

UMA ANÁLISE SOBRE AS EXPORTAÇÕES DE MINÉRIO DE FERRO BRASILEIRO NO PERÍODO 2000 A 2021

Odirlei Fernando Dal Moro¹
Jackelline Fravo²
Marcio Marconato³
Carlos Eduardo Gomes⁴
Edinaldo Michelon⁵

RESUMO: O objetivo deste artigo é analisar o comportamento das exportações de longo prazo do minério de ferro brasileiro no período 2000-2021, para verificar sua relação com o preço internacional, a taxa de câmbio real, a demanda mundial e a renda internacional. Para esta análise foi utilizado como ferramenta econométrica o modelo de vetor autorregressivo estrutural (SVAR). Os resultados alcançados sugerem a existência de uma inércia das exportações do minério de ferro brasileiro. O preço, a taxa de câmbio e a demanda mundial apresentaram impacto positivo sobre as vendas, demonstrando que os efeitos inerentes as variações dos preços se comportaram coerentemente com as leis de oferta e demanda. Além disso, a taxa de câmbio real, decorrente da depreciação cambial real no período, ampliou a competitividade brasileira, concomitante a expansão da demanda mundial. Em relação a renda mundial, foi observado um comportamento inelástico em relação a oferta.

Palavras-chaves: Modelo de vetor autorregressivo estrutural (SVAR); Câmbio Efetivo Real; Comércio Brasil-China.

AN ANALYSIS OF EXPORTS OF BRAZILIAN IRON ORE IN THE PERIOD 2000 TO 2021

ABSTRACT: The objective of this article is to analyze the behavior of long-term exports of Brazilian iron ore in the period 2000-2021, to verify its relationship with the international price, the real exchange rate, world demand and international income. For this analysis, the structural autoregressive vector model (SVAR) was used as an econometric tool. The results achieved suggest the existence of an inertia in Brazilian iron ore exports. Price, exchange rate and world demand had a positive impact on sales, demonstrating that the effects inherent to price variations behaved in accordance with the laws of supply and demand. In addition, the real exchange rate, resulting from the real exchange rate depreciation in the period, increased Brazilian competitiveness, concomitant with the expansion of world demand. In relation to world income, an inelastic behavior was observed in relation to supply.

Keywords: Structural autoregressive vector model (SVAR); Real Effective Exchange; Brazil-China trade.

Data da submissão: 22-06-2022

Data do aceite: 30-08-2022

INTRODUÇÃO

O minério de ferro é uma importante matéria-prima da qual deriva o aço, presente na produção de máquinas, equipamentos, materiais de construção, veículos entre outros produtos. Todavia, o mesmo não é encontrado na natureza de maneira pura, mas agrupado com outros componentes químicos. Embora o minério de ferro seja relativamente abundante, suas jazidas estão distribuídas em poucos países, dentre eles o Brasil, que possui uma vantagem comparativa em relação às outras nações.

Sob tal contexto, a produção de minério de ferro evoluiu significativamente a partir dos anos 2000, em parte influenciado pelo crescimento econômico mundial, com destaque para a China. Neste cenário, as exportações

¹ Professor Adjunto – UFMS. Contato: odirlei.moro@ufms.br

² Professora Adjunta – UFR. Contato: jacke.favro@gmail.com

³ Professor Adjunto – UNIOESTE/FR. Contato: marconatoce@bol.com.br

⁴ Professor Adjunto – UFR. Contato: cegomes90@gmail.com

⁵ Professor Associado – UEM. Contato: emichellon@uem.br

brasileiras de minério de ferro cresceram de forma expressiva na fase 2000/2021, sendo este, um dos argumentos que justificam o presente artigo (CARVALHO et al., 2014; WORLDSTEEL, 2019; USGS, 2021).

As exportações contribuem para o aumento da atividade econômica interna, gerando emprego e renda. Mas para que o país consiga uma boa inserção no mercado internacional, algumas variáveis são importantes, como: a taxa real de câmbio, a competitividade com outras nações que possuem os mesmos produtos, o preço do bem, entre outros. A teoria de Heckscher-Ohlin desenvolvida na década de 1970, pode ajudar a compreender a inserção do minério de ferro brasileiro no mercado externo, uma vez que o pressuposto básico dos autores é de que os países vendem para outras nações aqueles fatores dos quais possuem maior abundância (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005). O Brasil se posiciona entre os três maiores produtores de minério do mundo e possui uma das maiores reservas.

Diante disso, tem-se o seguinte questionamento: Qual foi o comportamento das exportações do minério de ferro do Brasil nas últimas décadas frente às variações de preço e demanda? Para responder a esta problemática, o objetivo do presente estudo é analisar o comportamento das exportações de longo prazo do minério de ferro brasileiro no período 2000-2021, para verificar sua relação com o preço internacional, a taxa de câmbio real, a demanda mundial e a renda internacional.

A escolha do período de análise justifica-se por ser uma fase de grande expansão econômica mundial, especialmente provocado pelo aumento da demanda do mercado da China e pela importância do produto nas exportações brasileiras. Como ferramentas metodológicas foi utilizado a econometria de séries temporais, estimando-se um modelo de vetor autorregressivo estrutural (SVAR), além das análises de impulso-resposta, com choques únicos e acumulados e decomposição da variância.

Para cumprir ao proposto, além desta introdução e das considerações finais, este artigo está dividido em quatro partes. Na primeira é apresentado o referencial teórico e empírico. A terceira parte discute os procedimentos metodológicos, a descrição das variáveis e a fonte dos dados. Por fim, na quarta e última parte, são apontados os resultados e as discussões.

2. REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

A consideração da oferta e demanda doméstica é importante para a obtenção da oferta de exportação de um determinado país. Para Krugman e Obstfeld (2005) as exportações são iguais à produção doméstica subtraída do consumo doméstico (Figura 1). Quando o preço estiver ao nível de P_1 , os produtores domésticos irão ofertar a quantidade O^1 , enquanto os consumidores domésticos irão demandar a quantidade D^1 , logo a quantidade disponível para exportação será dada pela diferença entre O^1 e D^1 ($O^1 - D^1$). Quando for considerado um aumento de preços do bem de P_1 para P_2 , os produtores logo elevam a quantidade que ofertam para O^2 , com isso os consumidores reduzem a quantidade demandada de D^2 .

Logo, a quantidade disponível para a exportação aumentará passando a ser representada pela diferença entre O^2 e D^2 ($O^2 - D^2$). Como a oferta de bens disponível para a exportação aumenta à medida que os preços se elevam, a curva de oferta de exportação (OX) será positivamente inclinada. Ao nível de preço P^* , oferta e demanda serão iguais, e nesse caso, haverá ausência de vendas para o comércio externo. A curva de oferta de exportação terá uma inclinação positiva, pois, quanto maior for o preço de exportação, maior será a quantidade exportada do produto.

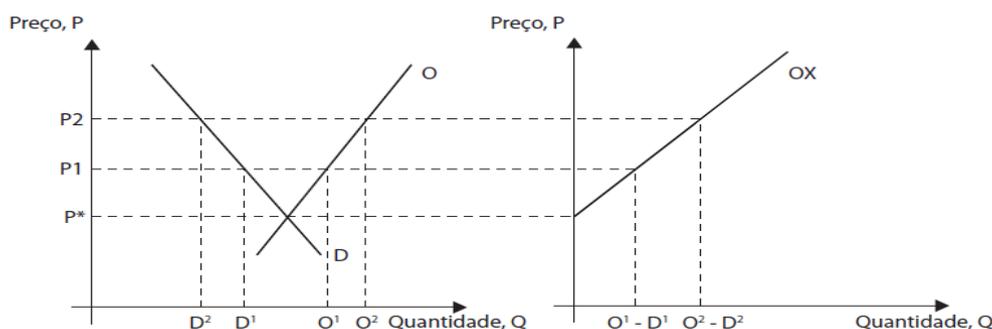


Figura 1. Curva de oferta para exportação

Fonte: Krugman e Obstfeld (2005).

Portanto, o equilíbrio mundial ocorrerá quando a demanda de importação do país importador equiparar-se à oferta de exportação do país exportador. A partir dessa igualdade, serão determinados preços e quantidades de equilíbrio comercializadas no mercado internacional. Sobre essa relação, Appleyard e Field Junior (1998) consideram que a demanda por importações e a oferta de exportação são segmentos particulares do mercado total de um bem.

Para compreender melhor o comércio exterior brasileiro, em termos de oferta e demanda de exportações, foram realizados nos últimos anos diversos estudos, em que se destacam: Zini (1988), Castro e Cavalcanti (1997), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Castro e Rossi Junior (2000), Miranda (2001), Barros et al. (2002), Alves e Bacchi (2004), Morais et al. (2010), Mortatti et al. (2011), Favro et al. (2015), Lucena e Sousa (2020) e Favro et al. (2021).

O estudo de Zini (1988) estimou uma função de oferta exportação e importação para o Brasil com o objetivo de identificar e avaliar a relevância das principais variáveis que afetam este mercado. O estudo concluiu que as funções de exportação e de importação do Brasil são moderadamente preço-elástica e fortemente renda-elástica.

