

Relações de causalidade entre o retorno das ações da mineradora Vale, indicadores macroeconômicos e desastres ambientais

Ana Carolina Novaes Silva * Thiago Balbo Batista † Marcos Hasegawa ‡

21 de agosto de 2020

Área 6: Macroeconomia; **JEL:** E44; C32

Resumo

O objetivo deste trabalho foi verificar se existe uma relação de causalidade entre determinadas variáveis macroeconômicas, o retorno das ações da empresa Vale no mercado de minério de ferro e a relação com acidentes ambientais, no sentido de se é possível prever o retorno da ação VALE3 usando informações já registradas de determinados agregados econômicos. O período de análise compreendeu os meses de abril de 2002 a novembro de 2019. Para tanto, foi utilizado o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Os resultados encontrados sugerem que o retorno da VALE3 está relacionado principalmente a sua própria volatilidade e à dinâmica da economia real que impacta o setor de minério de ferro. Por fim, a análise mostra que os acidentes ambientais não tiveram influência no retorno das ações, concluindo que impactos econômicos, ambientais e sociais provavelmente foram absorvidos pelo mercado de ações.

Palavras-chave: Modelo VAR. Retorno de ações. Minério de Ferro.

Abstract

The objective of this work was to verify if there is a causal relationship between certain macroeconomic variables, the return of Vale's shares in the iron ore market and the relationship with environmental accidents, in the sense of whether it is possible to predict the return of the VALE3 share using information already recorded for certain economic aggregates. The analysis period covered the months of April 2002 to November 2019. For this purpose, the Vector Autoregression (VAR) model was used. The results found suggest that VALE3's return is mainly related to its own volatility and to the dynamics of the real economy that impacts the iron ore sector. Finally, the analysis shows that environmental accidents had no influence on stock returns, concluding that economic, environmental and social impacts were probably absorbed by the stock market.

Keywords: VAR model. Stock returns. Iron ore market.

*Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná.

†Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná.

‡Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná.

1 Introdução

A partir da regulamentação do Anexo IV à implementação do Plano Real, que trata sobre a carteira de ativos de investidores estrangeiros, o mercado acionário brasileiro se desenvolveu tanto em relação ao volume negociado quanto à eficiência alocativa. A importância das ações da mineradora Vale no índice Ibovespa é confirmada pelo maior peso na composição do índice, correspondendo a aproximadamente 10% (B3, 2020). A atividade de um mercado de capitais está diretamente ligada ao desenvolvimento da economia do país ao qual ele pertence, uma vez que este mercado é um meio de captação de recursos que influenciam o desenvolvimento de empresas e, por conseguinte, a geração de empregos e de progresso para o país, além de ser um importante canal de investimento para pessoas físicas e jurídicas (MARQUES; PORTO, 2004). Com vistas nisso, torna-se essencial entender como as ações da mineradora VALE atendem às variações macroeconômicas e se estas possuem uma relação de causalidade entre si.

Além deste ponto essencial, outra questão a ser tratada por esse estudo diz respeito à possibilidade de causalidade entre o retorno das ações da mineradora no mercado de minério de ferro e a ocorrência de acidentes ambientais envolvendo atividades de mineração. Após o rompimento da barragem de rejeitos de minério da Mina do Córrego do Feijão, em Brumadinho (MG), administrada pela empresa Vale, no dia 25 de janeiro de 2019, as ações da mineradora caíram 24%, fazendo a empresa perder quase R\$ 70 bilhões em valor de mercado em um único dia, puxando todo o índice Ibovespa para baixo (GOEKING, 2019). Em uma avaliação das reações do Mercado de Capitais no Brasil e na Austrália após o rompimento da barragem de Bento Rodrigues (Fundão), em Mariana (MG), envolvendo a mineradora Samarco, em 5 de novembro de 2015, Araújo, Soares e Abreu (2018) encontraram que no mercado brasileiro, apenas a Vale apresentou um declínio significativo do coeficiente de risco sistemático. Os autores ainda mostraram que, apesar do rompimento da barragem do Fundão da mineradora Samarco ter entrado para o rol dos maiores desastres ambiental globais, os impactos socioeconômicos e ambientais foram absorvidos pelo mercado de capitais e não chegaram a influenciar o valor das ações das empresas mineradoras no Brasil no longo prazo.

No presente estudo, foram realizadas todas as especificações necessárias para a construção de um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) que apresenta as relações entre indicadores macroeconômicos de valores já conhecidos, a ação financeiras de interesse e os acidentes ambientais envolvendo o setor de minério de ferro. A pergunta central a ser respondida, portanto, é se é possível prever o retorno dos ativos da Vale no mercado de minério de ferro usando informações já registradas de determinados agregados econômicos e se os acidentes ambientais impactaram de alguma forma este retorno. O período de análise deste estudo compreende os meses de abril de 2002 a novembro de 2019.

Este trabalho está dividido em 6 seções, incluindo esta introdução. A segunda seção consiste na revisão de literatura teórica, a qual apresenta brevemente trabalhos que analisaram os determinantes do retorno de ativos no mercado acionário, assim como os aspectos econômicos dos desastres ambientais envolvendo empresas mineradoras e seus efeitos no mercado de ativos. A terceira seção apresenta estudos de casos sobre os determinantes macroeconômicos dos retornos de ativos no mercado acionário. descreve os dados e a metodologia. A quarta seção levanta informações sobre o panorama geral do setor de minério de ferro e apresenta brevemente estudos empíricos sobre o retorno das ações do setor de minério de ferro. A quinta seção detalha a metodologia e dados utilizados neste trabalho, assim como os resultados encontrados para o modelo VAR, para a Função Resposta a Impulso (FRI) e para a Decomposição da Variância do Erro de Previsão (DVEP). Por fim, a sexta seção conclui o trabalho.

2 Os determinantes do retorno de ativos no mercado acionário: uma revisão da literatura tradicional

Para Oreiro, Nakabashi e Souza (2010), o crescimento da economia brasileira é puxado pela demanda agregada, ou seja: "a taxa de crescimento de longo prazo do produto real é uma média ponderada da taxa de crescimento dos gastos do governo em consumo corrente e da taxa de crescimento das exportações" (OREIRO;

NAKABASHI; SOUZA, 2010, p. 583). Seguindo essa lógica, para haver estoque de capital é necessário haver a decisão de investimento, o qual depende tanto do custo de oportunidade do capital quanto das expectativas quanto ao crescimento da demanda de bens e serviços. Dessa forma, os donos de empresas que apostarem no crescimento da demanda de seus bens e serviços irão investir na ampliação da capacidade de produção de suas respectivas empresas (OREIRO; NAKABASHI; SOUZA, 2010). Desta forma, o principal objetivo do mercado de capitais na economia é aproximar o poupador do tomador de recursos ao viabilizar as oportunidades de investimento, que, por sua vez, acontecem desde que a taxa esperada de retorno do capital seja maior do que seu custo. Sendo assim, existem três fontes de fundos para o financiamento dos projetos de investimento, sendo elas: lucros retidos, endividamento e emissão de ações (OREIRO; NAKABASHI; SOUZA, 2010).

Em conformidade com a ideia de emissão de ações como forma de pactuar investimentos, Piancó (2014) pontua que conhecimentos teóricos juntamente com aplicações empíricas dos modelos de precificação de ativos, por exemplo, têm sido de grande importância para a tomada de decisões tanto de investidores quanto de empresas, abrindo mais espaço para estudos relacionados a esse assunto. Ainda de acordo com o autor, os modelos de precificação são desenvolvidos com o objetivo de igualar o valor de mercado ao valor intrínseco das ações, caracterizando, assim, o equilíbrio no mercado acionário.

Ao longo dos anos, vários modelos de precificação de ativos foram inspirados pelas premissas da Teoria de Portfólios, apresentada por Markowitz (1952), e desenvolvidos com o propósito de equilíbrio no mercado de capitais, unindo princípios de alocação eficiente de recursos, risco, retorno e diversificação. O modelo mais conhecido é o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), originalmente estruturado por Sharpe (1964) e Lintner (1969) e posteriormente adaptado por Mossin (1966), Engle (1982) e Bollerslev (1986). No modelo CAPM original o equilíbrio é analisado medindo o risco de ativos e carteiras e a relação entre risco e retorno esperado. Desta forma, o modelo se baseia na alocação eficiente dos recursos do investidor (principalmente aquela relacionada à diversificação dos ativos), tendo em conta que o equilíbrio ocorre na situação em que para uma dada variância obtém-se o retorno máximo esperado e para determinado retorno esperado atinge-se uma variância mínima (SHARPE, 1964).

