

DETERMINANTES ECONÔMICOS DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MINÉRIO DE FERRO PARA A CHINA

Cássio da Silva Brum¹

Dunia Berwaldt Judeh²

Maranatha Fett³

Stevan Silveira Nascimento⁴

Daniel Arruda Coronel⁵

Resumo: O objetivo deste artigo foi investigar os principais determinantes econômicos das exportações de minério de ferro do Brasil para a China, destacando a influência de variáveis de renda brasileira e chinesa, taxa de câmbio e preços de exportação. Nesse sentido, foi utilizada a metodologia de Vetores com Correção de Erros (VEC). Os resultados mostraram que, no longo prazo, as rendas chinesa e brasileira foram os principais promotores do aumento das exportações de minério. Os preços apresentaram impacto negativo, enquanto a taxa de câmbio não teve efeito significativo. No curto prazo, a dinâmica da função impulso-resposta mostrou que os preços, após sete meses, e a taxa de câmbio afetam negativamente as exportações. No que tange às rendas, apenas a chinesa possui impacto de curto prazo, e somente no terceiro mês.

Palavras-chave: Minério de ferro. Exportação de *commodities*. Comércio internacional.

ECONOMIC DETERMINANTS OF BRAZILIAN IRON ORE EXPORTS TO CHINA

Abstract: The objective of this article was to investigate the main economic determinants of Brazil's iron ore exports to China, highlighting the influence of Brazilian and Chinese income variables, exchange rate, and export prices. In this regard, the Vector Error Correction (VEC) methodology was applied. The results showed that, in the long run, Chinese and Brazilian incomes were the main drivers of the increase in iron ore exports. Prices had a negative impact, while the exchange rate had no significant effect. In the short run, the impulse-response function dynamics indicated that prices, after seven months, and the exchange rate negatively affected exports. Regarding income, only the Chinese variable had a short-run impact, and only in the third month.

Keywords: Iron ore. Commodity exports. International trade.

¹ Mestrando em Economia e Desenvolvimento pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: cassio.brum@acad.ufsm.br. ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-2332-3300>.

² Acadêmica de Economia na Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Bolsista de Iniciação Científica PROBIC-FAPERGS. E-mail: duniajudeh@hotmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0009-0009-1266-5185>.

³ Mestranda em Gestão de Organizações Públicas na Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: maranatha.fett@acad.ufsm.br. ORCID: <https://orcid.org/0009-0008-7194-5243>.

⁴ Acadêmico de Economia na Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Bolsista de Iniciação Científica CNPq. E-mail: stevansilveira30@gmail.com ORCID: <https://orcid.org/0009-0009-8735-4592>.

⁵ Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais, com atuação como Docente Permanente nos programas de pós-graduação (*stricto sensu*) em Gestão de Organizações Públicas e de Economia e Desenvolvimento da UFSM. Bolsista de Produtividade do CNPq. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0264-6502>.

INTRODUÇÃO

O minério de ferro é o principal componente na produção de aço, e sua demanda está diretamente relacionada à atividade da indústria siderúrgica, a qual é essencial na fabricação de automóveis, máquinas, equipamentos e na construção civil. Esse recurso desempenha um papel central nos processos de industrialização e desenvolvimento dos países, sendo amplamente utilizado em investimentos em infraestrutura, como a construção de estradas, pontes, hospitais e bens duráveis. Segundo Franco (2008), para produzir uma tonelada de aço são necessárias, em média, cerca de uma e meia de minério de ferro. Ainda segundo esse autor, a proporção se mantém ao longo do tempo, uma vez que não há significativas economias de escala na utilização desse recurso (Franco, 2008).

O Brasil se destaca como um dos três maiores produtores mundiais, com reservas de alto teor de ferro, de acordo com o United States Geological Survey (USGS, 2024). Conforme dados do Instituto Brasileiro de Mineração (IBRAM, 2015), a diversidade geológica do país favorece a existência de jazidas de diversos minerais, com grande qualidade, o que garante uma vantagem competitiva no mercado global. De acordo com a Associação Brasileira de Metalurgia, Materiais e Mineração (ABM, 2025), as principais jazidas brasileiras localizam-se em Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e no Pará, onde estão o Quadrilátero Ferrífero, o Maciço do Urucum e a Serra de Carajás, respectivamente. Para a ABM (2025), esta última jazida é uma das maiores reservas de alto teor de minério do planeta.

A oferta do minério de ferro brasileiro para o exterior possui grande importância econômica para o país, já que é uma das principais *commodities* produzidas e tem grande participação na balança comercial recentemente. Em 2023, respondeu por 9,07% das exportações totais do país, ocupando a quarta posição no *ranking* geral e a terceira entre os produtos básicos. Em 2024, a mineração brasileira conseguiu exportar e faturar mais, contribuindo de forma significativa para os cofres públicos, com aproximadamente R\$ 100 bilhões em tributos. No total, foram exportadas cerca de 400 milhões de toneladas de minérios, uma variação positiva de 2,6% em relação ao ano anterior. O ferro manteve-se como protagonista, respondendo por quase 70% das exportações do setor (IBRAM, 2025a).

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços (MDIC, 2025), o principal parceiro receptor desse minério é a China, absorvendo cerca de 59% do total exportado, seguida pela Malásia, com 8%. O crescimento econômico da China impulsionou a expansão do setor industrial, o aumento da urbanização e melhorias significativas na infraestrutura do país, fatores que intensificaram a demanda por minério de ferro (Cabral Júnior et al., 2008).