Da mesma forma, Castro e Cavalcanti (1997) estimaram equações de exportação e importação, mas utilizaram a quantidade total por fator agregado e por categoria de uso, para o Brasil no período 1955/95. No que tange as exportações foram analisadas as vendas de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. Como variáveis explicativas os autores selecionaram a taxa real de câmbio, as importações mundiais e a taxa de utilização da capacidade. Os resultados evidenciaram uma alta elasticidade de longo prazo das exportações de básicos em relação à taxa de câmbio real.

Com base no período de 1977 a 1996, Cavalcanti e Ribeiro (1998) procuraram analisar a trajetória e os determinantes das exportações brasileiras. Os autores constataram que as exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados estão relacionados com o preço relativo. Além do mais, para os produtos industriais, existe uma tendência exógena de crescimento bastante forte, a qual não pôde ser identificada explicitamente, mas que provavelmente relacionou-se à expansão da capacidade produtiva doméstica ou da demanda mundial.

Uma análise para as *commodities* brasileiras foi realizada por Castro e Rossi Junior (2000), os quais estimaram as equações para o valor exportado e para o preço, incluindo o minério de ferro. Os resultados encontrados indicaram que as exportações não são influenciadas fortemente pelos preços, o que segundo os autores pode ser explicado pelo fato de os contratos de longo prazo definirem preços e quantidades simultaneamente. Já o aumento da demanda internacional por parte dos países industrializados impacta positivamente a exportação brasileira de minério de ferro.

O desempenho das exportações de carne bovina no Brasil foi analisado por Miranda (2001), os resultados apontaram que grande parte das variações nos volumes e preços das vendas externas foram explicadas pelas variáveis como taxa de câmbio, preço do boi gordo, renda do Brasil, preços de países concorrentes, entre outras.

Contribuindo para o tema, Barros et al., (2002) analisaram a exportação de produtos agropecuários do Brasil. Os resultados indicaram que, em geral, os impactos do crescimento da economia brasileira sobre as exportações do agronegócio mostraram-se expressivos, ou seja, a contenção do crescimento doméstico contribui para que maiores volumes sejam exportados. A taxa de câmbio se mostrou um importante determinante das exportações do agronegócio brasileiro, sendo as vendas externas de soja (e seus derivados) e açúcar são as mais influenciadas pelo câmbio. Em relação ao preço internacional, açúcar e soja são os produtos mais afetados, ao lado de carne industrializada.

Já Mortatti et al. (2011) investigaram os determinantes do comércio entre Brasil-China, considerando as *commodities* agrícolas, minerais e produtos industriais no período de 1995 a 2008. Os resultados indicaram um alto poder explanatório da variável renda sobre a dinâmica das exportações para as três categorias avaliadas. Adicionalmente, a utilização da capacidade instalada apresentou coeficientes consistentes, mostrando que tal variável conseguiu captar corretamente os efeitos da demanda interna sobre as exportações.

O estudo desenvolvido por Favro et al. (2015), analisou a exportação de milho para o Brasil, no período de 2001 a 2012 por meio do modelo VEC. As variáveis utilizadas na estimação foram: exportação de milho, preço internacional do milho, abate de aves, preço da soja e PIB mundial. Os resultados alcançados apontaram

a existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo, sendo que o preço internacional apresenta impacto negativamente as exportações de milho.

Avaliando o desempenho exportador do segmento de minérios de ferro não aglomerados e aglomerados e seus concentrados no Brasil, Lucena e Souza (2020) identificaram as fontes de crescimento das exportações brasileiras em três períodos: 2004-2008, 2009-2013 e 2014-2018. Os resultados mostraram que os Estados de Minas Gerais e Pará apresentaram vantagem comparativa em relação ao Brasil para minérios de ferro no segmento não aglomerados em todo o período analisado. No que se refere as fontes de crescimento, constatou-se que a expansão do comércio mundial foi favorável as exportações quando comparada nos dois últimos subperíodos, ou seja, 2014-2018 em relação a 2009-2013.

Recentemente, Favro et al. (2021) analisaram a interrelação econômica entre as exportações de carne de frango do Paraná, o preço do milho, a taxa de câmbio e as importações mundiais no período de 2002 a 2015. Os resultados do estudo apontaram para o impacto positivo nas exportações de carne de frango depois de um choque não antecipado na taxa de câmbio real e nas importações mundiais. Quanto ao preço do milho, verificou-se relação negativa sobre as exportações de carne de frango. A estimativa de curto prazo do modelo VEC mostrou que a crise mundial de 2008 e a recessão da economia brasileira em 2015 exerceram impacto positivo sobre as exportações de carne de frango.

Os trabalhos apresentados mostram a importância de investigações teóricas e empíricas que analisam as exportações de diversos bens na economia. Deste modo, este estudo se torna relevante em virtude da importância das exportações de minério de ferro para a economia brasileira, dado seus impactos econômicos e sociais.

3. PANORAMA DO MERCADO DE MINÉRIO DE FERRO

A produção de minério de ferro, tanto no Brasil quanto em outros países, cresceu significativamente no período 2000/2021 (Figura 2). Em 2000, a produção mundial era de 959 milhões de toneladas, passando para 2.600 milhões de toneladas, em 2021, representando um avanço de 171%, sendo que no mesmo período, a produção brasileira cresceu 88%. Entre os anos 2000 e 2008, a produção mundial de minério de ferro cresceu de forma acentuada, impulsionada sobretudo pelo crescimento econômico da China. No que concerne ao Brasil, a produção até o ano de 2008 seguiu também uma trajetória de expansão, exceto em 2002, quando houve uma leve redução se comparado a 2001. A queda em 2009, comparado a 2008, é justificado pela crise mundial iniciada em meados de 2008, mas com reflexos diretos em 2009.

No que concerne aos períodos de 2010 a 2017, a quantidade produzida no mundo e no Brasil é de relativa estabilização. Já os anos seguintes, são marcados por aumentos da produção em âmbito mundial, porém para o Brasil foi registrado leve queda, possivelmente por conta da pandemia do Coronavírus que, dentre outros, diminuiu o ritmo de crescimento da economia interna e também dos países demandantes do minério brasileiro.

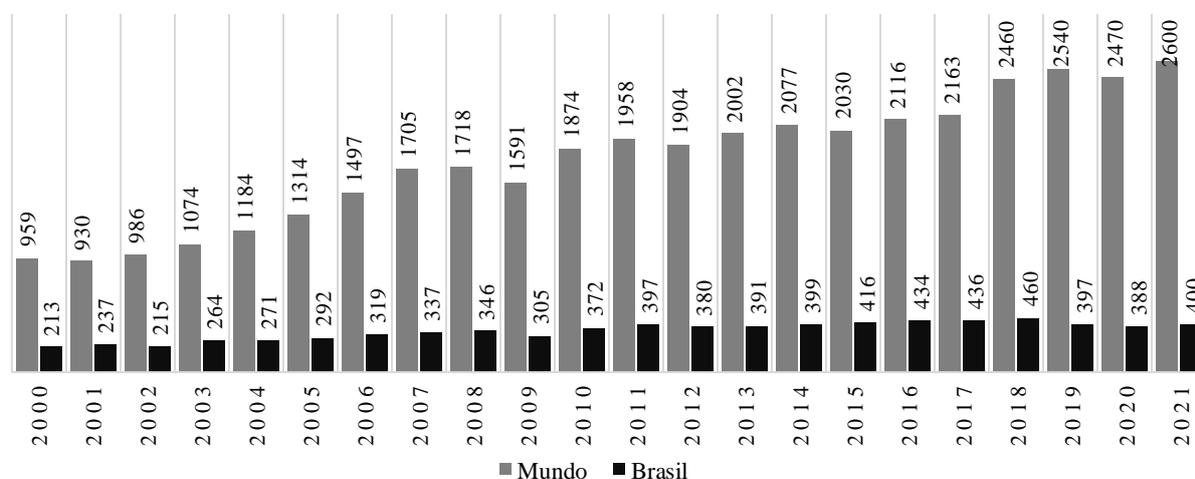


Figura 2. Produção de minério de ferro no mundo e no Brasil, no período de 2000 a 2021, em milhões de toneladas.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do DEPEC (2018) e USGS (2019-2021).

No que diz respeito a produção de minério de ferro no Brasil é importante destacar que a mesma é direcionada tanto para o mercado interno quanto para o externo. Porém, grande parte da produção brasileira destina-se ao atendimento da demanda externa, o que contribui para os resultados da balança comercial. Sobre isso, observa-se que no ano de 2000, em torno de 45% da produção foi direcionada ao mercado interno, enquanto que 55% destinaram-se às exportações. Nos anos de 2001 e 2003 a utilização interna alcançou o maior percentual do período analisado, quando se consumiu em torno de 48% da produção nacional. Em 2002, em termos de participação percentual, houve um recuo no consumo interno para 39% (Figura 3).