Portanto, no modelo original CAPM, o investidor, ao avaliar a conveniência de um determinado investimento, está disposto a agir com base em apenas dois parâmetros: o retorno esperado de seu investimento e o desvio-padrão (o qual teria o objetivo de mensurar o risco do investimento), tal que sua função de utilidade é dada por:

$$U = f(E_w, \sigma_w)$$

em que E_w representa a riqueza futura esperada¹ e σ_w indica o desvio padrão previsto da possível divergência da riqueza futura real de E_w . Desta forma, a decisão do investidor é caracterizada pela relação entre a riqueza esperada (W_t) e a taxa de retorno de seu investimento (R), tal que:

$$W_t = RW_i + W_i$$

Entretanto, Javed et al. (2000) argumentam que quando os investidores são agentes racionais que diversificam seus ativos a ponto de neutralizar o risco não sistemático (aquele específico de cada ativo), o desvio-padrão não é a melhor forma para mensuração do risco. Desta forma, o autor propõe que a melhor forma de mensurar o risco seria através do parâmetro de sensibilidade do ativo em relação ao mercado, representado por β_i , tal que:

$$E[R_i] = r_{rf} + \lambda\beta_i$$

¹ Presume-se que os investidores preferam uma riqueza futura esperada mais alta a um valor mais baixo, *ceteris paribus* ($dU/dE_w > 0$). Além disso, presume-se também que os investidores exibem aversão ao risco e escolhem um investimento que ofereça um valor mais baixo de σ_w para outro com um nível maior, dado o nível de E_w ($dU/d\sigma_w < 0$) (SHARPE, 1964, p. 428, tradução nossa).

em que $(E[R_i])$ representa a expectativa de retorno de um ativo e $(E_m - r_{r.f} = \lambda)$ representa a carteira de ações descontando-se a taxa de juros livre de risco, incluída por estar disponível a todos os investidores, tanto para tomar emprestado como para emprestar.

Por sua vez, [Black \(1972\)](#) propõe substituir a taxa de juros livre de risco ($r_{r.f}$) por uma carteira de ações com parâmetro não correlacionado com o portfólio de mercado e que possui variância mínima, beta-zero, uma vez que a relação correspondente quando existe um ativo sem risco e empréstimos sem risco é tal que:

$$E[R_k] = R_f + \beta_k[E(R_m) - R_f]$$

Portanto, o retorno esperado de qualquer ativo de risco, $E[R_k]$, é uma função linear de seu beta, independente de haver ou não restrições ou empréstimos.

Além do modelo CAPM, há também o modelo APT (*Arbitrage Pricing Theory*), inicialmente proposto por [Ross \(1978\)](#), o qual apresenta o retorno de um ativo explicado pela expectativa de retorno futuro do próprio ativo e por outros fatores ponderados por parâmetros responsáveis por mensurar sensibilidades. Desta forma, a formação dos preços será influenciada pelo risco que fatores macroeconômicos exercem sobre o mercado, os quais não são diretamente observáveis. Em um estudo posterior, [Dybvig e Ross \(1985\)](#) apresentaram a hipótese básica do modelo: o retorno esperado do ativo i , dado por $E[R_i]$ pode ser explicado pela taxa de juros livre de risco, dada agora por λ_0 e pelos prêmios de risco de cada fator j , dados por λ_j , tal que:

$$E[R_i] = \lambda_0 + \sum_{j=1}^k \lambda_j \beta_{ij}$$

A partir da apresentação do modelo APT, [Piancó \(2014\)](#) observa que há dois grupos de trabalhos que realizaram testes empíricos deste modelo, sendo que o primeiro se baseia em fatores calculados estatisticamente e o segundo estima modelos baseados em variáveis macroeconômicas observadas, associando o desempenho da economia com o mercado acionário ([CHEN; ROLL; ROSS, 1986](#); [MCELROY; BURMEISTER, 1988](#); [HAMAQ, 1988](#); [BROWN; OTSUKI, 1989](#); [ANTONIOU; GARRETT; PRIESTLEY, 1998](#); [AZEEZ; YONEZAWA, 2006](#); [MALHOTRA, 2010](#); [KRISTJANPOLLER; MORALES, 2011](#); [KRÁLIK, 2012](#); [ISMAIL et al., 2016](#); [GUL; KHAN, 2013](#); [IKOKU; OKANY, 2014](#)). Em análises que mediram qual dos dois tipos de testes empíricos apresentava maior robustez, [Connor e Korajczyk \(1993\)](#) e [Chen e Jordan \(1993\)](#) defenderam que o modelo APT com variáveis macroeconômicas se mostra categoricamente superior pela ampla possibilidade de interpretação econômica das sensibilidades e dos prêmios de risco. Em consonância, [Dybvig e Ross \(1985\)](#) defendem que o APT é sempre aplicável a uma cesta de ativos no caso em que os fatores utilizados para explicar o retorno da cesta em questão são variáveis macroeconômicas escolhidas com base em argumentos econômicos.

Por conseguinte, para efeito de concordância com a literatura apresentada, este trabalho apresenta uma análise empírica estimada através de um modelo baseado em variáveis macroeconômicas observadas.

2.1 Aspectos econômicos dos desastres ambientais envolvendo empresas mineradoras e seus efeitos no mercado de ativos

Este estudo pretende analisar, além do impacto de variáveis macroeconômicas no retorno das ações do setor de minério de ferro, de que forma desastres ambientais relacionados a esse setor impactaram, e se impactaram, o mercado acionário de empresas mineradoras. Desta forma, esta seção apresenta alguns aspectos econômicos que permeiam os desastres ambientais envolvendo mineradoras e estudos que mostram seus efeitos na volatilidade das ações.

Para [Wanderley et al. \(2016\)](#), a ampliação de investimentos no setor de mineração pode depender adicionalmente de práticas de elevação da produtividade, tanto do capital, quanto do trabalho e do uso de recursos naturais, de forma que existe uma pressão contínua sobre os trabalhadores pela ampliação dos

níveis de produção e qualidade. Adicionalmente, quando os ciclos de preços dos minérios passam por um período recessivo, de acordo com a hipótese de [Davies e Martin \(2009\)](#), há um aumento da ocorrência dos rompimentos de barragens de rejeitos.

Ao analisarem rompimentos de barragens ocorridos entre 1910 e 2010, [Bowker e Chambers \(2015\)](#) observaram o aumento de ocorrências de rompimentos graves e muito graves, sendo superior a 30 o número rompimentos verificados após a década de 1990 em todo o mundo. Os autores alegam que esse crescimento é um reflexo da utilização de tecnologias modernas de mineração que permitem construir minas de grande porte. Essas minas têm por objetivo extrair minérios em reservas que possuem uma concentração de minerais cada vez menor. Dessa forma, [Wanderley et al. \(2016\)](#) acreditam que os episódios de rompimento de barragens de rejeitos, principalmente aqueles de gravidade elevada, não deveriam ser analisados como eventos casuais, mas sim "como elementos inerentes à dinâmica econômica do setor mineral, internos aos processos capitalistas de acumulação por espoliação e de reprodução ampliada do capital" ([WANDERLEY et al., 2016](#), p. 31).

[Mendes \(2012\)](#) analisou se o *disclosure* involuntário² negativo decorrente de 42 acidentes ambientais entre 1995 e 2010 teve efeitos sobre a volatilidade das ações. Através do teste Wilcoxon, utilizado para variáveis pareadas a fim de detectar se a volatilidade das 3, 5 e 7 negociações anteriores a um acidente ambiental são estatisticamente diferentes das 3, 5 e 7 negociações posteriores ao acidente, os resultados encontrados pelo autor sugerem que o *disclosure* involuntário negativo decorrente de acidentes ambientais não provocou efeitos na volatilidade das ações.

Adicionalmente, dois trabalhos utilizaram a metodologia de estudo de eventos para analisar de que forma e em qual proporção acidentes ambientais impactam o retorno de ativos financeiros. No primeiro, [Junior e Carvalho \(2015\)](#) avaliaram se a informação acerca de um incidente ambiental provoca impacto nos preços de ações das companhias responsáveis. Através de uma simulação Bootstrap, os autores mostram que houve uma perda de eficiência para os eventos em geral, além de que os preços das ações sofreram queda em até 4 dias após o evento. No segundo estudo, [Araújo, Soares e Abreu \(2018\)](#) avaliaram as variações no retorno das ações de empresas mineradoras dos mercados de capitais brasileiro e australiano, além do risco sistemático (beta), após o acidente ambiental envolvendo a mineradora Samarco, em 2015. Os resultados apresentados pelos autores sugerem que, no mercado brasileiro, apenas a empresa Vale mostrou um declínio significativo do coeficiente beta. No mercado australiano, houve declínio no risco sistemático para as empresas BHP Billiton, Rio Tinto e NCM. No entanto, não houve influência no valor das ações dessas empresas no longo prazo, sugerindo que os impactos econômicos, ambientais e sociais foram rapidamente absorvidos pelo mercado de capitais.

3 Estudos de casos sobre os determinantes macroeconômicos dos retornos de ativos no mercado acionário

3.1 Casos internacionais

Há diversos estudos empíricos que analisam as relações entre os preços dos ativos e o nível de atividade econômica em países desenvolvidos utilizando, principalmente, modelos APT, o modelo de vetores auto-regressivos (VAR) e o modelo de vetores com correção de erros (VEC). [Fama \(1970, 1981, 1982, 1990, 1991\)](#) e [Fama e Schwert \(1977\)](#) argumentam que a relação negativa entre o retorno das ações e a inflação não é causal, mas uma *proxy* da relação positiva entre os retornos e as variáveis reais. Essa relação negativa é causada por uma relação também negativa entre a taxa de inflação e o nível real da atividade econômica, explicada pela teoria da demanda por moeda e teoria quantitativa da moeda.

