

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
FACULDADE DE ECONOMIA**

LUAN WALLACY VIEIRA SOARES

**O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO MERCADO DE AÇÕES
BRASILEIRO**

**Governador Valadares
2019**

LUAN WALLACY VIEIRA SOARES

**O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO MERCADO DE AÇÕES
BRASILEIRO**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, como requisito para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Professor Doutor Vinícius de Azevedo Couto Firme.

**Governador Valadares
2019**

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Vieira Soares, Luan Wallacy .

O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO / Luan Wallacy Vieira Soares. -- 2019.

31 p.

Orientador: Vinícius de Azevedo Couto Firme

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas - ICSA, 2019.

1. Política Monetária. 2. Mercado de ações. 3. Bolsa de Valores.
I. Couto Firme, Vinícius de Azevedo, orient. II. Título.

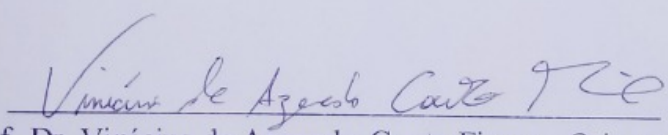
LUAN WALLACY VIEIRA SOARES

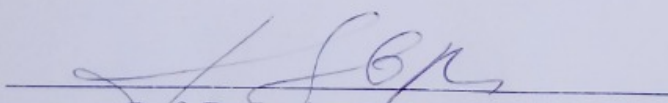
O Impacto da Política Monetária no Mercado de Ações Brasileiro

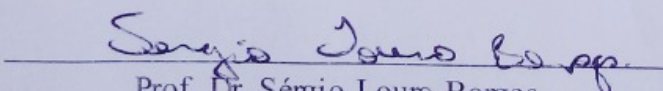
Trabalho de monografia aprovado como parte das exigências para a obtenção do título de bacharel no curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, pela seguinte banca examinadora:

Aprovado em 28 de junho de 2019.

BANCA EXAMINADORA


Prof. Dr. Vinicius de Azevedo Couto Firme - Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF/GV


Prof. Dr. Luckas Sabioni Lopes
Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF/GV


Prof. Dr. Sérgio Louro Borges
Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF/GV

“Feliz aquele que transfere o que sabe e aprende o que ensina”

(Cora Coralina)

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus que me deu o dom da vida e me abençoa todos os dias com o seu amor infinito.

Agradeço minha mãe Sebastiana Vieira Soares, que sempre esteve ao meu lado e foi a minha maior incentivadora, ao meu pai José Soares Rosa e o meu irmão Luiz Américo Vieira Soares que sempre me socorreram nos momentos de dificuldades.

Ao meu orientador, Vinícius de Azevedo Couto Firme, por suas orientações, pela dedicação a ensinar e compartilhar todo o seu conhecimento e pela paciência para o término deste trabalho.

Ao professor Luiz Antônio de Lima Júnior por ser responsável por parte deste trabalho e por ter acrescentando todo o conhecimento possível na minha para ser um bom profissional.

Um agradecimento especial aos meus amigos Warley Henrique Pereira e Camyla Oliveira Serra por terem sido parceiro e compartilhado dos momentos bons e ruins durante a faculdade e no qual tornaram meus amigos.

Por fim, sou grato a todos que de alguma forma, direta ou indiretamente participaram da realização deste projeto.

RESUMO

Este trabalho contém uma análise da influência da política monetária, sobre o mercado de ações brasileiro, entre o período de janeiro de 2003 e junho de 2018. O modelo ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*), selecionado após 342.732 estimações, considerou o preço das ações (variável dependente), a taxa de juros interna e externa, o PIB brasileiro e a taxa de câmbio. Os resultados indicaram a existência de cointegração. De modo geral, notou-se que um crescimento de 10% na taxa de juros (SELIC) causaria uma valorização imediata (mesmo mês) de 1,41% sobre o preço das ações, seguido de um efeito negativo de -1,12%, no mês seguinte. No longo prazo, tal medida causaria impacto positivo de 3,63%. Já uma desvalorização de 10% do Real (R\$) frente ao Dólar (US\$) causaria uma piora de 9,7% sobre o mercado de ações, no curto prazo, e de 9,13%, no longo prazo. Os impactos de curto e longo prazo, do PIB brasileiro e do Juros Internacional, embora positivos, não foram significativos. Por fim, verificou-se que qualquer choque exógeno de curto prazo converge para o equilíbrio de longo prazo a uma velocidade de 10,6% ao mês. Portanto, o efeito inicial de uma política monetária, sobre o mercado de ações, tenderia a se estabilizar em, aproximadamente, $1/0,106 = 9,43$ meses ou 283 dias. Cabe destacar que, apesar da relevância do tema, apenas um trabalho, com foco em países estrangeiros, parece ter utilizado a metodologia, proposta nesta pesquisa, com a mesma finalidade.

Palavra-Chave: Mercado de ações. Política Monetária. Bolsa de Valores.