O período que corresponde aos anos de 2004 a 2009, apresentou uma queda da participação do consumo interno, resultado que pode estar associado ao aumento da produção para exportação. No entanto, no biênio 2010/2011, o percentual consumido internamente se estabilizou em 30%. O período que se segue é de redução na participação de minério, que se situou abaixo dos 30%, o que pode estar ligado a desaceleração econômica de 2013/2014 e a crise brasileira de 2015/2016 que atingiu importantes setores como a indústria automobilística e a construção civil. Outro fator pode ter sido a queda dos investimentos em infraestrutura, tanto público quanto privado, que atingiram os menores patamares da história brasileira. No ano de 2021, o consumo interno representou 21,6% da produção total (Figura 3).

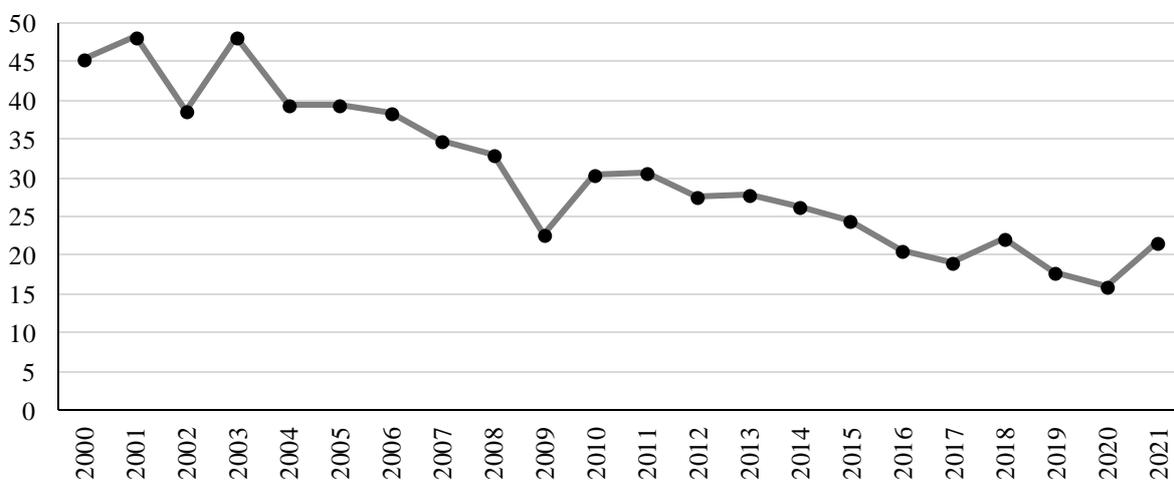


Figura 3. Percentual da produção brasileira de minério de ferro destinada ao consumo interno (2000-2021).
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do DEPEC (2018), SECINT (2021) e USGS (2019-2021).

No que tange ao mercado externo, é possível observar que a participação do minério de ferro na pauta de exportação brasileira se manteve estável entre 2000 a 2004, se situando pouco acima de 30%. No biênio 2008/2009, verificou-se uma elevação, atingindo em torno de 8%. Na fase que corresponde ao período 2009/2011 houve uma forte expansão da participação, chegando a aproximadamente 13%. Tal crescimento pode estar associado a abrupta elevação do preço do produto no mercado mundial e pelo aumento das vendas para a China, que apresentava crescimentos expressivos do Produto Interno Bruto (Figura 4).

Todavia, no período seguinte, entre os anos de 2012 a 2015, houve uma diminuição da participação do minério de ferro, muito por conta da desaceleração da economia mundial, sobretudo dos principais compradores do minério de ferro brasileiro, que desencadearam também uma queda dos preços praticados. Já nos anos de 2016 e 2017, a participação voltou a crescer e apresentou pequena queda em 2018, quando representou 7,0% das vendas totais do Brasil com outros países. Porém, o que chama a atenção é o período 2018/2021, em que a participação do minério de ferro na pauta de exportação do Brasil dobrou, em termos percentuais, saindo de 7,0%, em 2018, para 14,5%, em 2021 (Figura 4).

Com relação aos países compradores do minério de ferro brasileiro, observa-se no ano 2000, que Japão e China se destacaram, pois, juntos, adquiriram aproximadamente 29% da produção do Brasil (Figura 5). A China, ainda uma consumidora incipiente, representava apenas 9%. Já no ano de 2001, esses dois países foram responsáveis por quase de 40% do total de minério de ferro exportado pelo Brasil. Em 2002, a China ultrapassou o Japão e se tornou o principal destino do produto brasileiro. De 2002 a 2007 registrou-se um crescimento expressivo das exportações de minério de ferro para a China, chegando a atingir, antes da crise mundial de 2008, 40% do total exportado. No caso do Japão, o período que compreende os anos de 2004 até 2012, as importações de minério proveniente do Brasil oscilaram próximo de 10%.

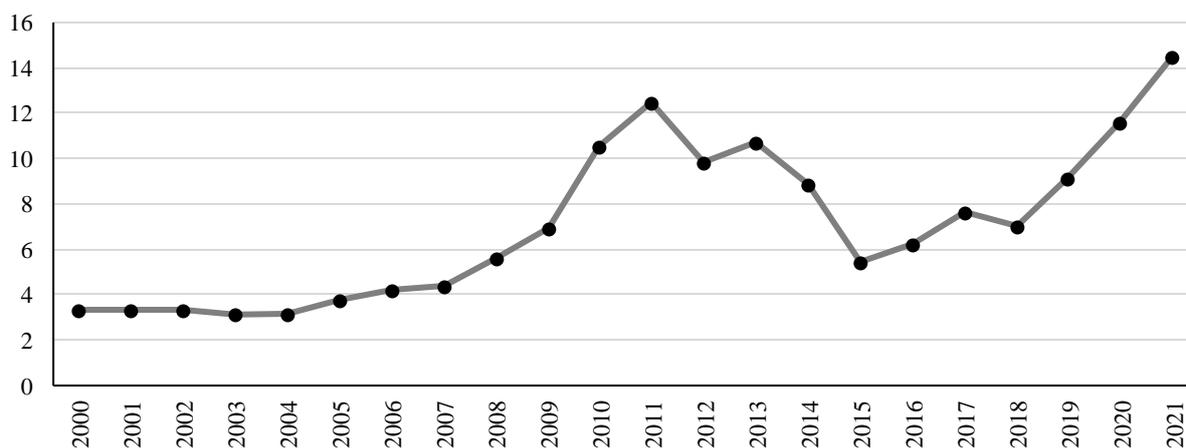


Figura 4. Participação do minério de ferro na pauta de exportação do Brasil (2000-2021).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SECINT (2021). Obs.: Minério de ferro e seus concentrados não aglomerados.

Em 2008, muito em decorrência da crise econômica mundial, as exportações para China se reduziram para 38%. Porém, em 2009, quando a economia mundial sofreu os efeitos da crise econômica, as exportações de minério para a China cresceram significativamente, atingindo 68% do total. De 2010 a 2014, as vendas de minério para o mercado chinês se mantiveram em quase 60%. Em 2015, registrou-se uma pequena queda, mas no triênio seguinte os percentuais já passavam novamente os 60%.

No que se refere ao Japão, a partir do ano de 2013 o percentual ficou abaixo dos 10%. Diante disso, mesmo com as oscilações observadas no período analisado, os dois países asiáticos mantiveram uma participação significativa no total vendido do produto brasileiro, demonstrando sua importância para o dinamismo do setor no mercado nacional (Figura 5).

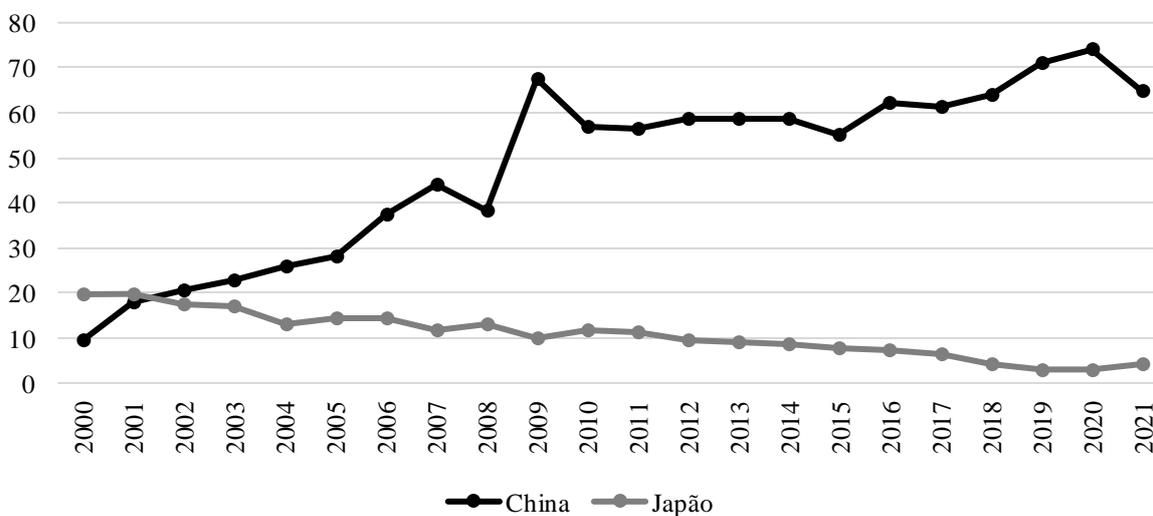


Figura 5. Participação percentual dos dois principais países compradores do minério de ferro brasileiro (2000-2021).