[Ross \(1978\)](#) e [Chen, Roll e Ross \(1986\)](#), ao utilizarem uma aproximação do modelo APT, observaram que as variáveis macroeconômicas desempenham um importante instrumento de análise das variações nos preços das ações, além de terem um efeito direto sobre o mercado acionário. Usando dados do PIB, inflação,

² *Disclosure* involuntário é a divulgação de informações relacionadas à atividades ambientais de uma determinada companhia sem a sua prévia permissão ou contra a sua vontade ([SKILLIUS; WENNERBERG, 1998](#), p. 25, tradução nossa).

estrutura a termo da taxa de juros e risco de crédito dos Estados Unidos, em anos entre 1964 e 1984, os autores mostram que as forças econômicas impactam, por exemplo, na capacidade de geração de fluxo de caixa das empresas, nos pagamentos futuros de dividendos e na taxa de desconto. É, portanto, por meio deste procedimento que os aspectos macroeconômicos se transformam em fatores de risco sobre o mercado acionário.

[McElroy e Burmeister \(1988\)](#) reformularam o modelo APT como um modelo de regressão não linear multivariado com restrições entre equações. Os autores substituíram os fatores aleatórios desconhecidos da análise fatorial pelas variáveis macroeconômicas observadas e incluíram um índice de mercado arbitrário e bem diversificado. Usando dados mensais dos retornos de 70 ações, eles encontraram resultados que mostram que esses estimadores são muito consistentes e assintoticamente normais, além de que possuem probabilidade máxima de informações completas. O estudo ainda abre espaço para a ideia de que parece razoável que existam outros fatores macroeconômicos que podem ajudar a explicar o retorno dos ativos e que cada tipo de indústria pode estar permeada por fatores específicos.

Utilizando uma abordagem VAR multivariada, [Lee \(1992\)](#) investigou as relações causais e interações dinâmicas entre retorno de ativos, atividade real e inflação nos Estados Unidos do pós-guerra. O autor mostra resultados que sugerem que os retornos das ações parecem anteriores à Granger e ajudam a explicar a atividade real, além de que com a inserção das taxas de juros no VAR, os retornos das ações pouco explicam a variação da inflação, embora as taxas de juros expliquem uma fração substancial da variação da inflação e a inflação explica pouco a variação na atividade real. Tais resultados são compatíveis com [Fama \(1981\)](#).

[Darrat e Mukherjee \(1986\)](#) analisaram a causalidade entre os retornos das ações e variáveis macroeconômicas no mercado indiano usando dados para oferta monetária, taxa de juros de curto e longo prazo, uma *proxy* para demanda agregada e a taxa de inflação entre 1948 e 1984. Através do teste de causalidade de Granger, os autores mostram uma significativa defasagem entre os retornos das ações e o crescimento da oferta de moeda, apontando, possivelmente, para uma assimetria de informação do mercado. Além disso, os resultados encontrados mostraram um impacto negativo da taxa de juros de longo prazo e da inflação sobre os retornos das ações. Em um estudo posterior, [Naka, Mukherjee e Tufte \(1998\)](#) aplicaram um modelo VEC e descobriram resultados que sugerem que a inflação doméstica é de fato o impedimento mais grave ao desempenho deste mercado na Índia e que o crescimento da produção doméstica é sua força motriz predominante. Além disso, depois de considerar os fatores macroeconômicos, o estudo mostra que o mercado indiano ainda aparecia em queda por uma tendência negativa residual, atribuída à má administração econômica, uma vez que o tamanho da queda diminuiu após 1990, coincidindo com o início das reformas econômicas indianas. [Najand e Noronha \(1998\)](#) também analisaram essa mesma relação de causalidade para dados do Japão utilizando como variáveis macroeconômicas a taxa de juros, a inflação e a atividade econômica real japonesa. Através do teste de causalidade de Granger, os autores mostram resultados que apontam a inflação como causadora de variações negativas no retorno das ações, o que vai de acordo com os resultados de [Fama \(1981\)](#).

[Garcia e Liu \(1999\)](#) fizeram uma análise utilizando dados agrupados de quinze países industrializados e em desenvolvimento entre 1980 e 1995 para examinar os determinantes macroeconômicos do desenvolvimento do mercado de ações, particularmente a capitalização de mercado. Ao verificar os resultados, os autores concluíram que a renda real, a taxa de poupança, o desenvolvimento do intermediário financeiro e a liquidez do mercado de ações são determinantes importantes da capitalização do mercado de ações, além de que a volatilidade macroeconômica não se mostra significativa e o desenvolvimento do mercado de ações e o desenvolvimento do intermediário financeiro são complementos em vez de substitutos. Também em um estudo sobre a estrutura de capital e fatores macroeconômicos que influenciam o mercado de ativos, desta vez para a América Latina, [Terra \(2007\)](#) argumenta que investidores analisam cada vez mais indicadores econômicos para investir de forma racional. Após analisar informações relativas a 20 empresas não financeiras que fazem parte do mercado português através de uma regressão OLS para os valores médios em duas versões, o autor mostra resultados que sugerem que as variáveis macro e microeconômicas utilizadas no modelo impactam de maneira estatisticamente significativa os índices de variação das ações das empresas.

Em um estudo voltado especificamente para os determinantes macroeconômicos das volatilidades

dos preços de metais preciosos, [Batten, Ciner e Lucey \(2010\)](#) modelaram as volatilidades mensais dos preços de ouro, prata, platina e paládio e encontraram que a volatilidade do ouro pode ser explicada por variáveis monetárias, mas que isso não acontece no caso dos preços da prata. Os autores argumentam que, no geral, existem evidências limitadas de que os mesmos fatores macroeconômicos influenciam conjuntamente os processos de volatilidade das quatro séries de preços dos metais preciosos. Esses resultados vão de encontro ao entendimento de que metais preciosos são muito distintos para serem caracterizados como uma classe única de ativos ou representados por um único índice.

3.2 Casos nacionais

Em estudo sobre os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil, [Oreiro et al. \(2006\)](#) utilizaram modelos VAR e VEC em uma análise de regressão múltipla com o intuito de identificar as variáveis macroeconômicas que poderiam estar influenciando direta ou indiretamente o *spread* no Brasil entre anos de 1994 e 2003. Os autores apresentam evidências de que a elevada volatilidade da taxa de juros e o seu nível são os principais determinantes do elevado *spread* bancário no Brasil. Similarmente, [Silva, Ribeiro e Modenesi \(2016\)](#) realiza esta análise incorporando ainda o papel das expectativas na determinação do *spread* bancário no Brasil entre 2003 e 2011. Através do método Generalizado dos Momentos em Sistemas (GMM) e com dados trimestrais de determinação do *spread* bancário específico de cada banco, os resultados confirmam a hipótese dos autores de que as variáveis macroeconômicas expectativas da inflação esperada e dos juros futuros possuem significância estatística na determinação do *spread* bancário no Brasil, mesmo estando condicionadas à seus valores correntes.

[Nunes, Seabra et al. \(2003\)](#) estudaram a relação entre o índice Ibovespa e as variáveis macroeconômicas brasileiras, utilizando dados da produção industrial (PIB real) e da taxa de câmbio real, além dos *spreads* entre os títulos da dívida externa brasileira e os títulos da dívida dos Estados Unidos para analisar o "risco Brasil" captado pelos investidores. Ao realizar testes de cointegração, causalidade de Granger e modelos de correção de erro para o período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2001, os autores encontraram uma relação de cointegração entre o mercado acionário brasileiro e o conjunto de variáveis macroeconômicas trabalhadas, bem como o fator de risco na precificação dos ativos financeiros. [Nunes, Jr e Meurer \(2005\)](#) continuaram o estudo acima em uma análise econométrica para o Brasil sobre a relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas no período pós Plano Real. Realizando uma estimativa VAR, como em [Lee \(1992\)](#), os autores verificaram que os retornos do mercado acionário não funcionam como *hedge* para a inflação esperada e, além disso, não encontraram relação negativa entre inflação e atividade econômica. Tais resultados contrastam com as hipóteses *fisheriana* modificada³ e *proxy effect*⁴, entretanto, a hipótese de causalidade reversa entre a taxa de inflação e os movimentos no mercado de ações analisada pelos autores foi constatada. [Junior e Higuchi \(2008\)](#) também realizaram um estudo da relação de causalidade entre o Ibovespa e um conjunto de variáveis macroeconômicas no mercado de ações brasileiro entre julho de 1994 e junho de 2005. Utilizando o enfoque multivariado VAR, com desenvolvimento feito através de quatro testes econométricos: teste de raiz unitária (Teste de Dickey Fuller Aumentado - ADF), teste de causalidade de Granger e análises de FRI e DVEP. Os autores encontraram resultados que sugerem que a taxa de câmbio apresentou o maior nível de causalidade sobre o Ibovespa, não obstante, nenhuma das outras variáveis selecionadas apresentaram uma relação de causalidade estatisticamente significativa em relação ao Ibovespa.

³ A Hipótese *fisheriana* modificada é caracterizada pela ideia de que quanto maior for a taxa de juros nominal, maior será a expectativa de inflação e, portanto, maior será a própria inflação

⁴ A Hipótese de *proxy effect* foi apresentada por [Fama \(1981\)](#), o qual argumenta que relações negativas entre retornos acionários e inflação são provocadas pela correlação positiva existente entre estes retornos e a atividade real e também pela correlação negativa entre inflação e atividade real

4 O setor de minério de ferro

4.1 Panorama geral do setor de minério de ferro

Os registros coloniais do Brasil mostram que por volta de 1590 um grupo de exploradores da cidade de São Paulo relatou a descoberta de minério de ferro em uma montanha situada a cerca de cem quilômetros ao sul da cidade de origem (DERBY, 2010). Enquanto se lavraram as ocorrências das diversas substâncias minerais encontradas na superfície do solo brasileiro nos primórdios da colonização, as massas retiradas eram sempre muito pequenas e adotavam-se métodos rudimentares na sua extração. Por, outro lado, as necessidades de produtos de origem mineral eram, naquele tempo, ainda muito pequenas, em que argilas, areia e cascalho para construções formavam as principais demandas (GERMANI, 2002). Atualmente, as principais reservas de ferro no Brasil estão no Quadrilátero Ferrífero, em Minas Gerais, formado pelas cidades de Barão de Cocais, Brumadinho, Catas Altas, Congonhas, Itabira, Itabirito, Itatiaiuçu, Itaúna, Mariana, Ouro Preto, Rio Acima, Rio Piracicaba, Santa Bárbara, São Gonçalo do Rio Abaixo e Sarzedo, e no Pará, no município de Parauapebas, e a principal demanda do mineral é da indústria siderúrgica. (DNPM, 2018).