As relações econômicas entre o Brasil e a China têm evoluído desde 1974, mas foi em 2009 que se consolidou uma parceria estratégica, tornando a China o principal parceiro comercial do país. Esse fortalecimento das relações teve forte impacto nas exportações brasileiras, principalmente de *commodities*. Nesse mesmo ano, a China ultrapassou os Estados Unidos e passou a ser o principal parceiro comercial do Brasil, marcando um novo capítulo na relação econômica entre as duas nações, que desde então se fortaleceu e se consolidou (Barrucho, 2023).

As relações entre Brasil e China têm sido vantajosas para ambas as nações. Enquanto a China assegura influência geopolítica e abastecimento de recursos estratégicos, o Brasil se beneficia de investimentos em setores essenciais para o seu desenvolvimento. Entre 2010 e 2020, a balança comercial entre os dois países registrou superávits constantes para o Brasil. Em 2020, por exemplo, o Brasil alcançou um superávit de US\$ 33,645 bilhões, valor que representou aproximadamente 65% do saldo positivo acumulado pelo país em suas relações comerciais globais, conforme o MDIC (2025).

A China se destaca como a maior compradora de minério de ferro do mundo, e o Brasil tem papel central nessa relação. Em março de 2023, as importações chinesas cresceram quase 15% em relação ao ano anterior, superando 100 milhões de toneladas. Em 2022, o Brasil respondeu por cerca de 60% desse volume, com mais de 300 milhões de toneladas exportadas, o que gerou mais de 28 bilhões de dólares em receita para o país (BRICS MERCOSUL, [2023]). Esse comércio se explica pelo acelerado crescimento econômico chinês, que transformou o país no maior produtor siderúrgico do planeta, responsável por quase metade do aço global. Apesar de possuir vastas reservas do minério, a baixa qualidade do recurso, com cerca de 28% de teor de ferro, obriga o país a continuar importando grandes quantidades de nações como Brasil e Austrália (IBRAM, 2012).

Em 2023, a quantidade de minério de ferro beneficiado produzida no mundo somou 2,53 bilhões de toneladas, representando um aumento de 1,2% em relação a 2022. O comércio global de produtos de ferro movimentou cerca de USD 35,1 bilhões em exportações, segundo a Agência Nacional de Mineração (ANM, 2024). Leite e Rodrigues (2024) argumentam que, durante o novo *boom* das *commodities* iniciado na década de 2020, a crescente demanda chinesa consolidou o minério de ferro como um componente estratégico da pauta exportadora brasileira, o que impulsionou uma reestruturação do setor logístico nacional para atender à demanda externa crescente. Desde então, a China continua sendo o principal destino das exportações brasileiras de minério de ferro, consolidando-se ao longo dos anos como o maior parceiro comercial nesse setor. Essa tendência persiste, pois, de acordo com dados de exportação do IBRAM (2025b), em 2024, a China foi responsável por absorver 71,2% do total de minério de ferro exportado pelo Brasil.

Entender os fatores que influenciam as exportações brasileiras de minério de ferro para a China é essencial para analisar, com acuidade, esse fluxo comercial estratégico. O crescimento econômico chinês, a variação da taxa de câmbio, a formação dos preços internacionais e a competitividade do minério brasileiro exercem papel central na definição dos volumes exportados. A relevância desta pesquisa está na importância estratégica do minério para a economia brasileira e no papel central da China como maior parceiro comercial nesse setor, com impactos diretos sobre a balança comercial brasileira e o setor mineral nacional.

Dessa forma, o objetivo deste artigo é investigar os principais determinantes econômicos das exportações de minério de ferro do Brasil para a China, destacando a influência de variáveis de renda interna e externa, taxa de câmbio e preços de exportação. A pesquisa utiliza como base metodológica o modelo de Vetores de Correção de Erros (VEC), o qual permite captar tanto os efeitos de curto quanto de longo prazo dessas variáveis.

O presente artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A segunda apresenta alguns estudos aplicados sobre o tema da exportação de minério de ferro. Na terceira, são explicadas as questões metodológicas do artigo, com os dados, o método de estimação e os diagnósticos realizados. A quarta apresenta os resultados e, por fim, na última, apresentam-se as principais conclusões.

1. DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES DE MINÉRIO DE FERRO

A teoria de Heckscher-Ohlin, formulada nas décadas de 1920-30, ajuda a compreender a presença do minério de ferro brasileiro no exterior: segundo esse arcabouço, as nações exportam bens intensivos nos fatores de produção de que dispõem em abundância (Krugman; Obstfeld; Melitz, 2022). Nessa perspectiva, o Brasil está entre os três maiores produtores mundiais de minério de ferro e, com uma das maiores reservas do mundo, possui uma vantagem comparativa nesse mercado.

Essa abordagem dialoga com o que foi apontado por Manzi (2014), que ressalta que a abertura comercial brasileira modificou significativamente o conjunto de produtos exportados, direcionando a produção nacional para setores em que o país apresenta vantagens comparativas naturais, como o de *commodities*. O setor de exportação de bens primários, especialmente os minerais, passou a ser um dos principais canais de geração de divisas para a economia brasileira.