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SECINT.

Em relação ao comportamento médio dos preços (Figura 6), verifica-se que, entre 2000 e 2003, o preço do minério de ferro manteve um comportamento estável em torno de US\$ 30,00 por tonelada. Porém, entre 2004 e 2008, o preço começou a subir e chegou a US\$ 154,00. No ano de 2009, foi registrada uma forte queda do preço por conta do agravamento da crise econômica mundial. Porém, em 2010 e 2011, o preço disparou alcançando o valor médio de US\$ 168,00 por tonelada. Após o ano de 2011 houve tendência de queda do preço médio, o qual chegou a pouco mais de US\$ 50,00 a tonelada no ano de 2015. A partir de 2015 o preço começou a aumentar novamente, atingindo patamares próximos do pico de 2011, eventualmente sugerindo um novo boom deste produto.

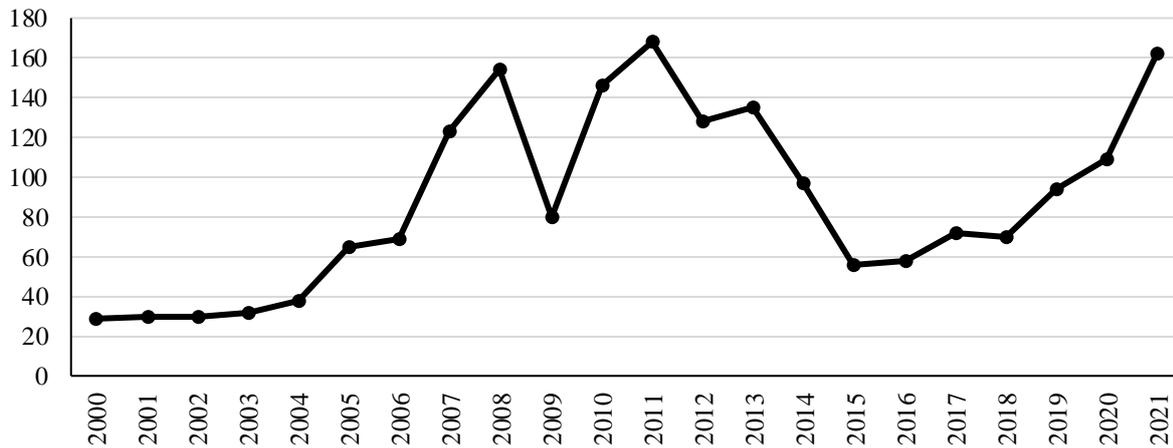


Figura 6. Preço médio de exportação do minério de ferro 2000-2021 (US\$ por tonelada).

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INDEXMUNDI.

Desse modo, analisando-se os dados apresentados, pode-se afirmar que a produção brasileira cresceu entre os 2000-2010, basicamente para atender o mercado externo, principalmente o consumo da China, que desde 2002 tem sido o principal parceiro comercial brasileiro nas negociações desta commodity. Além disso, o aumento expressivo dos preços também contribuiu para consolidar o minério de ferro como um dos principais produtos da pauta de exportação brasileira.

4. METODOLOGIA, DESCRIÇÃO E FONTE DE DADOS

4.1 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E SUAS FONTES

Para atender o objetivo geral deste estudo, será estruturado um modelo empírico para a oferta de minério para exportação do Brasil com a utilização das seguintes variáveis: quantidade exportada de minério de ferro, preço internacional, taxa de câmbio real, importações mundiais e renda internacional. A análise, feita com dados mensais, abrange o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2021, totalizando 264 observações.

Vale ressaltar que as variáveis importações mundiais e PIB mundial (em ambos os casos, exclui o Brasil e estão em milhões de US\$ a preços de 2015). Registre-se ainda, que essas variáveis não possuem informações mensais e, por este motivo, realizou-se uma interpolação desses dados com o objetivo de ter a periodicidade desejada (mensal) e também para ganhar graus de liberdade no momento de se estimar o modelo SVAR. Além disso, realizou-se uma dessazonalização das variáveis mensais pelo método X-13.

A variável quantidade exportada de minério de ferro (EXPMF) está em toneladas e representa a quantidade vendida para outros países. A variável preço internacional (PI) (US\$ tonelada) foi utilizada baseada nos estudos de Silva et al. (2011) e Miranda (2001). Espera-se que essa variável apresente sinal positivo e que mostre uma relação direta com a quantidade exportada de minério de ferro.

Espera-se que o sinal do câmbio efetivo real (CR) seja positivo e que mostre uma relação direta com a quantidade exportada de minério de ferro. De acordo com Silva *et al.* (2011) isso ocorre porque um aumento no preço externo deverá levar a um aumento na quantidade ofertada. Além disso, uma desvalorização cambial em termos reais estimula as exportações, por conta do ganho de competitividade externa.

A variável importação mundial (IM) é uma *proxy*, que representa a demanda mundial. Espera-se que essa variável apresente sinal positivo e que reflita uma relação direta com a quantidade exportada de minério de ferro. Já a variável PIB mundial (PIBM) também é uma *proxy*, que representa a renda do resto do mundo. O resultado esperado para essa variável também é positivo, uma vez, que o aumento da renda mundial pode aumentar a demanda pelo minério brasileiro.

Todos os valores foram transformados em logaritmo natural para melhorar o ajustamento do modelo, de forma que as relações entre as variáveis possam ser interpretadas como elasticidades. Vale ressaltar que as variáveis importação mundial e PIB mundial foram construídas não considerando os valores do Brasil, para que eles não fossem computados duas vezes. Utilizou-se ainda, uma *dummy* no modelo para o ano de 2008, com o intuito de captar os impactos da crise internacional sobre a exportação de minério de ferro

brasileiro. A *dummy* de 2008, tem início no mês julho de 2008 e vai até junho de 2009, assim esses meses receberam o valor 1, e 0 caso contrário. Fez-se uso de uma *dummy* para o ano de 2020, para captar os impactos da pandemia de covid-19. Essa *dummy* teve início no mês de março de 2020 e vai até junho de 2021.

No que concerne aos dados utilizados para a formulação das variáveis do modelo, informa-se que a quantidade exportada de minério de ferro foi coletada na base de dados da Secretaria Especial de Comércio Exterior e Assuntos Internacionais (SECINT). O preço internacional foi retirado da base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI). Por sua vez, a taxa de câmbio real foi extraída do Banco Central e as informações sobre as importações mundiais e renda internacional foram extraídas da base de dados do Banco Mundial.

4.2 PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

As séries temporais são observações sobre uma mesma variável ao longo do tempo. Ao trabalhar com séries temporais é preciso verificar a estacionaridade da série antes de realizar qualquer análise, sendo necessário trabalhar com séries estacionárias. Segundo Greene (2002), as séries não estacionárias podem levar a regressões espúrias, ou seja, encontrar uma relação entre duas variáveis que, na verdade, não existe, levando a conclusões equivocadas. Outro problema da não estacionaridade estão nos choques sobre a variável. Nesse caso, se a série levar algum choque temporário gera um choque permanente (explosivo).

Diante do exposto, a primeira etapa desse estudo consiste em verificar se as variáveis são ou não estacionárias. Isto é constatado por meio da raiz unitária e, neste trabalho, utilizou-se dois testes indicados na literatura, e que são amplamente utilizados: (i) ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), proposto por Dickey e Fuller no ano de 1979; e, (ii) o teste apresentado por Phillips e Perron (PP) em 1988. A hipótese nula a ser testada nos testes ADF e PP é a de presença da raiz unitária. Se a hipótese nula não for rejeitada, a série é não estacionária. Enquanto o teste ADF faz a correção para a maior ordem de correlação serial por adicionar termos defasados diferenciados no lado direito da equação, o teste de PP realiza uma correção para a estatística *t* do coeficiente de regressão AR(1) considerando a correlação serial.

O teste de PP é considerado como sendo mais robusto, pois apresenta melhores resultados em casos que existem suspeitas de quebra estrutural, haja vista que o mesmo possui a vantagem de permitir que os resíduos sejam autocorrelacionados, fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos. É importante ressaltar que esses testes são, em certa medida, complementares. Diversas vezes eles convergem entre si, chegando todos à mesma conclusão. Em alguns casos, no entanto, eles podem apresentar resultados diferentes, cabendo ao pesquisador decidir quais serão utilizados.