Além de possuírem as principais reservas de ferro do Brasil, Minas Gerais e Pará também são os maiores produtores de minério de ferro, com 62% e 37,3% da produção nacional de 2017, respectivamente, a qual atingiu mais de 453 milhões de toneladas (DNPM, 2018). De acordo com o Sumário Mineral de 2018, elaborado pelo Departamento Nacional de Produção Mineral (DNPM), o valor dessa produção, de aproximadamente R\$ 63 bilhões, aumentou 36,9% em comparação com 2016, o que caracteriza um aumento dos preços no mercado internacional. O mesmo Sumário ainda aponta as companhias VALE S/A (MG, MS e PA), CSN-MINERAÇÃO (MG), Anglo American Minério de Ferro Brasil S/A (MG), Gerdau Açominas S/A (MG) e Itaminas Comércio de Minérios S/A (MG) como as principais empresas produtoras, respondendo juntas por 93,2% da produção de 2017. Desde o rompimento da barragem de rejeitos do Fundão, em novembro de 2015, até o fim de 2019, a Samarco Mineração S/A estava com as suas operações paralisadas em Mariana e Ouro Preto, em Minas Gerais, e nas usinas de pelotização instaladas em Ponta do Ubu, no Espírito Santo (DNPM, 2018). Em relação ao destino do volume total de minério de ferro produzido no Brasil, 14% é consumido internamente, sendo 91% destinado para a siderurgia e 9% para a pelotização, e 86% é exportado para outros países (CARNEIRO, 2017). Em relação à quantidade exportada, 2017 apresentou aproximadamente 383 milhões de toneladas, valoradas em US\$ 19,2 bilhões, o que representa um aumento de 2,6% na quantidade e 44,5% no valor em comparação com 2016. Os principais países de destino foram China (54%), Japão (7%), Malásia (6%) e Países Baixos: Holanda (5%) e Omã (3%) (DNPM, 2018).

De acordo com o Sumário de *Commodities* Mineraias de 2019, elaborado pelo Serviço Geológico dos Estados Unidos (USGS, na sigla em inglês), o minério de ferro é o principal insumo para a indústria siderúrgica e é estimado que 98% da produção mundial de minério de ferro destina-se para esta indústria, sinalizando uma forte relação de interdependência. Ainda, as reservas mundiais de minério de ferro correspondem a 800 bilhões de toneladas de minério bruto, contendo mais de 230 bilhões de toneladas de ferro, estando as maiores reservas presentes na Austrália, Brasil, Rússia, Índia e China (USGS, 2019). As reservas brasileiras, com um teor médio de 46,2% de ferro, representam 19,8% das reservas mundiais (DNPM, 2018). Para se ter uma ideia, globalmente, a produção de minério de ferro em 2018 deveria aumentar um pouco em relação a 2017, principalmente devido ao aumento da produção na Austrália e também à conclusão de uma mina no Brasil (USGS, 2019). Além disso, para o USGS, o aumento da pressão sobre os produtores de aço em todo o mundo para aumentar a eficiência, reduzir o consumo de energia e atender às referências ambientais perpetuou o leve declínio no uso de minério de ferro de baixo teor e estimulou o investimento na produção de metais de ferro e produtos de minério de ferro de alto teor, como pelotas. Em consonância, o relatório do (DNPM, 2018) mostra que a pressão para tornar a indústria siderúrgica mais eficiente e a implementação de políticas ambientais mais restritas na China serão responsáveis por manter a demanda por produtos de alto teor, os quais geram maior produtividade e também menores níveis de emissão de carbono. A produção mundial de minério de ferro em 2017 foi estimada em 2,4 bilhões de toneladas, 2,4% a mais que em 2016 e o Brasil foi o segundo maior produtor mundial (18,9%) (DNPM, 2018).

Em relação à variação de preços do minério de ferro, [Martins e Martinelli \(2010\)](#) defende que as *commodities* agrícolas e minerais possuem natureza cíclica e apresentam alta volatilidade de preços no curto prazo em razão de fatores climáticos, conjunturais e também de mercado. Já para [Carneiro \(2017\)](#), o aumento nos preços médios de exportação do minério de ferro se deve à elevação dos preços deste minério de alto teor. [Carneiro \(2017\)](#) ainda observa que em 2017 as diferenças de preços entre minério de ferro de alto e baixo teor foram maiores, o que tende a continuar impactando o mercado nos próximos anos.

Para melhor analisar a evolução dos preços de minério de ferro, é necessário acompanhar o comportamento da economia chinesa, pois, apesar da China configurar entre os maiores produtores de minério de ferro, sua produção interna é insuficiente para atender toda sua demanda, uma vez que o minério de ferro lá produzido possui qualidade inferior ao de outros dois países, o que torna este país o principal impulsionador da demanda e o principal mercado para o minério de ferro brasileiro ([MDIC, 2017](#)). [Carneiro \(2017\)](#) explica que "o minério de ferro [...] é negociado nas principais bolsas de valores [...], e suas transações se baseiam nas cotações vigentes dos mercados de câmbio. Estes podem ser à vista *ou spot*, [...] em que há um contrato baseado na promessa de compra e venda do ativo com a entrega da mercadoria por um preço fixado numa data determinada, ou futura, através de acordos de longo prazo" ([CARNEIRO, 2017](#), p. 27). Desta forma, o preço é determinado pelo mercado internacional, a nível global, de acordo com as condições e expectativas pré-acordadas ([MARTINS; MARTINELLI, 2010](#)). Assim, as empresas desse setor não determinam o preço, apenas tentam evitar que os preços de seus produtos aumentem muito em relação aos preços das empresas concorrentes e nem que os preços fiquem abaixo da média dos custos diretos, pois, uma vez ocorrendo um ou outro, os lucros seriam afetados negativamente ([CARNEIRO, 2017](#)). A autora ainda explica que, no mercado *spot*, os índices de preços diários são elaborados com base nas cargas de minério de ferro vendidas no mercado chinês à vista e cujos acordos fechados são normalizados pelas agências de preços e, a partir desses índices, os contratos são precificados. De tal forma, as variáveis que mais influenciam a formação de preços do minério de ferro são o teor de ferro contido, os custos para transportar a produção, o custo da lavra e o custo de tratamento ([CARNEIRO, 2017](#)). Adicionalmente, para [Pereira \(2012\)](#), os níveis de estoque e a instabilidade cambial também podem acabar influenciando o preço do minério no mercado.

A atividade de mineração de ferro gera um impacto significativo na produção do setor brasileiro, visto os grandes montantes financeiros que tal atividade envolve. Entretanto, essa atividade gera externalidades negativas, principalmente nos arredores de onde ocorre a extração do minério, devido a possibilidade de desastres socioambientais serem causados pela mineração ([NAHAS et al., 2019](#); [DOMINGUES et al., 2019](#); [DENES, 2018](#)), como os de Mariana e de Brumadinho, em Minas Gerais. Desta forma, além do grande impacto na balança comercial, a produção de minério de ferro também é responsável por gerar arrecadação de impostos municipais, estaduais, federais e *royalties*, como a Compensação Financeira pela Exploração de Recursos Minerais (CFEM) ([MME, 2009](#)). A CFEM foi criada para compensar a população dos arredores de onde ocorrem extrações de minério por fatores gerados por esta, tais como poeira, ruídos e poluição dos rios ([DENES, 2018](#)). Em 2017, por exemplo, a arrecadação correspondente à CFEM relacionada ao minério de ferro foi de R\$ 1,1 bilhão, ou 59,6% da arrecadação da alíquota total. Esse valor é 7,8% maior que o de 2016 e os estados que mais arrecadaram foram aqueles que mais produziram (MG, PA e MS) ([ANM, 2017](#)).

4.2 Estudos empíricos sobre o retorno das ações do setor de minério de ferro

Há poucos trabalhos na literatura nacional que analisam o retorno das ações do setor de minério de ferro. Não foram encontrados estudos que utilizam métodos econométricos para analisar o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o retorno acionário do mercado de interesse, o que caracteriza o caráter singular deste presente trabalho e sua contribuição.

Através do cálculo do coeficiente beta de correlação para verificar como o rompimento da Barragem do Fundão, da mineradora Samarco, pode ter impactado as ações das empresas BHP e Vale, [Dias \(2017\)](#) apresenta resultados que sugerem que o evento impactou o retorno das empresas, uma vez que o rompimento da barragem aumentou o risco das ações. Por outro lado, [Regina et al. \(2017\)](#) apresentam um estudo sobre a correlação linear entre os preços das ações PETR4 e VALE5 e os preços das *commodities* de petróleo bruto

West Texas e de minério de ferro. Os resultados encontrados pelos autores sugerem que a evolução dos preços internacionais das *commodities* não tem impacto sobre as ações das empresas brasileiras negociadas nas bolsas de valores, caracterizando uma correlação linear positiva fraca entre os preços das ações da Vale (VALE5) e os preços do minério de ferro.