Castro e Rossi Junior (2000) realizaram uma análise específica para *commodities* brasileiras – incluindo o minério de ferro – e identificaram que as exportações do setor não respondem fortemente às variações de preço. Tal comportamento é atribuído ao fato de que muitos contratos de exportação são definidos em longo prazo, com preços e quantidades negociados simultaneamente, o que reduz a sensibilidade imediata à oscilação dos preços de mercado. Por outro lado, a demanda internacional dos países industrializados mostrou-se um fator determinante, com efeitos positivos sobre o volume exportado, o que está alinhado à lógica da demanda derivada da industrialização global.

Lucena e Sousa (2021), ao analisarem o desempenho exportador dos segmentos de minério de ferro no Brasil entre 2004 e 2018, identificaram que o crescimento das exportações foi mais influenciado pela expansão do comércio internacional do que por fatores internos, especialmente no subperíodo de 2014 a 2018, o que reforça a tese de que as condições da economia global (e não apenas preços ou custos internos) são fundamentais para explicar a dinâmica do setor.

Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), ao investigarem os determinantes do comércio bilateral Brasil-China entre 1995 e 2008, incluindo produtos minerais, reforçaram a importância da renda como variável explicativa. Seus resultados apontaram que o crescimento da renda nos países demandantes, especialmente a China, está positivamente associado à intensificação das exportações brasileiras.

Diversos estudos, como de Nakabashi, Cruz e Scatolin (2008), da Agência Brasileira de Promoção de Exportações (Apex-Brasil, 2011) e de Fligenspan et al. (2015), destacaram que a maior presença de produtos primários na pauta de exportações brasileiras, especialmente a partir dos anos 2000, foi impulsionada pela valorização internacional das *commodities* e por um contexto externo favorável, marcado pelo forte crescimento econômico da China.

A elevação dos preços no mercado global tornou as exportações de bens como o minério de ferro mais atrativas, ao mesmo tempo em que a demanda chinesa por insumos básicos aumentava. Internamente, o crescimento da renda e o consequente aumento do consumo de massas reduziram a oferta de bens industrializados para exportação. Além disso, a indústria brasileira enfrentou dificuldades para competir com os países asiáticos devido à ausência de vantagens comparativas em custos e à valorização do real, que encareceu os produtos manufaturados nacionais no mercado externo. Como resultado, a estrutura das exportações do Brasil mudou significativamente, com redução relativa da indústria de transformação e avanço dos produtos primários, entre os quais o minério de ferro assumiu papel de destaque (Veríssimo, 2024).

Dessa forma, os estudos analisados destacam a importância de variáveis como o crescimento da renda externa e interna, a taxa de câmbio e os preços internacionais. A seguir, investiga-se empiricamente como esses fatores se comportam na relação bilateral Brasil-China, por meio de um modelo VEC.

2. METODOLOGIA

Para alcançar os objetivos do trabalho, foi empregado o modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC), amplamente utilizado nos estudos sobre comércio internacional, dada a dinâmica das variáveis e suas interações de curto e longo prazo.

As subseções seguintes apresentam as variáveis utilizadas, bem como o modelo e seus diagnósticos.

2.1. VARIÁVEIS DO MODELO EMPÍRICO

A literatura sobre os determinantes das exportações dá ênfase a variáveis como o preço das exportações, a taxa de câmbio real efetiva dos países, a renda externa – do país

importador, no caso deste estudo – e a renda interna. Espera-se que a exportação do minério de ferro para a China (X) seja inversamente relacionada com seu preço (P), dado que maiores preços podem afastar os compradores para negociações em outros mercados (Silva et al., 2011). A taxa de câmbio (TC) também funciona como uma forma de preço dos bens de um país. Dessa forma, se há uma desvalorização da moeda – o que é semelhante a uma queda no preço do produto –, a tendência é ocorrer um aumento das exportações, devido ao ganho de competitividade. A renda externa (Y_CHI) está ligada tanto ao poder de compra da China quanto ao seu aquecimento de mercado, fazendo com que seja positivamente relacionada com as exportações (Veríssimo, 2024). Por fim, a renda interna (Y_BR) tem o poder de elevar a capacidade de investimento na extração de minerais, aumentando a disponibilidade do produto também para a exportação (Lundmark, 2018). As variáveis e suas fontes estão descritas no Quadro 1.

Quadro 1: Variáveis, descrições e fontes.

Variável	Descrição	Sinal esperado	Fonte
X	Exportação de minério de ferro para a China	Variável de análise	MDIC (2025)
P	Preço de exportação minério de ferro	–	MDIC (2025)
TC	Taxa de câmbio real efetiva corrigida pela produtividade	+	BCB (2025)
Y_CHI	Importações totais chinesas	+	OCDE (2025)
Y_BR	PIB brasileiro mensal	+	BCB (2025)

Fonte: Elaborado pelos autores.

O período analisado corresponde a dezembro de 2001 a março de 2025. O limite inferior do período foi definido pela entrada da China na Organização Mundial do Comércio (OMC), um fato relevante para o comércio internacional. Assim, o modelo conta com 280 observações mensais.

2.2. ABORDAGEM QUANTITATIVA, DIAGNÓSTICOS E TESTES

Como já descrito no início desta seção, uma das vantagens dos modelos VAR e VEC é permitir a interação entre as variáveis do modelo, ou a sua endogeneidade, algo que se pressupõe não existir entre as variáveis independentes em modelos mais básicos, como os de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O VAR tem sua representação como

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + B \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que A é uma matriz de restrições contemporâneas em X_t , o vetor de variáveis endógenas; B_0 e B_i matrizes de desvios-padrão e de coeficientes; e ε_t um vetor de erros, que, por sua vez, são não autocorrelacionados (Bueno, 2018).