A segunda etapa consiste em verificar se o modelo mais adequado para alcançar o objetivo do presente estudo é um Vetor Autorregressivo (VAR) ou Vetor de Correção de Erros (VEC). A escolha pelo modelo mais adequado será dada pela utilização do teste de Cointegração de Johansen, levando em consideração o seguinte critério: se o resultado do teste indicar não cointegração o modelo mais adequado é o VAR, caso contrário, será o VEC. Além disso, é necessário determinar o número de defasagens (*lags*) ótimas do modelo (JOHANSEN, 1988).

O modelo VAR, proposto por Sims em 1980 possui ampla utilização como ferramenta de análise dada a possibilidade de analisar as inter-relações entre as variáveis a partir de um conjunto de restrições de identificação, possibilitando a estimação do efeito de um “choque” desta variável sobre as outras (CAVALCANTE, 2010). Diante dessa característica, Johnston e Dinardo (1997) afirmam que o modelo VAR é formado por um conjunto de variáveis que são dependentes de seus valores defasados e dos valores defasados das demais variáveis, permitindo que as relações entre elas sejam puramente estatísticas. Além disso, todas as variáveis precisam ser estacionárias.

Dentre as possibilidades existentes para a utilizar o VAR, tem-se o chamado SVAR, que foi desenvolvido por Sims (1980) e Bernanke (1986) com o propósito de modelar as inovações utilizando análise econômica, ou seja, incorporar o sentido econômico para as restrições que são impostas no modelo VAR. A diferença entre o VAR e o SVAR, segundo Johnston e Dinardo (1997) está na decomposição de Cholesky, que produz um novo conjunto de inovações ortogonais. É importante frisar que para estimar tanto o modelo VAR como SVAR, todas as séries utilizadas precisam ser estacionárias. Portanto, se o teste de cointegração indicar o VAR, a opção seguida no referido estudo será a estimação de um SVAR dado que este modelo é mais adequado para verificar a relação de longo prazo das exportações de minério de ferro brasileiro.

Caso o modelo utilizado seja o VEC, conforme aponta Enders (1995), a principal característica de variáveis cointegradas é que seu trajeto ao longo do tempo é influenciado pelos desvios do equilíbrio de longo prazo. Se o sistema for para o equilíbrio de longo prazo, o movimento de, no mínimo, algumas variáveis devem responder à magnitude do desequilíbrio. A dinâmica do curto prazo das variáveis do sistema é influenciada pelos desvios da relação de equilíbrio de longo prazo. O erro de equilíbrio permite a correção do desequilíbrio entre o comportamento de curto e longo prazo entre as variáveis.

Deste modo, se existe uma relação entre cointegração e o modelo de correção de erros, é esperado que haja um equilíbrio de longo prazo entre elas, mesmo que exista desequilíbrios no curto prazo. Através do termo de erro do equilíbrio é possível conciliar o comportamento de curto prazo com o de longo prazo de uma variável, no qual o coeficiente de ajustamento mostra a velocidade desse ajustamento. Dessa forma, se as variáveis não são cointegradas, não existe o mecanismo de correção de erros.

A próxima etapa, após a estimação do modelo, é realizar os testes de robustez, a saber: autocorrelação dos resíduos e de normalidade. Caso a autocorrelação seja muito forte, o modelo será prejudicado e sua eficácia poderá ser comprometida. Além deles, é preciso verificar as raízes do polinômio que precisam estar dentro do círculo unitário, ou seja, devem ser menores que 1 em módulo. Referente ao VEC, as raízes devem ser menores ou iguais a 1, em módulo.

A quarta etapa consiste em verificar a relação de causalidade das variáveis, obrigatório somente para os modelos VAR. Para isso será aplicado o teste de causalidade de Granger, desenvolvido no ano de 1969. Registre-se, que apesar da análise de regressão lidar com a dependência de uma variável em relação a outras variáveis, isso não implica necessariamente que uma causa a outra, ou vice-versa. Nesse sentido, é possível testar se uma determinada variável ou um grupo de variáveis desempenham algum papel na determinação de outras variáveis do sistema.

O teste de Granger possui como hipótese nula a de que os termos defasados de X não causam Y, no sentido de Granger. Isto é realizado através da análise do teste F, se o valor do F calculado for maior que o do nível F tabelado, a hipótese nula é rejeitada, caso em que os termos defasados de X não pertencem à regressão de Y. Esta é a forma de dizer que X causa Y, no sentido de Granger (GRANGER, 1969).

A quinta etapa é averiguar a função impulso resposta (tanto no VAR quanto no VEC), que tem por objetivo investigar o desempenho isolado das variáveis diante de algum choque nas inovações ou resíduos do modelo. Assim, segundo Enders (1995), o impulso resposta evidencia o intervalo de tempo necessário para que os efeitos de um choque se dissipem, fazendo com que a variável volte a sua trajetória natural de longo prazo quando o sistema seja estável. De acordo com Janeiro (2004), a análise de resultados dos choques é feita a partir das funções impulso resposta que descrevem o efeito de um choque em uma variável endógena sobre todas as variáveis do modelo, incluindo ela mesma.

E a última etapa consiste em verificar a decomposição da variância dos erros de previsão (tanto no VAR quanto no VEC), esse procedimento permite explicitar a proporção dos movimentos gerados em uma variável devido a ocorrência de um determinado choque exógeno em si mesma e nas demais variáveis ao longo do tempo. Para Enders (1995) a decomposição da variância dos erros de previsão tem como objetivo extrair informações sobre o grau de endogeneidade das variáveis, ou seja, mostrar o quanto a variância de cada variável pode ser explicada pela sua própria variância e o quanto a mesma foi determinada pela variância de outras variáveis do sistema.

A equação estimada será:

$$D1_EXPMF = C + \beta_1 \sum_{j=1}^k D1_EXPMF_{t-j} + \beta_2 \sum_{j=1}^k D1_PI_{t-j} + \beta_3 \sum_{j=1}^k D1_CR_{t-j} + \beta_4 \sum_{j=1}^k D1_IM_{t-j} + \beta_5 \sum_{j=1}^k D1_PIBM_{t-j} + D_2008 + \mu_t$$

O modelo de longo prazo estimado SVAR aqui produz uma matriz de coeficientes C(5 x 5) e número de defasagens indicado pelos testes. Desta forma, a matriz de coeficientes é a seguinte:

$$y_t = \begin{bmatrix} \Delta(\text{PIBM}) \\ \Delta(\text{IM}) \\ \Delta(\text{CR}) \\ \Delta(\text{PI}) \\ \Delta(\text{EXPMF}) \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} C_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_2 & C_3 & 0 & 0 & 0 \\ C_4 & C_5 & C_6 & 0 & 0 \\ C_7 & C_8 & C_9 & C_{10} & 0 \\ C_{11} & C_{12} & C_{13} & C_{14} & C_{15} \end{bmatrix} \quad e_t = \begin{bmatrix} \delta_t \\ \vartheta_t \\ \pi_t \\ \omega_t \\ v_t \end{bmatrix}$$

Em que: y_t são as variáveis, sendo todas endógenas, ou seja, os resultados são apresentados para todas elas, C são os coeficientes e possuem essa configuração devido a decomposição de Cholesky; enquanto e_t são os resíduos (ENDERS, 2010). O formato destas restrições foi escolhido com base na endogeneidade das variáveis, isto é, a variável PIB Mundial é considerada a menos endógena delas e, por isso, ela sofre influência apenas dela mesma. Conforme vamos nos aproximando da variável Quantidade Exportada de Minério de Ferro (que é considerada a mais endógena de todo o sistema), a endogeneidade vai aumentando.

Já a variável Importação Mundial sofre influência dela mesma e do PIB Mundial. A variável Câmbio Efetivo Real sofre influência dela mesma e da Importação Mundial e do PIB Mundial. Já a variável Preço Internacional vai sofrer influência dela mesma, do Câmbio Efetivo Real, da Importação Mundial e do PIB Mundial. A variável Quantidade Exportada de Minério de Ferro, que é a mais endógena do sistema, vai sofrer influência de todas as variáveis do sistema, além de não influenciar contemporaneamente nenhuma das outras.

A diferença do SVAR para um VAR são as restrições impostas na matriz de decomposição de Cholesky, ou seja, o objetivo é produzir um novo conjunto de inovações ortogonais. De acordo com Janeiro (2004), o SVAR é uma tentativa de diminuir o problema da falta de fundamentação teórica através de restrições de longo prazo, com o objetivo de verificar se os dados são consistentes com uma ou outra classe de modelos teóricos. Os VAR estruturais utilizam-se da teoria econômica com o intuito de isolar a ligação contemporânea entre as variáveis e requerem uma suposição de identificação, permitindo que as correlações possam ser interpretadas (ENDERS, 2010).

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO

A Tabela 1 mostra a estatística descritiva das variáveis em logaritmos naturais utilizadas no modelo SVAR. São apresentadas, a média, o desvio padrão, o coeficiente de variação e os pontos de máximo e de mínimo para a Quantidade Exportada de Minério de Ferro (EXPMF), Preço Internacional (PI), Câmbio Efetivo Real (CR), Importação Mundial (IM) e PIB Mundial (PIBM).