Em um estudo utilizando o modelo do movimento browniano geométrico (MBG), um modelo de previsão, Ramos et al. (2018) mostram que a taxa de crescimento de um ativo descreve a evolução no tempo de um montante que rende continuamente a uma taxa de juros constante, a qual pode ser expressa pela média de uma determinada série histórica ou pré-determinada por outros fatores. O trabalho simula a previsão de preço do minério de ferro e conclui que a mineração não irá desaparecer, a extração continuará, mas os volumes são improváveis de crescerem em linha com o Produto Interno Bruto (PIB). Isso significa que pressão para um custo eficiente e efeito de escala irão se manter num futuro previsível.

5 Determinantes macroeconômicos do retorno das ações da VALE no setor de Minério de Ferro

Para analisar a sensibilidade das ações da Vale em relação à economia real, isto é, ao preço *spot* do minério de ferro e às variáveis macroeconômicas mais utilizadas nos trabalhos que envolvem o mercado acionário, opta-se pela estimação de um Modelo VAR (SIMS, 1980). Nesse modelo, pode-se estimar, conjuntamente, os coeficientes de variáveis macroeconômicas endógenas sem a necessidade de instituir restrições de causalidade. Também, cada variável é explicada pela sua defasagem e pelas defasagens das outras especificadas no modelo, portanto, apresenta a vantagem de possibilitar análises de longo prazo entre o retorno das ações da VALE e as demais variáveis macroeconômicas. Sendo assim, apresenta-se nas próximas os dados utilizados para este trabalho e a estratégia para a construção do Modelo VAR.

5.1 Dados

A seleção para o VAR foi realizada conforme o interesse em verificar o impacto do setor de minério de ferro no retorno da ação VALE3, negociada na B3, bem como em avaliar a sensibilidade do retorno da VALE em relação às variáveis macroeconômicas mais utilizadas na literatura de modelos APT, considerando, principalmente, os trabalhos que envolvem o mercado acionário brasileiro. Desta forma, observa-se na Tabela 1 a descrição das variáveis utilizadas neste estudo:

Tabela 1 – Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Unidade	Frequência	Período	Fonte
RET.VALE	Retorno da ação VALE3 da B3, calculado com o preço de fechamento	%	mensal	01/2010 - 12/2019	Yahoo Finanças
IBOV.	Varição dos pontos de fechamento do Ibovespa	%	mensal	01/2010 - 12/2019	Ipeadata
IPCA	Varição do IPCA	%	mensal	01/2010 - 12/2019	Ipeadata
SELIC	Varição da média mensal das taxas Overnight da SELIC	%	mensal	01/2010 - 12/2019	Ipeadata
PREC	Varição do preço de minério de ferro em mercados locais, US\$ por tonelada métrica seca	%	mensal	01/2010 - 12/2019	IndexMundi
TXC	Varição da taxa de câmbio real efetiva, base = jul. 1994	%	mensal	01/2010 - 12/2019	BCB
PIB	Varição do PIB real mensal	%	mensal	01/2010 - 12/2019	Ipeadata
ACID.AMB.	Ocorrência de incidente ou acidente em barragens de mineradoras	Binomial	mensal	01/2010 - 12/2019	Relatórios ANA

Fonte: Elaboração própria.

A variável RET.VALE é a variável de interesse neste trabalho, representando o mercado acionário do setor de mineração. Justifica-se essa escolha pela alta concentração de mercado no setor de mineração e pela Companhia Vale ser a principal produtora de minério de ferro, concentrando 16.6% da produção global em 2017 (LOF; ERICSSON, 2017). Os dados foram extraídos do pacote *"BatchGetSymbol"* do software R (PERLIN, 2020). Em relação às variáveis reais do setor de minério de ferro, considerou-se PREC por essa variável estar diretamente relacionada aos fluxos de caixa e lucros das principais mineradoras (BHATTACHARYYA; DEEPAK, 2012). Também foi incluída, como variável exógena, a variável ACID.AMB. para detectar os efeitos de *disclosure* involuntário e a eficiência da informação em impactar os retornos de

ações relacionados ao setor que provocou o acidente. Para a construção da variável, foram utilizados os Relatórios de Segurança de Barragens, de 2011 a 2019, da Agência Nacional de Águas (ANA), os quais utilizaram também informações da imprensa para os relatos de incidentes e acidentes em barragens de mineradoras (ANA, 2019).

As variáveis macroeconômicas para medir a sensibilidade de RET.VALE foram coletadas conforme o modelo ATP e os trabalhos nacionais que envolvem variáveis da economia real e o mercado acionário, sendo as variáveis extraídas do Ipeadata: IBOV, PIB, SELIC e IPCA. Apresenta-se como hipótese que o PIB apresente uma relação positiva com RET.VALE, uma vez que é esperado que o crescimento da economia real tenha efeitos positivos nos fluxos de caixa das empresas (FAMA; SCHWERT, 1977), nesse contexto, também é esperado que IBOV apresente relação positiva com a variável RET.VALE, dado que a VALE3 compõe, aproximadamente, 10% da carteira do Ibovespa (B3, 2020). O IPCA e a SELIC, todavia, podem afetar negativamente o retorno da VALE3 à medida que, conforme a teoria macroeconômica, impactam negativamente a atividade real. A variável TXC foi coletada da base do Banco Central Brasileiro (BCB). Espera-se que a relação entre o mercado acionário brasileiro e a taxa de câmbio seja positiva, visto que a depreciação do câmbio reduz os preços das ações em relação às moedas estrangeiras e, desta forma, aumenta o potencial da captação de capital internacional (NUNES; SEABRA et al., 2003). Todavia, como visto em Bhattacharyya e Deepak (2012), a estratégia de precificação é um dos determinantes na lucratividade das mineradoras de ferro e, como o preço do minério de ferro é determinado no mercado internacional, espera-se exista relação significativa entre RET.VALE e TXC, entretanto, a direção da relação seria ambígua e dependeria da estratégia de preço e produção das 3 maiores mineradoras de ferro em escala mundial (Vale, BHP Billiton e Rio Tinto), assim como pela demanda da China.

5.2 Determinantes macroeconômicos: um modelo VAR

A primeira etapa da construção do VAR consiste em verificar a estacionariedade das séries temporais das variáveis endógenas descritas na subseção anterior, isto é, se apresentam média e variância constantes ao longo de tempo, bem como se a covariância entre valores de dois períodos específicos dependem apenas deste tempo determinado. Desta forma, verifica-se a raiz unitária por meio do teste de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS), visto em Kwiatkowski et al. (1992), o qual tem apresentado resultados mais consistentes quando a estacionariedade da série de tempo não é bem definida (CARVALHO; PAVAN; HASEGAWA, 2020).

O teste KPSS exhibe como hipótese nula a estacionariedade da série de tempo em análise, portanto, observa-se na Tabela 2 que nenhuma variável apresentou significância a 1% de nível de significância, constatando significância apenas a 5% para as variáveis IBOV. e IPCA. Sendo assim, verifica-se que as séries do mercado acionário e as séries da economia real exibem ordem de integração 0.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária: KPSS

Variáveis	Sem Tendência	Com Tendência
IBOV.	0.4693*	0.0338
IPCA	0.3379	0.1479*
PREC.	0.1352	0.1281
SELIC	0.3130	0.0923
TXC.	0.0546	0.0558
PIB	0.1452	0.0814
RET.RETORNO	0.2641	0.0946

* Significância a 5%

Fonte: Elaboração própria.

A segunda etapa compreende a fatoração de Cholesky para a ordenação das variáveis no VAR, ou seja, ordená-las da mais exógena para a menos exógena. Utilizou-se o pacote *vars* do *software* R para a decomposição das variâncias e obteve-se como ordem: IBOV. > IPCA > PREC. > SELIC > TXC. >

PIB > RET.VALE. O terceiro processo para a composição do VAR é verificar a especificação com o melhor ajustamento, definindo, portanto, o número de defasagens para a estimação do VAR. Dessa maneira, definiu-se 1 defasagem conforme os Critérios de Informação Hannan e Quinn (HQ) e Schwarz (SC). Após a determinação das variáveis estacionárias, a ordenação e o número de defasagens (1 *lag*), segue abaixo a especificação do Modelo VAR (1):

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 ACID.AMB. + U_t \quad (1)$$

em que X_t é o vetor (7x1) das variáveis endógenas, A_0 é o vetor (7x1) de constantes, A_1 é a matriz (7x7) dos coeficientes das variáveis endógenas com 1 defasagem, A_2 é o vetor (7x1) dos coeficientes da variável exógena ACID.AMB. e U_t é o vetor (7x1) com os erros aleatórios, o qual apresenta $E(U_t) = 0$.

Verificou-se a normalidade multivariada dos resíduos com os testes de curtose e assimetria, enquanto o teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera indicou a não-normalidade, o que deve ser entendido como a adequação do teste às grandes amostras. Entretanto, manteve-se a estimação do VAR com 1 defasagem, dado que a inclusão de mais variáveis reduziram os graus de liberdade deste modelo.