Como a contemporaneidade não permite a estimação da equação por MQO, é necessário eliminar a matriz de restrições (A) por meio da multiplicação por sua inversa, o que resulta no VAR em sua forma reduzida:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Uma suposição para a estimação do VAR é a estacionariedade das séries (Enders, 2015). Assim, a existência ou não de raiz unitária foi verificada por meio dos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). O ADF tem como hipótese nula a existência de raiz unitária na série, ou seja, a série é não estacionária e deve ser diferenciada para se tornar estacionária, caso seja estimada em um VAR. O KPSS tem hipótese nula de que a série é estacionária, partindo, assim, de um pressuposto contrário ao do ADF. Bueno (2018) explica que os testes são complementares.

Caso as séries não sejam estacionárias em nível, é possível testar a cointegração delas, verificando se possuem uma dinâmica comum de curto e longo prazo que independe da falta de estacionariedade. Para essa verificação, um teste comum é o de Johansen, que verifica a existência de vetores cointegrantes a partir dos testes do traço e do máximo autovalor da matriz de relações de longo prazo do modelo (Enders, 2015). O teste do traço tem por hipótese nula que existem r^* vetores de cointegração contra a alternativa de que $r > r^*$, sendo r o número de variáveis endógenas. O teste do máximo autovalor assume como hipótese nula que $r = r^*$ e alternativamente que $r = r^* + 1$. Havendo vetores de cointegração parte-se para a estimação do VEC (Bueno, 2018).

É necessário destacar que há grande sensibilidade do teste de Johansen quanto à escolha de defasagens. Assim, foram verificados os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), mas a prioridade para a escolha do modelo ideal foi a ausência de autocorrelação nos resíduos (Lütkepohl, 2005).

Para a análise de autocorrelação nos resíduos, foi utilizado o teste LM de Breusch-Godfrey (Lütkepohl, 2005). Este tem como hipótese nula que os coeficientes da equação autorregressiva dos resíduos são iguais a zero, demonstrando, assim, que estes não são correlacionados. Além deste teste de diagnóstico, foi verificada também a estabilidade do modelo, por meio do gráfico de raízes inversas do polinômio característico, o qual garante a estabilidade caso essas raízes estejam dentro do círculo unitário.

3. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A estimação do modelo apresentado na metodologia começou com a análise da estacionariedade das variáveis. A partir dos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), exibidos na Tabela 1, verificou-se que apenas a variável taxa de câmbio foi estacionária em nível nos dois testes. O ADF apontou a variável de exportações como estacionária com constante, mas o KPSS indicou a necessidade de defasar a variável para que ela se torne estacionária.

Tabela 1: Testes de estacionariedade das séries.

Teste	Variável	Nível			1ª Defasagem	
		Nada	Constante	Constante e tendência	Nada	Constante
ADF	X	3,97	-3,56***	-	-	-
	P	-0,88	-1,66	-2,36	-18,46***	-
	Y_CHI	2,1	-2,49	-1,33	-3,31***	-
	TC	-0,34	-1,66	-2,2	-4,70***	-
	Y_BR	0,71	-1,25	-1,86	-4,03***	-
KPSS	X	-	1,95***	0,57***	-	0,41*
	P	-	1,48***	0,23***	-	0,06
	Y_CHI	-	1,99***	0,52***	-	0,39*
	TC	-	0,81***	0,31***	-	0,07
	Y_BR	-	1,54***	0,33***	-	0,11

Fonte: Elaborada pelos autores.

Nota: * significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

O próximo passo foi a estimação do número ótimo de defasagens do VEC, feita por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Em seguida, foi verificada a existência de vetor cointegrante por meio do teste de

Johansen para as defasagens indicadas. Nesse sentido, foram estimados os modelos com cada defasagem indicada e testada a existência de autocorrelação nos resíduos.

Tabela 2: Critérios de informação para escolha das defasagens.

Defasagem	AIC	SC	HQ
0	-1,82	-0,97	-1,48
1	-10,75	-9,58*	-10,28
2	-11,06	-9,57	-10,46*
3	-11,1	-9,28	-10,37
4	-11,15*	-9,02	-10,3
5	-11,08	-8,61	-10,09
6	-10,98	-8,19	-9,87
7	-10,94	-7,82	-9,69
8	-10,89	-7,45	-9,51

Fonte: Elaborada pelos autores.
Nota: * defasagem indicada pelo critério.

As defasagens indicadas pelos critérios de informação não foram capazes de eliminar a autocorrelação, mas, com três defasagens, os resíduos se mostraram bem-comportados. Esse procedimento, conforme Enders (2015), sugere que a autocorrelação pode ser proveniente de um número insuficiente de defasagens.

Assim, foi realizado o teste de Johansen com três defasagens, apresentado na Tabela 3. Tanto o teste do traço quanto o teste do máximo autovalor indicaram que as variáveis possuem cointegração no longo prazo, possibilitando a estimação pelo VEC.

Tabela 3: Teste de cointegração de Johansen.