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo SVAR.

Variáveis	Média	Desvio padrão	CV (%)	Máximo	Mínimo
EXPMF	23,7	0,39	1,66	24,27	22,19
PI	4,32	0,59	13,69	5,31	3,33
CR	4,64	0,20	4,34	5,12	4,28
IM	30,48	0,24	0,79	30,89	30,04
PIBM	31,79	0,18	0,58	32,12	31,47

Fonte: Elaboração própria. Obs: CV – coeficiente de variação. Variáveis em logaritmo natural.

Depois, realizaram-se os testes de raiz unitária nas séries utilizadas neste trabalho. A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips–Perron (PP). Como esses testes de raiz unitária são complementares, havendo convergência, cabe ao pesquisador decidir por meio dos resultados se as séries são estacionárias em primeira diferença. Como todas as variáveis foram estacionárias em primeira diferença, realizou-se o teste de cointegração de Johansen que apresentou o resultado de não cointegração e, por este motivo, a opção é pelo modelo VAR.

Após verificar a estacionaridade das séries, é preciso examinar as inter-relações entre as variáveis. Para tanto, é preciso analisar se existe causalidade no sentido de Granger. Na Tabela 3, têm-se as relações de causalidade entre as variáveis. Os resultados indicaram algumas relações de precedência temporal entre as variáveis.

Tabela 2. Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Teste Phillips–Perron (PP) para as variáveis utilizadas no modelo.

Teste em Nível						
Variável	Teste	Presença de	Valor do teste	1%	5%	10%
EXPMF	ADF	Constante e tendência	-2,43	-3,99*	-3,43**	-3,14***
EXPMF	PP	Constante e tendência	-10,96	-3,99*	-3,43**	-3,14***
PI	ADF	Constante	-1,38	-3,46*	-2,87**	-2,57***
PI	PP	Constante	-1,42	-3,46*	-2,87**	-2,57***
CR	ADF	Constante	-1,38	-3,46*	-2,87**	-2,57***
CR	PP	Constante	-1,42	-3,46*	-2,87**	-2,57***
IM	ADF	Constante e tendência	-2,16	-4,00*	-3,43**	-3,14***
IM	PP	Constante e tendência	-2,16	-3,99*	-3,43**	-3,14***
PIBM	ADF	Constante e tendência	-3,74	-3,99*	-3,43**	-3,14***
PIBM	PP	Constante e tendência	-2,52	-3,99*	-3,43**	-3,14***
Teste em Primeira Diferença						
Variável	Teste	Presença de	Valor do teste	1%	5%	10%
EXPMF	ADF	Constante e tendência	-15,21	-3,99*	-3,43**	-3,14***
PI	ADF	Constante	-11,89	-3,46*	-2,87**	-2,57***
PI	PP	Constante	-11,93	-3,46*	-2,87**	-2,57***
CR	ADF	Constante	-12,01	-3,46*	-2,87**	-2,57***
CR	PP	Constante	-11,99	-3,46*	-2,87**	-2,57***
IM	ADF	Constante e tendência	-6,15	-4,00*	-3,43**	-3,14***
IM	PP	Constante e tendência	-11,37	-3,99*	-3,43**	-3,14***
PIBM	PP	Constante e tendência	-10,68	-3,99*	-3,43**	-3,14***

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do *software* EViews 9. Obs.: * significativo a 1%, ** significativo a 5% e *** significativo a 10%.

Pode-se destacar então que: (i) “Exportação” precede temporalmente “Câmbio”; (ii) “Renda” precede temporalmente “Exportação” e “Preço”; (iii) “Câmbio” precede temporalmente “Preço”, “Demanda” e “Renda”; (iv) “Demanda” precede temporalmente “Preço”; e, (v) “Preço” precede temporalmente a “Demanda” e a “Renda”. Esses fatos podem ser explicados da seguinte maneira:

- i. Para o caso da “Exportação”, conforme um país aumenta a suas vendas ao exterior, há, maior entrada de divisas, fazendo com que a taxa de câmbio (R\$/US\$) se valorize.
- ii. Para o caso da renda mundial, quando esta aumenta, amplia-se o poder de compra dos países, possibilitando maiores importações e que por consequência impactarão no preço do bem.
- iii. Por outro lado, o comportamento da taxa de câmbio também contribui para alterar o preço, a demanda e a renda. Isso ocorre porque dependendo da taxa de câmbio, pode-se tornar as exportações mais ou menos competitivas. Quanto mais desvalorizada estiver a moeda doméstica em relação à moeda estrangeira, *ceteris paribus*, maior será a competitividade das exportações do país em questão.
- iv. No caso da demanda mundial, quando esta aumenta, *ceteris paribus*, tem-se um aumento de preços.
- v. Já o preço internacional precederá temporalmente a demanda e a renda mundial, pois quando ocorre uma alteração no preço, este vai impactar diretamente na quantidade demandada (vide lei da demanda);
- vi. Além disso, o preço determinará o quanto as pessoas demandarão daquele bem, de acordo com a renda do momento pois, dependendo da mesma, pode-se ampliar a procura por bens substitutos.

Após realizado testes com o objetivo de estimar o modelo VAR e SVAR, antes da estimação propriamente dita, é necessário definir o número de *lags* (defasagens) que o modelo precisa ter. Deste modo, realizou-se os testes de inclusão e exclusão de defasagens com o intuito de verificar a quantidade ideal dos *lags* que, neste caso, foram de 5 defasagens.

A Tabela 4 apresenta os resultados do modelo SVAR para a variável de interesse (Exportação). Das variáveis utilizadas no modelo, todas apresentaram o sinal conforme esperado, exceto preço internacional, e foram estatisticamente significantes. Como as variáveis estão em logaritmo, estas devem ser analisadas como elasticidades. Em relação a variável exportação, o seu valor é menor do que um e, portanto, significa que ela é inelástica. Pode-se dizer também que existe uma espécie de inércia nas exportações, que ocorre em decorrência do processo de retroalimentação do sistema, pois quando os países estão crescendo economicamente compram mais de seus parceiros comerciais, esse efeito faz aumentar o emprego e renda

em suas economias, impulsionar outros setores que indiretamente precisam do minério de ferro (como a construção civil).

Tabela 3. Teste de Causalidade de Granger do VAR.

HIPÓTESE NULA	OBS	F-STATISTIC	PROB
D1_EXPMF does not Granger Cause D1_CR	258	1,91	0,09
D1_CR does not Granger Cause D1_EXPMF		1,85	0,10
D1_IM does not Granger Cause D1_CR	258	0,55	0,74
D1_CR does not Granger Cause D1_IM		4,37	0,00
D1_PI does not Granger Cause D1_CR	258	1,76	0,12
D1_CR does not Granger Cause D1_PI		1,89	0,10
D1_PIBM does not Granger Cause D1_CR	258	0,91	0,48
D1_CR does not Granger Cause D1_PIBM		1,89	0,10
D1_IM does not Granger Cause D1_EXPMF	258	2,45	0,03
D1_EXPMF does not Granger Cause D1_IM		0,51	0,77
D1_PI does not Granger Cause D1_EXPMF	258	0,88	0,49
D1_EXPMF does not Granger Cause D1_PI		0,31	0,91
D1_PIBM does not Granger Cause D1_EXPMF	258	2,59	0,03
D1_EXPMF does not Granger Cause D1_PIBM		0,34	0,89
D1_PI does not Granger Cause D1_IM	258	6,50	0,00
D1_IM does not Granger Cause D1_PI		2,04	0,07
D1_PIBM does not Granger Cause D1_IM	258	0,31	0,91
D1_IM does not Granger Cause D1_PIBM		0,12	0,99
D1_PIBM does not Granger Cause D1_PI	258	1,48	0,20
D1_PI does not Granger Cause D1_PIBM		4,02	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do *software* EVIEWS 9. Obs.: Foram utilizados 5 lags.

No que concerne ao preço internacional, nota-se uma relação positiva com a exportação de minério, mesmo estando em desacordo com a teoria econômica (relação negativa preço-demanda), isso pode ser explicado pela característica do insumo, que não apresenta substitutos próximos e em quantidade necessária para ser trocado quando os preços tendem a aumentar, até porque os valor do minério sobem quando a demanda aumenta (tudo o mais constante), uma vez que muitas economias em desenvolvimento estão investindo mais, e conseqüentemente demandando mais matéria-prima.

A variável câmbio efetivo real também apresentou coeficiente menor que um, positivo e estatisticamente significativo. Isso está adequado com a relação entre câmbio e as exportações, pois se o valor do dólar fica mais caro internamente, ou seja, moeda nacional desvalorizada, a uma tendência de aumento geral das exportações e queda das importações. A matéria-prima necessária ao mercado externo fica com preço mais acessível, isso impulsiona os investimentos e o Brasil sente esse movimento em suas exportações.