Finalmente, após a estimação do VAR, este trabalho analisa as funções de impulso resposta e a decomposição da variância do retorno da ação VALE3, que é a variável de interesse neste estudo. O objetivo das funções impulso resposta consiste em verificar a dinâmica dos choques das variáveis endógenas em RET.VALE, ou seja, como a variação destas variáveis reverberam no retorno da VALE ao longo de 12 meses. Por outro lado, a decomposição da variância de RET.VALE verifica as perturbações ortogonais no sistema VAR, isto é, a importância da variação de cada variável endógena para a variação de RET.VALE em 12 meses.

5.3 Resultados e discussão

O modelo APT considera que o retorno de um ativo é determinado pela expectativa de retorno futuro e por fatores que podem aumentar ou reduzir o risco de um investimento, portanto, variáveis macroeconômicas que indicam o desempenho da economia ou de uma indústria específica podem afetar, direta ou indiretamente, o retorno de ativos no mercado financeiro (DYBVIK; ROSS, 1985).

Sendo assim, observa-se na Tabela 3 que o retorno indicado por RET.VALE apresentou relação negativa com a SELIC e, apesar da variação de 1% reduzir o retorno em apenas 0,002%, este resultado indica a possibilidade de ocorrência da Hipótese de *proxy effect*, vista em Fama (1981), em que a relação negativa dos retornos no mercado acionário com a inflação se deve à relação positiva entre os retornos e atividade real da economia, como o IPCA apresenta relação positiva com a SELIC, deduz-se que a taxa de juros também tem impacto negativo no mercado acionário. Também, verifica-se que os retornos da VALE respondem positivamente em 0,445% em relação ao preço do minério de ferro no mercado *spot*, podendo-se apontar que o preço está diretamente relacionado à capacidade de geração de fluxo de caixa e aos pagamentos futuros de dividendos pela VALE, isto porque apesar das principais mineradoras não determinarem o preço no setor, utilizam a estratégia de manter o preço suficientemente baixo em relação aos concorrentes, mas também comedido alto para ser superior à média dos custos diretos (CARNEIRO, 2017). Enquanto as defasagens de PREC e IBOV apresentaram coeficientes positivos com RET.VALE contemporâneo, o valor defasado do próprio retorno exibiu impacto negativo em 0,355%, o que pode estar relacionado à alta volatilidade da VALE3 ou mesmo à informação incompleta, das variáveis da economia real, que impactam a lucratividade da Vale.

Em relação aos incidentes ou acidentes ambientais envolvendo mineradoras, verifica-se que não houve efeito no retorno da Vale quando considerada a frequência mensal dos preços de fechamento. Este resultado indica que o *disclosure* involuntário de um acidente ambiental provocado por uma mineradora não impacta no longo prazo a rentabilidade acionária da Vale, o que corrobora a análise de Mendes (2012) que estimou a volatilidade das ações imediatamente antes e após os acidentes ambientais entre 1995 e 2017. Destaca-se também que Araújo, Soares e Abreu (2018) avaliaram, especificamente, o impacto do acidente

em Mariana nas ações da Vale, BHP Billiton e Rio Tinto e, da mesma forma, encontraram efeitos de curto prazo somente nos retornos da Vale, o que corrobora o resultado deste trabalho em que outros acidentes, além dos provocados pela Vale, não apresentam impacto nos retornos da ação VALE3.

Tabela 3 – Resultado do modelo VAR

	Variável dependente:					
	y					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
t.ibov.11	0.023 (0.110)	-0.0003 (0.005)	-0.032 (0.175)	-0.047 (0.054)	-0.0002 (0.001)	0.009*** (0.002)
t.IPCA.11	-0.150 (1.796)	0.617*** (0.078)	6.977** (2.869)	-1.183 (0.891)	0.002 (0.009)	-0.040 (0.025)
t.SELIC.11	-0.008 (0.066)	-0.003 (0.003)	-0.620*** (0.106)	0.012 (0.033)	-0.002*** (0.0003)	-0.001 (0.001)
t.EX.11	0.052 (0.211)	0.009 (0.009)	0.164 (0.337)	0.161 (0.105)	-0.0002 (0.001)	0.003 (0.003)
t.PIB.11	1.091 (20.414)	-0.789 (0.890)	58.523* (32.609)	-2.563 (10.126)	0.181* (0.105)	0.234 (0.287)
t.retorno.11	1.629 (5.009)	0.015 (0.218)	4.333 (8.001)	-0.765 (2.485)	-0.003 (0.026)	-0.135* (0.070)
const	0.588 (1.037)	0.180*** (0.045)	-3.638** (1.656)	0.954* (0.514)	0.002 (0.005)	0.012 (0.015)
ACID_AMB.	1.099 (2.152)	0.028 (0.094)	4.497 (3.438)	-1.261 (1.067)	-0.005 (0.011)	-0.001 (0.030)
t.P	8.765 (6.115)	0.123 (0.267)	7.369 (9.768)	-5.885* (3.033)	-0.027 (0.032)	0.478*** (0.086)
Observações	119	119	119	119	119	119
R ²	0.023	0.401	0.312	0.121	0.321	0.489
R ² ajustado	-0.048	0.358	0.262	0.058	0.272	0.452
Desvio padrão (df = 110)	5.812	0.253	9.284	2.883	0.030	0.082
Estatística F (df = 8; 110)	0.324	9.209***	6.232***	1.901*	6.508***	13.152***

Nota:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Elaboração própria.

Quanto às funções de impulso resposta nas figuras 1 a 6, observa-se que as variáveis PREC e IBOV apresentam os choques mais elevados e positivos nos retornos da Vale, ambos estabilizando a partir do 4º mês. Este resultado, portanto, mostra que os retornos da VALE3 incorporam os choques ocorridos nos preços do minério de ferro, os quais impactam o fluxo de caixa da Vale e, conseqüentemente, o risco da ação VALE3. O choque da SELIC, por outro lado, apresenta inicialmente uma variação negativa em RET.VALE e converge de forma oscilatória entre o 4º e 6º mês após a variação da SELIC, verificando-se mais uma vez que o impacto negativo na economia real reduz os retornos no mercado acionário. O choque do PIB mensal, de outro modo, somente provoca respostas positivas dos retornos da VALE3 e começa a estabilizar em torno do terceiro mês, o que pode estar relacionado à expectativas de lucratividade da Vale e de pagamentos futuros de dividendos. Também, o choque de TXC apresenta um primeiro efeito positivo e, posteriormente, exibe um padrão oscilatório até se equilibrar por volta do 6º mês, este resultado pode indicar que a depreciação do Real em relação às moedas estrangeiras, no primeiro momento, aumenta a demanda pela VALE3 e, conseqüente, seu retorno. Ademais, o IPCA transmite um choque negativo ao retorno da VALE3 e converge ao equilíbrio

por volta do 8º mês, o que pode configurar uma *proxy* do choque positivo do PIB no retorno conforme a Hipótese de Fama (1981).

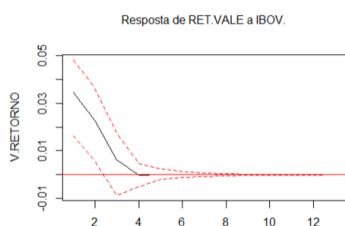


Figura 1 – Resposta de RET.VALE a IBOV.

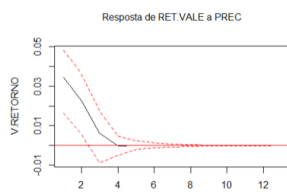


Figura 2 – Resposta de RET.VALE a PREC

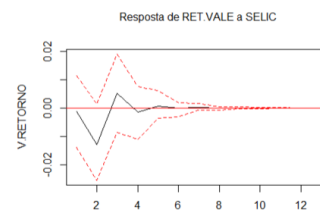


Figura 3 – Resposta de RET.VALE a SELIC

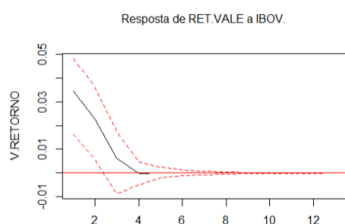


Figura 4 – Resposta de RET.VALE a PIB

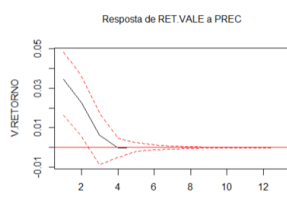


Figura 5 – Resposta de RET.VALE a TXC

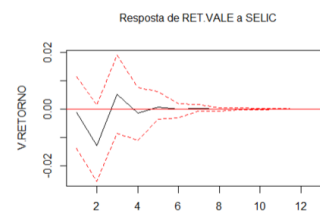


Figura 6 – Resposta de RET.VALE a IPCA

Finalmente, verifica-se pela decomposição da variância de RET.VALE (Tabela 4) que 80% deve-se ao próprio retorno da VALE3 e cerca de 17% ao preço *spot* de minério de ferro. Todavia, ao longo de 12 meses a variável IBOV explica quase 30% da variação do retorno da Vale, enquanto PREC reduz sua participação em, aproximadamente, 13%. Depreende-se, portanto, que no primeiro momento o retorno da VALE3 está relacionado a sua própria volatilidade e à dinâmica da economia real que impacta o setor de minério de ferro, enquanto ao longo do tempo o caráter especulativo e a volatilidade do mercado acionário passa a empreender um importante papel na variação de RET.VALE.

