passeio Aleatório no Mercado Financeiro Brasileiro entre 2000 - 2010. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 12, n. 1. p. 21-43, 2012.

SANTOS, D. T. D.; BATALHA, M. O.; PINHO, M. A Evolução do Consumo de Alimentos na China e Seus Efeitos Sobre as Exportações Agrícolas Brasileiras. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 16, n. 2, p. 333-358, 2012.

SILVA, E. M. D.; *O Mercado mundial de Minério de Ferro e seus efeitos sobre a balança Comercial Brasileira*. Dissertação (Bacharelado em Ciências Econômicas) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

SILVA, D. D; LOPES, E. L.; JUNIOR, S. S. B.; Pesquisa Quantitativa: elementos, paradigmas, e definições. *Revista de Gestão e Secretariado*, v. 5, n. 1, p. 01-18, jan./abr. 2014.

SILVEIRA, A. G.; MATTOS, V. L. D. D; KONRATH, A. C.; Avaliação da estacionariedade e teste de cointegração em séries temporais: o caso da demanda de energia elétrica residencial no Brasil. *Revista de Tecnologias*, Ourinhos, v. 9, n. 3, p. 75-79, jul./dez. 2016.

SLACK, Nigel; CHAMBERS, Stuart; HARLAND, Christine; HARRISON, Alan; JOHNSTON, Robert. *Administração da Produção: edição compacta*. 1.ed. São Paulo: Atlas, 2006. 525 p.

SOARES, E. C. M. *O Impacto das Importações Chinesas na Indústria Brasileira*. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013.

SOARES, Eduardo Coelho Maxnuck; CASTILHO, Marta dos Reis. O Impacto das importações Chinesas na Indústria Brasileira nos Anos 2000. In: Encontro Nacional de Economia, 42., 2014, Natal. Anais eletrônicos... Natal: ANPEC, 2014.

SOUZA, Reginaldo da Silva; SOUZA, Genivaldo da Silva. A Logística Internacional e Comércio Exterior Brasileiro: modais de transporte, fluxos logísticos e custos envolvidos. In: Simpósio de Excelência e Gestão em Tecnologia, 10., 2013, Resende. Anais eletrônicos... Resende: SEGeT, 2013.

SOUZA, Tullio Assis; VERÍSSIMO, Michele Polline. O papel das commodities para o desempenho exportador brasileiro. *Indicadores Economicos FEE*, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 79-94, 2013.

SUNDE, Tafirenyka.; Foreign direct investment and economic growth: ADRL and causality analysis for South Africa. *Research in International Business and Finance*, v. 41, p. 434-444, 2017.

THOME, Antônio Márcio Tavares; SCAVARDA, Luiz Felipe; FERNANDEZ, Nicole Suclla; SCAVARDA, Annibal José. Sales and operations planning: a research synthesis. *International Journal of Production Economics*, v. 138, p. 01-13, 2012.

TSAY, R. S. *Analysis of Financial Time Series: financial econometrics*. Canada: John Wiley & Sons, Inc. 2002.

VICINI, L. *Análise multivariada da teoria a prática*. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2005.

VIEIRA, Flávio Vilela; MACDONALD, Ronald. Exchange rate volatility and exports: a panel data analysis. *Journal of Economic Studies*, v. 43, p. 203-221, 2016.

VIEIRA, Flávio Vilela. China: crescimento econômico de longo prazo. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 3, p. 401-424, 2006.

VILLELA, E. V. M. *As relações comerciais entre Brasil e China e as possibilidades de crescimento e diversificação das exportações de produtos brasileiros ao mercado consumidor chinês*. Grupo de Estudos da Ásia - Pacífico, São Paulo, 2004.

WANG, C.; LIN, C. A.; YANG, C.; Short-run and long-run effects of exchange rate change on trade balance: evidence from China and its trading partners. *Japan and the World Economy*, p. 266-273, 2012.

WU, Sidi; ONARI, Hisashi. Production Capacity Planning with Market Share Expansion under Different Procurement Strategies. *International Journal of Economics & Management Sciences*, v. 5, p. 01-05, 2016.

YAZICI, Mehmet; ISLAM Qamarul. Determinant of turkish mining trade balance with EU(15): estimates from bound testing approach. *Journal of Business, Economics and Finance*, v.5, p. 233-241, 2016.

YAZICI, Mehmet; ISLAM, Qamarul. Exchange rate and bilateral trade balance of Turkey with UE(15) countries. *Journal of Business, Economics and Finance*, v.3, p. 341-356, 2014.

ZHU, Xiaodong. Understanding China's Growth: past, present, and future. *Journal of Economic Perspectives*, v. 26, n. 4, p. 103-124, 2012.