As variáveis importação mundial e PIB mundial, impactam positivamente as exportações do minério de ferro brasileiro. Esse resultado está adequado com o esperado, uma vez, que o crescimento econômico do resto do mundo impulsiona a produção de aço, que utiliza o minério como matéria-prima, e posteriormente atende diversos setores como a construção civil e a indústria automobilística. Vale ressaltar que essas análises foram feitas tendo como base a elasticidade-preço da demanda/oferta.

Tabela 4. Resultado da Estimação do Modelo SVAR para a Variável “Exportação”.

Variáveis	Coefficientes
Quantidade Exportada de Minério de Ferro - EXPMF	0,039*
Preço Internacional – PI	0,004***
Câmbio Efetivo Real – CR	0,009*
Importação Mundial – IM	0,009*
PIB Mundial - PIBM	0,011*

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do *software* EVIEWS 9. Obs.: Foram utilizados 4 lags. Significância estatística: * = 1%; ** = 5%; *** = 10%. Observações incluídas: 223 após ajustamentos. Modelo estimado com a presença da constante e de *dummies* para os anos de 2008 e 2020.

A análise da renda mundial será feita com base na elasticidade-renda da demanda. Portanto, como o resultado aqui foi positivo, ou seja, maior que zero, temos que é um bem normal, porém a elasticidade de renda é baixa, então a demanda é praticamente inelástica à renda. De acordo com Franco e Seidl (1997), isso ocorre, pois, a maioria dos países já encerrou o ciclo de investimentos em infraestrutura, além de que a informatização está alterando diversos setores. Porém, esses autores também dizem que o minério de ferro está sendo gradualmente substituído, mas acreditam que a abundância deste produto é tão grande que vale a pena continuar utilizando, mesmo que “misturado” com outros. Além disso, o uso de produtos sintéticos, como plástico e borracha estão aumentando e, a indústria tem usado cada vez mais ligas de aço com outros materiais, como nióbio e molibdênio - mas o aço continua a fornecer a base para essas ligas.

Após estimado o modelo, realizou-se as análises de robustez. Para tanto, verificou-se as condições de estabilidade do VAR, se os resíduos eram autocorrelacionados, normais e se eram estacionários (para o modelo como um todo e também para a equação de interesse). Todas as raízes características do VAR posicionaram-se dentro do círculo unitário, indicando que o modelo atende às condições de estabilidade.

De acordo com os testes de robustez realizados, o teste de Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos, rejeitou a hipótese nula de que os resíduos (inclusive em conjunto) seguem uma distribuição normal. No entanto, através da propriedade de grandes amostras do Teorema do Limite Central, pode-se considerar que assintoticamente os resíduos seguem uma distribuição normal (WOOLDRIDGE, 2006). Apesar da não normalidade dos resíduos, os mesmos não possuem a presença de autocorrelação e os testes indicaram que eles (os resíduos do VAR como um todo e da equação de interesse - exportação) são estacionários.

A Figura 7 apresenta o resultado das funções impulso-resposta (choque acumulado) do SVAR, considerando um horizonte de tempo de 18 meses, ou seja, apresenta como a variável exportação se comporta quando todas as variáveis do modelo recebem choques acumulados. Importante destacar que no caso de choques únicos (que não foram apresentados), todos os choques se dissipam, voltando todas as variáveis para o equilíbrio, pois trabalha-se com variáveis estacionárias. As evidências encontradas, mostram que qualquer grande impacto (choque) nas exportações tende a aumentar o volume exportado do minério de ferro nos meses posteriores, apresentando pequenos picos de oscilações configurando uma espécie de inércia na exportação desse bem.

Os impactos no preço do minério também ocasionam aumentos nas exportações, pois como o preço do minério está alto, os produtores irão aumentar a oferta deste bem (vide lei da oferta). O câmbio real tem um efeito positivo, corroborando as constatações empíricas de que a depreciação da moeda aumenta a competitividade dos produtos nacionais no mercado internacional, fazendo com que as exportações brasileiras do minério de ferro aumentem. Finalmente, um choque positivo na demanda mundial tem como efeito líquido um aumento das exportações brasileiras. Ademais, uma expansão na renda mundial também ocasiona um aumento na demanda por minério de ferro brasileiro.

A Tabela 5 apresenta os resultados da decomposição da variância do erro de previsão do modelo SVAR para a variável exportação (EXPMF), considerando 18 períodos. Inicialmente a análise de decomposição da variância da exportação mostrou que a exportação a determina – ou seja, é possível verificar a inércia em relação à exportação do minério de ferro brasileiro - tendo seu efeito tendo uma leve diminuição posteriormente. No que se refere as variáveis preço, câmbio real, demanda e renda mundial, sua influência na exportação aumenta, mesmo que pouco, sendo a demanda mundial a que mais determina a exportação do minério de ferro brasileiro.

O intuito em realizar a decomposição da variância é verificar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as exportações (MONTE, 2015). Ou seja, no decorrer dos 18 meses, o poder de explicação da demanda mundial é o superior à taxa de câmbio real, ao preço e a renda mundial. Este fato confirma a importância e a forte relação da demanda mundial para as exportações brasileira de minério de ferro.

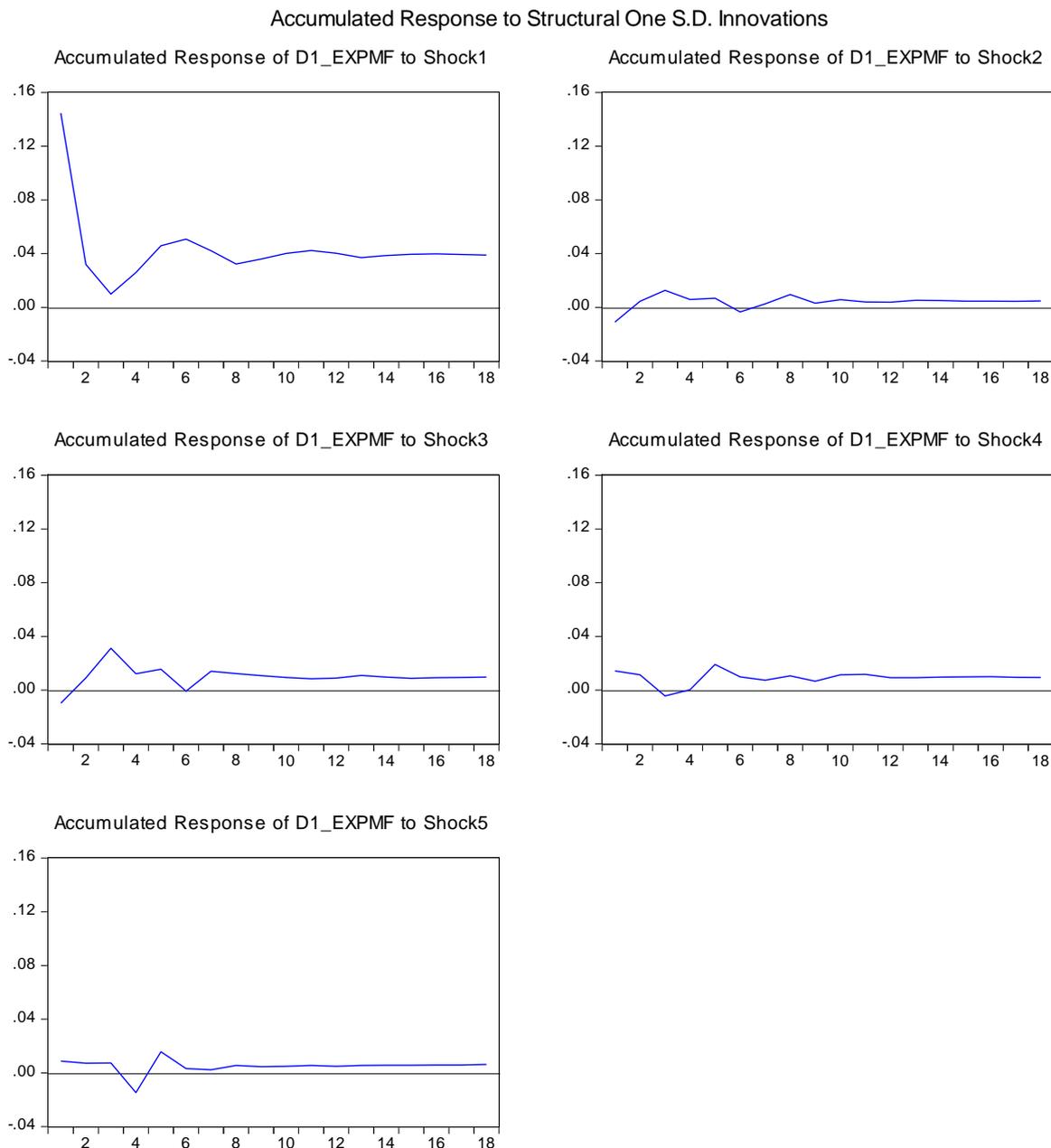


Figura 7. Impulso Resposta Acumulado do SVAR.