Tabela 4 – Decomposição da Variância de RET.VALE

t.ibov	t.IPCA	t.PREC	t.SELIC	t.TXC	t.PIB	t.retorno
0.002	0.016	0.166	0.0002	0.012	0.004	0.800
0.295	0.023	0.133	0.013	0.016	0.010	0.509
0.296	0.027	0.134	0.015	0.017	0.010	0.501
0.296	0.028	0.134	0.015	0.017	0.010	0.500
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.500
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.499
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.499
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.499
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.499
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.499
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.499
0.296	0.029	0.134	0.015	0.017	0.010	0.499

Fonte: Elaboração própria.

6 Conclusão

O presente estudo teve como objetivo analisar a relação de causalidade entre determinadas variáveis macroeconômicas, o retorno dos ativos da mineradora Vale no mercado de ações de minério de ferro brasileiro,

no sentido de verificar se é possível prever o retorno das ações usando informações defasadas de agregados macroeconômicos, além do possível impacto de acidentes ambientais envolvendo mineradoras nos retornos das ações da Vale.

As variáveis macroeconômicas usadas para medir a sensibilidade de da variável de retorno das ações da VALE (RET.VALE) foram extraídas do Ipeadata e correspondem ao IBOV., PIB, SELIC e IPCA e a variável da taxa de câmbio TXC foi coletada da base do BCB. Os dados sobre a variação das ações da VALE foram extraídos do pacote "*BatchGetSymbol*" do *software* R e considerou-se PREC para representar as variáveis reais do setor de minério de ferro. Ademais, a variável ACID.AMB. foi incluída como variável exógena para detectar os efeitos de *disclosure* involuntário e a eficiência da informação em impactar os retornos de ações relacionados ao setor que provocou o acidente. Para a construção desta variável, foram utilizados os Relatórios de Segurança de Barragens, de 2011 a 2019, da ANA.

Os resultados encontrados no modelo VAR indicam que a variável RET.VALE apresentou relação negativa com a SELIC e se mostrou mais positivamente relacionada ao preço do minério de ferro no mercado *spot*, podendo-se apontar que o preço está diretamente relacionado à capacidade de geração de fluxo de caixa e aos pagamentos futuros de dividendos pela Vale. Como o IPCA apresenta relação positiva com a SELIC, deduziu-se que a taxa de juros também tem impacto negativo no mercado acionário. Ademais, as defasagens de PREC e IBOV apresentaram coeficientes positivos com RET.VALE contemporâneo, o valor defasado do próprio retorno exibiu impacto negativo, o que pode estar relacionado à volatilidade do mercado acionário ou mesmo à assimetria de informação. Em relação aos acidentes ambientais envolvendo mineradoras, verifica-se que não houve efeito no retorno da Vale quando considerada a frequência mensal dos preços de fechamento, indicando que o *disclosure* involuntário de um acidente ambiental, provocado por uma mineradora, não impacta no longo prazo a rentabilidade acionária da Vale.

Quanto às funções de impulso resposta, observa-se que os retornos da VALE3 incorporam os choques ocorridos nos preços do minério de ferro mas, por outro lado, o choque da SELIC apresenta inicialmente uma variação negativa em RET.VALE e converge de forma oscilatória entre o 4º e 6º mês após a variação da SELIC, verificando-se mais uma vez que o impacto negativo na economia real reduz os retornos no mercado acionário. Adicionalmente, o choque do PIB mensal provoca respostas positivas dos retornos da VALE3 e começa a estabilizar somente em torno do 3º mês. Também, o choque de TXC apresenta um primeiro efeito positivo e, posteriormente, exibe um padrão oscilatório até se equilibrar por volta do 6º mês. Por fim, o IPCA transmite um choque negativo ao retorno da VALE3 e converge ao equilíbrio por volta do 8º mês. A decomposição da variância de RET.VALE mostra que 80% pode ser explicada pelo próprio retorno da VALE3 e cerca de 17% pelo preço *spot* de minério de ferro. Entretanto, ao longo de 12 meses a variável IBOV explica quase 30% da variação do retorno da Vale, enquanto PREC reduz sua participação em, aproximadamente, 13%. Ou seja, os resultados principais concluem que, no primeiro momento, o retorno da VALE3 está relacionado à sua própria volatilidade e à dinâmica da economia real que impacta o setor de minério de ferro, enquanto ao longo do tempo o caráter especulativo e a volatilidade do mercado acionário passam a empreender um importante papel na variação de RET.VALE.

Referências

- ANA. *Relatórios de Segurança de Barragens*. [S.l.], 2019. Disponível em: <<http://www.snisb.gov.br/portal/snisb/relatorio-anual-de-seguranca-de-barragem>>. Citado na página 11.
- ANM. *Arrecadação CFEM por UF. ANM - Agência Nacional de Mineração*. [S.l.], 2017. Disponível em: <https://sistemas.anm.gov.br/arrecadacao/extra/relatorios/arrecadacao_cfem_ano.aspx?ano=2017>. Citado na página 9.
- ANTONIOU, A.; GARRETT, I.; PRIESTLEY, R. Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory. *Journal of Empirical finance*, Elsevier, v. 5, n. 3, p. 221–240, 1998. Citado na página 4.
- ARAÚJO, F. S. M.; SOARES, R. A.; ABREU, M. C. S. de. Avaliação das reações do mercado de capitais no brasil e na austrália após o acidente ambiental da mineradora samarco. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, v. 17, n. 52, 2018. Citado 3 vezes nas páginas 2, 5 e 12.
- AZEEZ, A.; YONEZAWA, Y. Macroeconomic factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory in the japanese stock market. *Japan and the world economy*, Elsevier, v. 18, n. 4, p. 568–591, 2006. Citado na página 4.
- B3. *Índice Bovespa - composição da carteira*. 2020. Disponível em: <http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-composicao-da-carteira.htm>. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 11.
- BATTEN, J. A.; CINER, C.; LUCEY, B. M. The macroeconomic determinants of volatility in precious metals markets. *Resources Policy*, Elsevier, v. 35, n. 2, p. 65–71, 2010. Citado na página 7.
- BHATTACHARYYA, S. S.; DEEPAK, P. K. Comprehending the changing global iron ore trade service system and the dynamics of pricing. *International Journal of Business and Globalisation*, Inderscience Publishers Ltd, v. 9, n. 1, p. 70–89, 2012. Citado 2 vezes nas páginas 10 e 11.
- BLACK, F. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of business*, JSTOR, v. 45, n. 3, p. 444–455, 1972. Citado na página 4.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, North-Holland, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986. Citado na página 3.
- BOWKER, L. N.; CHAMBERS, D. M. The risk, public liability, & economics of tailings storage facility failures. *Earthwork Act*, p. 1–56, 2015. Citado na página 5.
- BROWN, S. J.; OTSUKI, T. *Macroeconomic factors and the Japanese equity markets: The CAPMD project*. [S.l.]: Salomon Bros. Center for the Study of Financial Institutions, Graduate . . . , 1989. Citado na página 4.
- CARNEIRO, M. G. R. Indústria brasileira do minério de ferro: caracterização e análise de preços no período de 2000 a 2015. Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 8, 9 e 12.
- CARVALHO, J. C. d.; PAVAN, L. S.; HASEGAWA, M. M. Transmissões de volatilidade de preços entre commodities agrícolas brasileiras. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, SciELO Brasil, v. 58, n. 3, 2020. Citado na página 11.
- CHEN, N.-F.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and the stock market. *Journal of business*, JSTOR, p. 383–403, 1986. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 5.

CHEN, S.-J.; JORDAN, B. D. Some empirical tests in the arbitrage pricing theory: Macro variables vs. derived factors. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, v. 17, n. 1, p. 65–89, 1993. Citado na página 4.

CONNOR, G.; KORAJCZYK, R. A. A test for the number of factors in an approximate factor model. *the Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 48, n. 4, p. 1263–1291, 1993. Citado na página 4.

DARRAT, A. F.; MUKHERJEE, T. K. The behavior of the stock market in a developing economy. *Economics Letters*, Elsevier, v. 22, n. 2-3, p. 273–278, 1986. Citado na página 6.

DAVIES, M.; MARTIN, T. Mining market cycles and tailings dam incidents. In: SN. *13th International Conference on Tailings and Mine Waste, Banff, AB*. <http://www.infomine.com/publications/docs/Davies2009.pdf>. [S.l.], 2009. Citado na página 5.

DENES, G. Análise do impacto da mineração no desenvolvimento dos municípios mineiros e paraenses entre 2000 e 2010. Universidade Federal de Minas Gerais, 2018. Citado na página 9.

DERBY, O. A. The iron ores of brazil. *Rem: Revista Escola de Minas*, SciELO Brasil, v. 63, n. 3, p. 473–479, 2010. Citado na página 8.

DIAS, A. C. O impacto do rompimento da barragem do fundão no retorno das ações da valle e bhp. Universidade Federal de Ouro Preto, 2017. Citado na página 9.

DNPM. Sumário mineral. *Departamento Nacional de Produção Mineral*, 2018. Citado na página 8.

DOMINGUES, E. P. et al. Efeitos econômicos da paralisação de parte da produção minerária em minas gerais. *Belo Horizonte: Cedeplar, UFMG*, 2019. Citado na página 9.

DYBVIK, P. H.; ROSS, S. A. Yes, the apt is testable. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 40, n. 4, p. 1173–1188, 1985. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 12.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 987–1007, 1982. Citado na página 3.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, JSTOR, v. 25, n. 2, p. 383–417, 1970. Citado na página 5.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American economic review*, JSTOR, v. 71, n. 4, p. 545–565, 1981. Citado 5 vezes nas páginas 5, 6, 7, 12 e 14.