Número de equações cointegrantes	Autovalor	Teste do Traço			Teste do Máximo Autovalor		
		Estatística	Valor crítico a 5%	p-valor	Estatística	Valor crítico a 5%	p-valor
Nenhum	0,24	140,5014***	69,819	0	76,91032***	33,877	0
Até 1	0,12	63,59107***	47,856	0,0009	34,65144***	27,584	0,0052
Até 2	0,05	28,93964*	29,797	0,0625	14,25953	21,132	0,3441
Até 3	0,03	14,68011*	15,495	0,0661	9,087865	14,265	0,2789
Até 4	0,02	5,592242**	3,841	0,018	5,592242**	3,841	0,018

Fonte: Elaborada pelos autores.
Nota: * significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Após a estimação do modelo VEC com três defasagens, foram realizados, além do teste de autocorrelação nos resíduos (Tabela 4), a verificação da estabilidade do modelo, por meio das raízes inversas do seu polinômio característico (Figura 1).

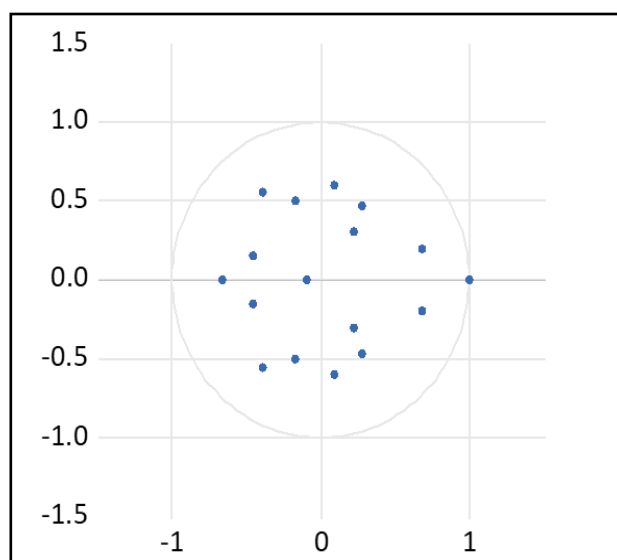
Tabela 4: Teste de autocorrelação nos resíduos.

Defasagem	Estatística F de Rao	p-valor
1	1,417773	0,0845
2	1,371152	0,1064
3	1,332979	0,1276
4	0,934979	0,556

Fonte: Elaborada pelos autores.

O teste LM de Breusch-Godfrey não permite rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos, a 5% de nível de confiança. O gráfico do círculo unitário contém todos os pontos (raízes) em seu interior, indicando a estabilidade do VEC. Esses resultados permitem dar continuidade à estimação do modelo e avançar para a análise da equação cointegrante.

Figura 1: Raízes inversas do polinômio característico.



Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável taxa de câmbio (TC) apresentou sinal contrário ao esperado, porém não foi estatisticamente significativa a 5% de nível de confiança. As demais variáveis foram todas significativas.

Tabela 5: Resultados do modelo de longo prazo.

Variável	X	Y_BR	Y_CHI	TC	P	C
Coeficiente	1	-0,4**	-0,59***	0,48*	0,28***	0,7
Desvio-Padrão		0,16	0,16	0,25	0,07	
Estatística t		-2,52	-3,64	1,93	4,06	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: * significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%.

Formalizando os resultados em uma equação do modelo, com os sinais já ajustados, tem-se a seguinte expressão:

$$X_t = -0,7 + 0,4 * Y_{BR_t} + 0,59 * Y_{CHI_t} - 0,48 * TC_t - 0,28 * P_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

A renda brasileira tem um papel positivo no aumento das exportações do minério de ferro para a China. Um aumento de 1% no PIB eleva em 0,4% a exportação da *commodity*. Este resultado é corroborado pelo trabalho de Lundmark (2018), que constatou que o tamanho do país está positivamente relacionado com as exportações de minério de ferro. Silva, Daneu e Santos (2019) encontraram uma correlação negativa entre o crescimento do PIB brasileiro e o consumo interno do minério de ferro, enquanto foi positiva para o crescimento do PIB e as exportações do minério, entre 2012 e 2016. Os autores argumentaram que um fator relevante para essas relações pode ser a recessão do período analisado. Para o período abrangido pelo presente artigo, possíveis explicações para o papel da renda doméstica nas exportações são as próprias recessões – de 2008, 2013/2014 e do Covid-19 em 2020 –, o período do boom das *commodities* – de grande crescimento das exportações após 2004 – e a alta taxa real de juros brasileira, que enfraqueceu o setor de construção civil, grande consumidor do produto (Veríssimo, 2024).