Observações: Impulso (choque acumulado) nas variáveis “D1_Exportacao, D1_PI, D1_CR, D1_IM, D1_PIBM” e resposta na variável “D1_EXPMF”. Os significados do “Shock” são: “Shock1 = Quantidade Exportada de Minério de Ferro”, “Shock2 = Preço Internacional”, “Shock3 = Câmbio Efetivo Real”, “Shock4 = Importação Mundial” e “Shock5 = PIB Mundial”.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do software EViews 9.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve por objetivo estimar a oferta de longo prazo da exportação de minério de ferro para o Brasil no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2021, buscando retratar o comportamento da quantidade exportada frente a seus principais determinantes, tais como: preço internacional do minério de ferro, taxa de câmbio real, demanda mundial e renda internacional. Foi observado que entre os anos de 2000 e 2021 tanto a produção quanto as exportações do minério de ferro cresceram consideravelmente, contribuindo para que esse se tornasse um dos principais produtos da pauta de exportação do Brasil. A demanda interna apresentou queda no período analisado quando se considera o percentual produzido, impondo ao setor maior dependência às vendas externas, sobretudo da China, maior comprador do produto brasileiro.

Para analisar o comportamento de longo prazo das exportações frente a mudança do preço internacional, do câmbio real, das importações mundiais e renda internacional, utilizou-se a metodologia de séries temporais, à saber, estimando-se um modelo de vetores autorregressivos estruturais (SVAR), além das

análises de impulso-resposta, com choques acumulados, e decomposição da variância. As análises foram realizadas com base nas elasticidades. Vale ressaltar que foram realizados todos os testes de robustez para o modelo, sendo que estes foram satisfeitos.

Tabela 5. Decomposição da variância para a variável “D1_EXPMF” do SVAR.

Período	S.E.	EXPMF	PI	CR	IM	PIBM
1	0,15	97,66	0,57	0,45	0,96	0,35
2	0,19	96,80	1,05	1,32	0,62	0,22
3	0,19	94,69	1,19	2,62	1,28	0,22
4	0,19	92,39	1,28	3,50	1,30	1,53
5	0,20	89,39	1,22	3,38	2,16	3,85
6	0,20	88,01	1,47	3,99	2,34	4,19
7	0,20	87,45	1,55	4,51	2,34	4,16
8	0,20	87,32	1,66	4,50	2,35	4,16
9	0,20	87,19	1,77	4,49	2,39	4,16
10	0,20	87,13	1,78	4,49	2,44	4,15
11	0,20	87,12	1,79	4,49	2,44	4,15
12	0,20	87,11	1,79	4,49	2,46	4,15
13	0,20	87,10	1,79	4,50	2,45	4,15
14	0,20	87,10	1,79	4,50	2,46	4,15
15	0,20	87,10	1,79	4,50	2,45	4,15
16	0,20	87,10	1,79	4,51	2,46	4,15
17	0,20	87,09	1,79	4,51	2,46	4,15
18	0,20	87,09	1,79	4,51	2,46	4,15

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do *software* EViews 9.

Deste modo, percebeu-se que existe uma relação de inércia das exportações do minério de ferro brasileiro; o preço desse bem segue a lei da oferta, ou seja, quando o preço aumenta, a quantidade ofertada para exportação também aumenta; uma depreciação cambial real vai aumentar as competitividades das exportações brasileiras, fazendo com que a exportação aumente; em relação a demanda mundial (não apresentou significância estatística, mas apresentou sinal conforme esperado). Ainda sobre essa variável, quando se analisa a função impulso resposta, foi possível verificar a importância da demanda sobre as exportações do minério de ferro brasileiro; a renda mundial, mesmo estatisticamente significativa no modelo, ela é praticamente inelástica. Nas funções impulso resposta, a renda mundial tem um impacto positivo nas exportações do minério de ferro.

Para trabalhos futuros, sugere-se aumentar a periodicidade do estudo, incluindo anos mais recentes para verificar os impactos das ações da Rússia na Ucrânia e seus desdobramentos para o mundo. Da mesma forma, será necessário avaliar o impacto da desaceleração econômica da China nos próximos anos e verificar se novos atores como Índia, países do Oriente Médio ou da África conseguiram suprir a menor demanda chinesa e impulsionar a produção de minério de ferro.

REFERÊNCIAS

- ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 9-33, jan-mar/2004.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Dados da taxa de câmbio efetiva real. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/>>. Acesso em 30/06/2022.
- BANCO MUNDIAL. Dados das importações mundiais e do PIB mundial. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br>>. Acesso em 13/03/2020.
- BARROS, G.S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2002. 53 p. (Texto para discussão, n. 865).
- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 49-100, 1986.

- CARVALHO, P.S.L.; SILVA, M.M.; ROCIO, M.A.R.; MOSZKOWICZ, J. Insumos básicos: minério de ferro. **BNDES setorial**, n. 39, p. 197-234, 2014.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/1995**. Rio de Janeiro, IPEA, 1997. 53 p. (Texto para discussão, n. 469).
- CASTRO, A. S.; ROSSI JUNIOR, J. L. **Modelos de previsão para a exportação das principais commodities brasileiras**. Rio de Janeiro, RJ: IPEA, p. 35, 2000. (Texto para discussão, n. 716).
- CAVALCANTE, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro, IPEA, p. 46, 1998. (Texto para discussão, n. 545).
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 14, n. 2, 2010.
- DEPEC - DEPARTAMENTO DE PESQUISAS E ESTUDOS ECONÔMICOS. Minério de ferro 2019. Disponível em: <Erro! A referência de hiperlink não é válida.20/03/2020.>
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Wiley Series in Probabilities and Mathematical Statistics. Wiley & Sons, New York, 1995.
- FAVRO, J; CALDARELLI, C. E; CAMARA, M. R. G. Modelo de análise da oferta de exportação de milho brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 3, p. 455-476, 2015.
- FAVRO, J; GOMES, C. E; MARCONATO, M; ALVES, A. F. Exportações de carne de frango. **Revista de Política Agrícola**, n. 3, p.78-95, 2021;
- FRANCO, C. G.; SEIDL, A. C. Indústria depende cada vez menos do minério de ferro. São Paulo, domingo, 27 de abril de 1997. Disponível em: <https://www1.folha.uol.com.br/fsp/1997/4/27/caderno_especial>. Acesso em: 05/04/2020.
- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, 37, 424–438, 1969.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.
- INDEXMUNDI. Fundo Monetário Internacional. Disponível em: <https://www.indexmundi.com/commodities/?commodity=iron-ore>. Acesso em 25/06/2022.
- JANEIRO, E. I. C. **Transmissão monetária**: resultados da aplicação de modelos VAR a Portugal e Alemanha. Lisboa, 2004. 107 p. Tese (Mestrado em Economia Monetária e Financeira) - Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectores. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Boston, v.12, p.231-254, 1988.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4. ed. Singapore: McGraw-Hill, 1997.
- KRUGMAN, P. R.; Obstfeld, M. **Economia internacional – teoria e política**. 5. ed, São Paulo: Makron Books, 2005.
- LUCENA, M. A; SOUSA, E. P. Análise da competitividade das exportações de minério de ferro não aglomerados e aglomerados e seus concentrados no Brasil: 2004 a 2018. **Desenvolvimento em Questão**, n.55, p.56-76, 2021.
- MIDIC - MINISTÉRIO DA ECONOMIA, INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇO - Estatísticas de Comércio Exterior - 2000 a 2018. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/comex-vis>. Acesso em: 25/03/2020.
- MIRANDA, S. H. G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. Tese (Doutorado em Economia) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.
- MORAIS, I. A. C.; BERTOLDI, A.; ANJOS, A. T. M. Estimativa de um modelo não linear para as exportações brasileiras de borracha no período 1992-2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 48, n.03, p. 679-704, jul/set 2010.

- MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de *commodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Revista Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011.
- MONTE, E, Z. Influência da taxa de câmbio e da renda mundial nas exportações do estado do Espírito Santo. **Análise Econômica**, v. 33, n. 63, 2015.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, 1-48, 1980.
- REIS, J. D. **Oferta brasileira de exportação de carne bovina, 1996 - 2002**. 119 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2003.
- SILVA, M. A. P; ROSADO, P. L; BRAGA, M. J; CAMPOS, A. C. Oferta de exportação de frango do Brasil, de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, SP, v. 49, n.1, p. 31-54, jan/mar 2011.
- VARIAN, H. R. **Microeconomia**: princípios básicos. Rio de Janeiro, 4. ed: Campus, 1999.
- USGS - UNITED STATES GEOLOGICAL SURVEY. National Minerals Information Center – 2021. Disponível em: <https://www.usgs.gov/search?keywords=iron+ore>. Acesso em: 05/08/2022.
- ZINI JUNIOR, A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, p. 615-662, 1988.
- WORLDSTEEL. **Steel Statistical Yearbook 2019**, p. 46, 2019.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à economia**: uma abordagem moderna. Pioneira Thomson Learning, 2006.