FAMA, E. F. Inflation, output, and money. *Journal of Business*, JSTOR, p. 201–231, 1982. Citado na página 5.

FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and real activity. *The journal of finance*, Wiley Online Library, v. 45, n. 4, p. 1089–1108, 1990. Citado na página 5.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: Ii. *The journal of finance*, Wiley Online Library, v. 46, n. 5, p. 1575–1617, 1991. Citado na página 5.

FAMA, E. F.; SCHWERT, G. W. Asset returns and inflation. *Journal of financial economics*, Elsevier, v. 5, n. 2, p. 115–146, 1977. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 11.

GARCIA, V. F.; LIU, L. Macroeconomic determinants of stock market development. *Journal of Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 2, n. 1, p. 29–59, 1999. Citado na página 6.

GERMANI, D. J. A mineração no brasil: Relatório final. *Centro de Gestão e Estudos Estratégicos: Rio de Janeiro*, 2002. Citado na página 8.

- GOEKING, W. *Vale perde quase 70 bilhões de reais em valor de mercado e Ibovespa cai mais de 2 por cento*. [S.l.], 2019. Disponível em: <<https://www.infomoney.com.br/mercados/vale-perde-quase-r-70-bilhoes-em-valor-de-mercado-ibovespa-cai-mais-de-2/>>. Citado na página 2.
- GUL, A.; KHAN, N. An application of arbitrage pricing theory on kse-100 index; a study from pakistan (2000-2005). *Journal of Business and Management*, v. 7, n. 6, p. 78–84, 2013. Citado na página 4.
- HAMAQ, Y. An empirical examination of the arbitrage pricing theory: Using japanese data. *Japan and the World economy*, Elsevier, v. 1, n. 1, p. 45–61, 1988. Citado na página 4.
- IKOKU, A. E.; OKANY, C. T. Did the economic and financial crises affect stock market sensitivity to macroeconomic risk factors? evidence from nigeria and south africa. *International Journal of Business*, Premier Publishing, Inc., v. 19, n. 3, p. 275, 2014. Citado na página 4.
- ISMAIL, R. et al. Macroeconomic factors and the pakistani equity market: A relationship analysis. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, International Journal of Innovation and Applied Studies, v. 15, n. 1, p. 122, 2016. Citado na página 4.
- JAVED, A. Y. et al. Alternative capital asset pricing models: a review of theory and evidence. *Pakistan Institute of Development Economics*, n. 179, 2000. Citado na página 3.
- JUNIOR, M. P. L.; CARVALHO, V. G. Impacto ambiental e retorno acionário de companhias listadas na bm&fbovespa. *EmpíricaBR-Revista Brasileira de Gestão, Negócio e Tecnologia da Informação*, v. 1, n. 1, p. 43–54, 2015. Citado na página 5.
- JUNIOR, T. P.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *REAd-Revista Eletrônica de Administração*, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, v. 14, n. 2, p. 296–315, 2008. Citado na página 7.
- KRÁLIK, L. I. Macroeconomic variables and stock market evolution. *Romanian Statistical Review*, 2012. Citado na página 4.
- KRISTJANPOLLER, W.; MORALES, M. Arbitrage pricing theory applied to the chilean stock market. *Lecturas de Economía*, Universidad de Antioquia, n. 74, p. 37–59, 2011. Citado na página 4.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, 1992. Citado na página 11.
- LEE, B.-S. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 47, n. 4, p. 1591–1603, 1992. Citado 2 vezes nas páginas 6 e 7.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets: A reply. *The review of economics and statistics*, JSTOR, p. 222–224, 1969. Citado na página 3.
- LOF, A.; ERICSSON, M. Iron ore market report 2017. *Engineering and Mining Journal*, v. 218, n. 11, p. 32–37, 2017. Citado na página 10.
- MALHOTRA, K. Autoregressive multifactor apt model for us equity markets. 2010. Citado na página 4.
- MARKOWITZ, H. Portfolio analysis. *Journal of Finance*, v. 8, p. 77–91, 1952. Citado na página 3.
- MARQUES, T. E.; PORTO, S. d. S. Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no brasil—uma avaliação econométrica. *Trabalho para Discussão*, n. 11, 2004. Citado na página 2.
- MARTINS, T. M.; MARTINELLI, D. P. Ciclos e previsão cíclica dos preços das commodities: um modelo de indicador antecedente para a commodity açúcar. *Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace*, v. 1, n. 2, 2010. Citado na página 9.

- MCELROY, M. B.; BURMEISTER, E. Arbitrage pricing theory as a restricted nonlinear multivariate regression model iterated nonlinear seemingly unrelated regression estimates. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 6, n. 1, p. 29–42, 1988. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 6.
- MDIC. *Estatísticas de Comércio Exterior*. [S.l.], 2017. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/comercio-externo/estatisticas-decomercio-externo>>. Citado na página 9.
- MENDES, M. G. *Efeitos do Disclosure Involuntário Negativo Decorrente de Acidentes Ambientais na Volatilidade das Ações*. Tese (Doutorado) — Dissertação [Mestrado Profissional em Ciências Contábeis]. Vitória-Fundação . . . , 2012. Citado 2 vezes nas páginas 5 e 12.
- MME. *Perfil da Mineração de Ferro - Relatório Técnico 18. Ministério de Minas e Energia e Banco Mundial*. [S.l.], 2009. Disponível em: <http://www.mme.gov.br/documents/1138775/1256650/P09_RT18_Perfil_da_Minerao_de_Ferro.pdf/e9ef3b57-cdbd-4166-b39d-f0f26f28e3ca>. Citado na página 9.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, JSTOR, p. 768–783, 1966. Citado na página 3.
- NAHAS, M. M. et al. Especialização e diversificação produtiva: um modelo de painel espacial para a indústria extrativa mineral em minas gerais, 2000-2010. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 29, n. 1, p. 7–40, 2019. Citado na página 9.
- NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity, and interest rates: Evidence from japan. *Global Finance Journal*, North-Holland, v. 9, n. 1, p. 71–80, 1998. Citado na página 6.
- NAKA, A.; MUKHERJEE, T.; TUFTE, D. Macroeconomic variables and the performance of the indian stock market. 1998. Citado na página 6.
- NUNES, M. S.; JR, N. C. da C.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 59, n. 4, p. 585–607, 2005. Citado na página 7.
- NUNES, M. S.; SEABRA, F. et al. Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas,"risco brasil"e retornos no mercado de ações brasileiro. *Revista de economia e administração*, v. 2, n. 3, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 7 e 11.
- OREIRO, J. L.; NAKABASHI, L.; SOUZA, G. J. d. G. A economia brasileira puxada pela demanda agregada. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 30, n. 4, p. 581–603, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 3.
- OREIRO, J. L. d. C. et al. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 10, n. 4, p. 609–634, 2006. Citado na página 7.
- PEREIRA, S. d. A. C. O mercado de minério de ferro. Universidade Federal de Minas Gerais, 2012. Citado na página 9.
- PERLIN, M. *Package BatchGetSymbols*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://cran.r-project.org/web/packages/BatchGetSymbols/BatchGetSymbols.pdf>>. Citado na página 10.
- PIANCÓ, F. B. Ibovespa e variáveis macroeconômicas uma análise dos determinantes do mercado acionário brasileiro pela teoria de precificação por arbitragem (apt). 2014. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 4.
- RAMOS, A. L. et al. *Avaliação das estimativas de preços futuros de minério de ferro através do modelo do movimento browniano*. [S.l.], 2018. Disponível em: <<http://demin.ufmg.br/prod/00013.pdf?src=8401>>. Citado na página 10.

REGINA, S. P. et al. Avaliação da correlação entre o preço das ações e das commodities: Estudo de caso da petrobras e vale. *Revista de Administração e Contabilidade da FAT*, v. 4, n. 3, p. 66–77, 2017. Citado na página 9.

ROSS, S. A. The current status of the capital asset pricing model (capm). *The Journal of Finance*, JSTOR, v. 33, n. 3, p. 885–901, 1978. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 5.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, Wiley Online Library, v. 19, n. 3, p. 425–442, 1964. Citado na página 3.

SILVA, T. G. d.; RIBEIRO, E. P.; MODENESI, A. d. M. Determinantes macroeconômicos e o papel das expectativas: uma análise do spread bancário no brasil (2003-2011). *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 46, n. 3, p. 643–673, 2016. Citado na página 7.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980. Citado na página 10.

SKILLIUS, A.; WENNERBERG, U. *Continuity, credibility and comparability: key challenges for corporate environmental performance measurement and communication*. [S.l.]: Intenational Institute for Industrial Environmental Economics, Lund University, 1998. Citado na página 5.

TERRA, P. R. S. Estrutura de capital e fatores macroeconômicos na américa latina. *Revista de Administração*, Universidade de São Paulo, v. 42, n. 2, p. 192–204, 2007. Citado na página 6.

USGS, U. *Geological Survey Mineral Commodity Summaries*. [S.l.]: Cement, 2019. Citado na página 8.

WANDERLEY, L. J. et al. Desastre da samarco/vale/bhp no vale do rio doce: aspectos econômicos, políticos e socio ambientais. *Ciência e Cultura*, Sociedade Brasileira para o Progresso da Ciência, v. 68, n. 3, p. 30–35, 2016. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 5.