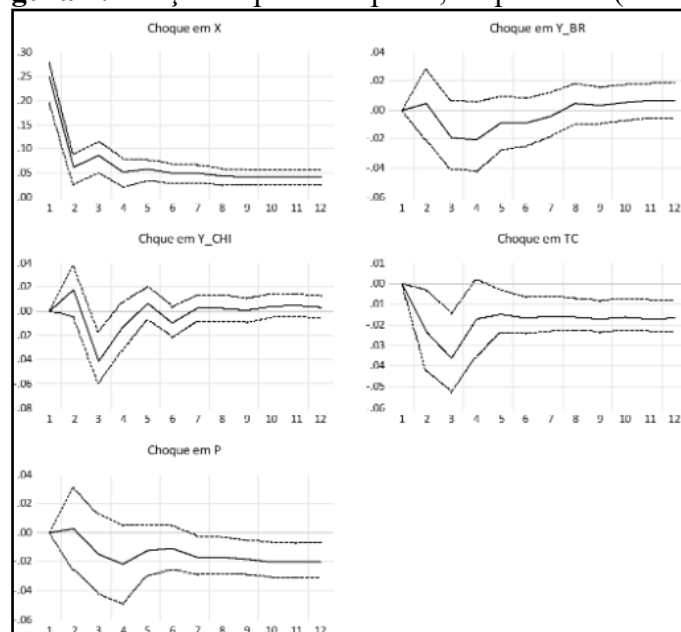
A renda chinesa também elevou as exportações brasileiras de minério de ferro. Nesse sentido, um aumento de 1% corrobora para a elevação de 0,59% das exportações brasileiras. Este resultado está de acordo com o esperado e com estudos anteriores, como o de Lima et al. (2018), Dal Moro et al. (2022) e Veríssimo (2024). O efeito desta variável pode ser proveniente da necessidade de insumos para o crescimento. O aumento da renda chinesa eleva a demanda por bens internamente e externamente. Internamente, por exemplo, a construção civil gera uma pressão pelo aumento da aquisição de insumos, nos quais o ferro se insere, o que afeta positivamente o Brasil, com uma maior demanda pelo seu produto. Fojtíková (2017), analisando a competitividade chinesa no comércio de aço após a entrada na OMC, destaca também a demanda do país, que se colocava entre os dez maiores importadores de aço em 2016.

Os preços afetam negativamente, e em uma magnitude menor que 1, as exportações brasileiras. Ou seja, o minério representa um bem inelástico, de modo que, com o aumento de seu preço, a quantidade demandada diminui, mas em menor proporção.

O fato de o ferro ser um material extremamente útil, presente nos mais diversos bens, o torna um bem essencial, que apresenta, relativamente, pouca variação de demanda frente a uma variação em seu preço. Nessa perspectiva, Franck et al. (2015) indicam que a dependência chinesa do minério de ferro é muito maior em relação ao produto australiano – outro grande mercado produtor da *commodity* – do que em relação ao brasileiro. Assim, o aumento dos preços brasileiros pode levar a uma maior compra do minério australiano, que, além de competitivo, é mais próximo da China e diminui os custos de transporte (Franck et al., 2015).

A Figura 2 apresenta a função impulso-resposta, com a resposta da variável de exportações frente a choques de um desvio-padrão nas variáveis do modelo.

Figura 2: Função impulso-resposta, 12 períodos (meses).



Fonte: Elaborada pelos autores.

Um choque na própria variável exportações defasada leva a um aumento das exportações do minério de ferro já no período posterior imediato, perdendo magnitude após isso. No primeiro mês, essa variação é de 0,25%. No segundo, de 0,05%, valor que tende a manter constância. Na renda chinesa, esse choque retorna uma resposta significativa apenas no terceiro mês, quando se observa redução nas exportações em aproximadamente 0,04%, o que contraria o esperado pela literatura.

A resposta das exportações frente a um impulso na taxa de câmbio está em desacordo com o esperado, assim como no modelo de longo prazo (embora, naquele, a variável não tenha demonstrado significância), já que um aumento da taxa de câmbio

diminui as exportações de minério de ferro em aproximadamente 0,035%. Embora inesperado, Lima et al. (2018) também encontram esse sinal na relação entre a taxa de câmbio e as exportações de *commodities* de estados brasileiros, justificando que estas (dentre elas o minério de ferro) podem ter esse comportamento devido à condição de Marshall-Lerner, segundo a qual os efeitos de desvalorizações da moeda dependem do grau de elasticidade do produto – com *commodities* sendo inelásticas, via de regra – e também podem elevar os custos de insumos importados essenciais para a produção. Além deste estudo, Veríssimo (2024) também encontrou efeito negativo para as exportações de minério de ferro.

A variável preço das exportações do minério também vai ao encontro de sua relação no longo prazo, em que é negativa, porém leva um período de aproximadamente seis meses para que esse choque seja significativo. Por volta de sete meses, o impacto estabiliza em aproximadamente -0,02%. Este resultado pode ser proveniente do tempo necessário para ajustes dos contratos entre os importadores chineses e exportadores brasileiros, que parece levar mais tempo do que as variações na taxa de câmbio.

A Tabela 6 apresenta a decomposição da variância das variáveis durante 12 meses.

Tabela 6: Decomposição da variância.

Período	Desvio Padrão	X	Y_CHI	TC	P	Y_BR
1	0,249	100	0	0	0	0
2	0,26	98,58	0,405	0,979	0,012	0,024
3	0,275	94,242	3,23	1,826	0,318	0,385
4	0,28	92,933	3,565	1,814	0,911	0,777
5	0,286	92,843	3,421	1,853	1,062	0,821
6	0,29	92,443	3,538	1,961	1,185	0,873
7	0,295	92,142	3,431	2,077	1,49	0,861
8	0,299	91,721	3,34	2,32	1,766	0,853
9	0,303	91,245	3,265	2,562	2,089	0,839
10	0,307	90,733	3,183	2,785	2,459	0,839
11	0,311	90,179	3,104	3,052	2,812	0,853
12	0,315	89,648	3,027	3,301	3,155	0,868

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável que mais explica a variância das exportações é a própria variável defasada. As outras variáveis possuem um poder de explicação muito pequeno sobre as variações das exportações, com a soma de suas responsabilidades perfazendo aproximadamente 7% após quatro meses e chegando a aproximadamente 10% após 12 meses. Assim como na função impulso-resposta, o preço de exportação (P) leva alguns períodos para ganhar relevância e conseguir explicar mais das variações das exportações, enquanto a renda chinesa (Y_CHI) consegue explicar 3,57% já no quarto mês. A renda brasileira (Y_BR) é a que menos consegue explicar a variância das exportações.

CONCLUSÕES

Este artigo teve por objetivo investigar os principais determinantes econômicos das exportações de minério de ferro do Brasil para a China. Para isso, foi estimado um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) com dados mensais a partir da entrada da China na OMC (em dezembro de 2001).

Os principais resultados do modelo de longo prazo, em sua maioria, mostraram efeitos esperados e explicados pela literatura econômica. Somente a variável da taxa de câmbio (TC) divergiu do esperado, mas não apresentou significância a 5%. Aumentos na renda chinesa (Y_CHI) são determinantes positivos da exportação de minério de ferro brasileiro para este mercado (X), inclusive sendo responsáveis pela maior magnitude de aumento, elevando 0,59% as exportações deste bem dado um aumento de 1% na renda chinesa. A renda brasileira (Y_BR) foi outro fator importante para o aumento das exportações, com um aumento de 1% elevando em 0,4% a variável de exportações. O preço das exportações do ferro (P) demonstrou que um aumento de 1% nos preços diminui as exportações em 0,28%, confirmando o minério de ferro como um bem inelástico, ou seja, a necessidade do uso do ferro como insumo não permite que aumentos nos preços diminuam na mesma magnitude a quantidade exportada.

Na função impulso-resposta, apenas a variável de renda doméstica não foi significativa, enquanto a renda externa, ao contrário do esperado, foi significativa em apenas um período. Os preços, a taxa de câmbio e a própria variável de exportações defasada foram significativas. Os preços levaram um tempo de sete meses para serem repassados às exportações, sendo o tempo necessário para ajuste de contratos de compra e venda uma das possíveis explicações. A taxa de câmbio provocou uma resposta negativa

das exportações, ao contrário do esperado, devido à inelasticidade do minério de ferro e ao encarecimento de insumos necessários para a extração. Um choque de 1% nas exportações do período anterior resulta em um aumento de patamar de aproximadamente 0,5% após quatro meses. A decomposição da variância deu grande ênfase às exportações como variável mais importante para explicar sua própria variância, com as outras variáveis explicando somente 10% de suas variações após doze meses.

Uma das principais dificuldades da pesquisa foi a escassez de trabalhos sobre os determinantes da exportação do minério de ferro, *commodity* de extrema relevância para a pauta comercial brasileira, que tem o Brasil como um dos países de maior competitividade mundial. Para trabalhos futuros, é possível acrescentar novas variáveis ao modelo, como preços de outros mercados relevantes, bem como as barreiras comerciais impostas pela China

REFERÊNCIAS

AGÊNCIA NACIONAL DE MINERAÇÃO (ANM). Ferro: oferta mundial, produção interna, comércio exterior e preços. **Sumário Mineral Brasileiro 2024 (ano-base 2023)**. Brasília, DF: ANM, 2024. 3 p.

APEX-BRASIL. **As exportações brasileiras e os ciclos de commodities**: tendências recentes e perspectivas. Brasília, DF: Apex-Brasil, jul. 2011. 61 p. Disponível em: <https://www.apexbrasil.com.br/Content/imagens/5a438c3e-ddd0-4807-8820-a0f6650bd379.pdf>. Acesso em: 1 set. 2025.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE METALURGIA, MATERIAIS E MINERAÇÃO (ABM). **Minério de ferro se destaca no top 3 dos produtos mais exportados pelo Brasil em 2023**: entenda o que muda. Notícia ABM, 2024. Disponível em: <https://www.abmbrasil.com.br/por/noticia/minerio-de-ferro-se-destaca-no-top-3-dos-produtos-mais-exportados-pelo-brasil-em-2023-entenda-o-que->. Acesso em: 6 ago. 2025.

BARRUCHO, L. Como deve mudar relação do Brasil com a China no novo governo Lula. **BBC News Brasil**. 2023. Disponível em: <https://www.bbc.com/portuguese/brasil-64183029>. Acesso em: 15 jul. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. 2025. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>. Acesso em: 11 fev. 2025.

BRICS MERCOSUL. Mineração impulsionando a economia! **Brics Mercosul**, [2023]. Disponível em: <https://bricsmercosul.com.br/mineracao-impulsionando-a-economia/>. Acesso em: 1 set. 2025.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning Brasil, 2018.

CABRAL JUNIOR, M.; SUSLICK, S. B.; OBATA, O. R.; SINTONI, A. A mineração no Estado de São Paulo: situação atual, perspectivas e desafios para o aproveitamento dos recursos minerais. **Geociências**, v. 27, p. 171-192, 2008.

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).

DAL MORO, O. F.; FRAVO, J.; MARCONATO, M.; GOMES, C. E.; MICHELON, E. Uma análise sobre as exportações de minério de ferro brasileiro no período 2000 a 2018. **A Economia em Revista (AERE)**, v. 30, n. 1, p. 71-87, 30 ago. 2022.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 4. ed. New York (US): University of Alabama, p. 30, 2015.

FLIGENSPAN, F. B.; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. C.; LIMA, M. G. As exportações do Brasil nos anos 2000: evolução, market share e padrões de especialização a partir de distintas agregações setoriais. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 42, n. 4, p. 41-56, 2015.

FOJTÍKOVÁ, L. China's trade competitiveness in the steel industry after 15 years of its membership in the WTO. **Економічний часопис-XXI**, v. 166, n. 7-8, p. 16-19, 2017.

FRANCO, P. C. A. M. **Modelo estrutural de previsão de preço e volume negociado de minério de ferro**. Dissertação (Mestrado em Finanças e em Economia Empresarial) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2008.

FRANCK, A. G. S.; CORONEL, D. A.; SILVA, M. L. da; SILVA, R. A. da. Competitividade das exportações australianas e brasileiras de minério de ferro para a China (1999-2014). **NECAT: Revista do Núcleo de Estudos de Economia Catarinense**, v. 4, n. 8, p. 28-43, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE MINERAÇÃO (IBRAM). **Maior produtor siderúrgico do mundo, China deve mirar mercado interno**. Brasília: IBRAM, 28 nov. 2012. Disponível em: <https://ibram.org.br/noticia/maior-produtor-siderurgico-do-mundo-china-deve-mirar-mercado-interno/>. Acesso em: 30 ago. 2025

INSTITUTO BRASILEIRO DE MINERAÇÃO (IBRAM). **Informações sobre a economia mineral brasileira 2015**. Brasília: Ibram, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE MINERAÇÃO (IBRAM). **Desempenho da mineração em 2024**. Brasília: IBRAM, 2025a. Disponível em: https://www.ibram.org.br/noticia/desempenho_da_mineracao_2024/. Acesso em: 21 set. 2025.

INSTITUTO BRASILEIRO DE MINERAÇÃO (IBRAM). **Dados do setor mineral 2024**. Brasília: IBRAM, 2025b. Disponível em: https://ibram.org.br/wp-content/uploads/2025/02/DADOS_Setor-Mineral_2024_5FEV2025.pdf. Acesso em: 3 jun. 2025.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. **International economics: theory and policy**. 12. ed. Global edition. Harlow: Pearson, 2022.

LEITE, A. C. C.; RODRIGUES, B. S. Novo *boom* das *commodities* e a crescente participação chinesa na estrutura de comércio exterior do Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 33, n. 3, p. 1–22, ago. 2024. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/SxXG69dyKSgXYP3rJhvLPGn/>. Acesso em: 29 jul. 2025.

LIMA, V. J. R. de; NETO, D. R. da S.; OLIVEIRA, S. V. de; FEISTEL, P. R. Determinantes das exportações de *commodities*: uma análise em dados em painel para os estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio Grande do Sul (2005–2015). In: CONGRESSO SOBER, 56., 2018, Campinas. **Anais eletrônicos...** Disponível em: <http://icongresso.itarget.com.br/tra/arquivos/ser.8/1/8517.pdf>. Acesso em: 26 jul. 2025.

LUCENA, M. A. de; SOUSA, E. P. de. Análise da competitividade das exportações de minérios de ferro não aglomerados e aglomerados e seus concentrados no Brasil: 2004 a 2018. **Desenvolvimento em Questão**, Ijuí, Ano 19, n. 55, p. 56-76, abr./jun. 2021. Acesso em: 15 jul. 2025.

LUNDMARK, R. Analysis and projection of global iron ore trade: a panel data gravity model approach. **Mineral Economics**, v. 31, n. 1, p. 191-202, 2018.

LÜTKEPOHL, H. New **Introduction to Multiple Time Series Analysis**. [S.l.]: Springer, 2005.

MANZI, R. H. D. O Brasil e as grandes tendências do comércio internacional no século XXI. **Instituto Brasileiro de Relações Internacionais**, v. 15, n. 142, abr. 2014.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, DA INDÚSTRIA E COMÉRCIO (MDIC). **Base de Dados Comex Stat**. Brasília, 2025. Disponível em: <https://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>. Acesso em: 04 mar. 2025.

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.

NAKABASHI, L.; CRUZ, M. J. V.; SCATOLIN, F. Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 433-461, set./dez. 2008.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OCDE). China – Imports of goods (monthly). **OECD Data Explorer**, 2025. Paris: OECD, 2025. Disponível em: <https://data-explorer.oecd.org/>. Acesso em: 1 set. 2025.

SILVA, L. M. da; DANEU, R. C. de S.; SANTOS, F. de A. O desempenho da exportação de minério de ferro em relação a produção para consumo interno no Brasil. **Revista Linceu On-Line**, v. 9, n. 1, p. 46-59, 2019.

SILVA, M. A. DE P; ROSADO, P. L; BRAGA, M. J; CAMPOS, A. C. Oferta de exportação de carne de frango do Brasil, de 1992 a 2007. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 31–53, jan. 2011.

UNITED STATES GEOLOGICAL SURVEY (USGS). **Mineral commodity summaries 2024**. Reston, VA: U.S. Geological Survey; 2024. 212 p. Disponível em: <https://doi.org/10.3133/mcs2024>. Acesso em: 1 set. 2025.

VERÍSSIMO, M. P. Determinantes dos principais produtos exportados por Minas Gerais no período 2000-2021. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 55, n. 3, p. 8-27, 2024. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/ren/article/view/1519>. Acesso em: 26 jul. 2025.