ABSTRACT

This paper contains an analysis of the influence of monetary policy on the Brazilian stock market between January 2003 and June 2018. The ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag) model, selected after 342,732 estimates, considered the stock market price (dependent variable), the internal and external interest rate, the Brazilian GDP and the exchange rate. The results indicated the existence of cointegration. In general, it was noted that a 10% increase in interest rates (SELIC) would cause an immediate (same month) valuation of 1.41% over the stock price, followed by a negative effect of -1.12%, next month. In the long term, this measure would have a positive impact of 3.63%. A 10% devaluation from Real (R \$) against the Dollar (US \$) would cause a 9.7% drop on the stock market in the short term and reduction of 9.13% in the long term. The short and long-term impacts of the Brazilian GDP and the International Interest Rate, although positive, were not significant. Finally, it was found that any short-term exogenous shock converges to long-term equilibrium at a rate of 10.6% per month. Therefore, the initial effect of a monetary policy on the stock market would tend to stabilize at, approximately, $1/0,106 = 9,43$ months or 283 days. It should be noted that, despite the relevance of the theme, only one paper, focused on foreign countries, seems to have used the methodology proposed in this research, with the same purpose.

Key Words: Stock Market. Monetary Policy. Stock Exchange.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 A EVOLUÇÃO DO ÍNDICE IBOVESPA: JANEIRO DE 2013 A JUNHO DE 2018	13
3 REVISÃO DE LITERATURA	16
4 METODOLOGIA	23
4.1 Modelo ARDL	23
4.2 Base de Dados	26
5 RESULTADOS	31
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	34
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	36

1 INTRODUÇÃO

A relação entre a política monetária e o mercado acionário tem sido tema relevante de discussão na literatura econômica (FRIEDMAN; SCHWARTZ, 1971; LUCAS, 1978; FAMA, 1981; GESKE; ROLL, 1983; BERNANKE, 2007; GALÌ; GAMBETTI, 2015). Dentre os tradicionais instrumentos de política monetária, destaca-se o uso da taxa de juros, o câmbio, o preço dos ativos, a oferta de crédito e a própria expectativa das empresas e famílias sobre a atividade econômica e o nível de preços (BANCO CENTRAL DO BRASIL-BACEN, 2019). Além de ser o mecanismo mais utilizado pelo Banco Central, Mendonça (2001) afirma que a taxa de juros tende a impactar, de forma indireta, o mercado acionário.

O efeito da taxa de juros sobre o mercado de ações é descrito por Panda (2008). Segundo este, a contração monetária (*i.e.*: aumento da taxa de juros) pode aumentar o custo de oportunidade das empresas, reduzindo o fluxo de caixa e a lucratividade das mesmas. Além disso, uma política monetária expansionista, via redução dos juros, reduziria o retorno dos títulos públicos, tornando as ações mais atraentes. No que se refere ao investidor do mercado de ações, uma diminuição nas taxas de juros poderia elevar tanto o preço das ações quanto o recebimento de dividendos por parte dos acionistas (em caso de maior lucratividade), causando efeito positivo sobre a riqueza destes agentes (BARSKY, 1989). Em todos os casos mencionados, haveria uma relação inversa entre a taxa de juros e o preço das ações.

Embora a relação negativa entre a taxa de juros e o mercado de ações seja mais frequente na literatura (CHEN; ROLL; ROSS, 1986; CHEN, 2009; THORBECKE, 1997; IOANNIDIS E KONTONIKAS, 1996; GRÔPPO, 2005), alguns autores têm observado uma relação positiva entre ambas as variáveis (LOAPODIS, 2013; PATELIS, 1997; MACHADO, GARTENR; MACHADO, 2017). De modo geral, acredita-se que um aumento da taxa de juros possa reduzir a incerteza oriunda da inflação, causando efeitos positivos sobre o mercado de ações. Além disso, juros menores tendem a estimular desembolsos, por parte das empresas, para a realização de investimentos. Consequentemente, os dividendos pagos aos acionistas poderiam ficar reduzidos em períodos de juros baixos, o que pode afetar negativamente o preço das ações (DENIS; STEPANYAN, 2009).

Mankiw (2015) argumenta que o mercado de ações é um importante indicador de desempenho econômico. Segundo este, o q de Tobin (1969)¹ confirmaria a relevância do

¹ O q de Tobin representa a razão do valor de mercado da empresa e o custo de reposição de seus ativos. Em tese, quando $q > 1$, as companhias possuem incentivos para investir e os preços das ações valorizam na bolsa de valores. Alternativamente, quando $q < 1$, a empresa tende a não realizar investimentos (MANKIWI, 2015).

mercado acionário ao revelar que, quando há incentivos, o investimento realizado pelas firmas tenderiam a transbordar para a economia, estimulando a demanda agregada e gerando redução da taxa de desemprego. Mankiw (2015) ainda afirma que, desvalorizações nos preços das ações poderiam afetar a riqueza das famílias, reduzindo consumo e a demanda. Por outro lado, elevações nos preços das ações indicariam certo otimismo econômico, o que poderia incentivar o investimento e o progresso tecnológico, causando efeitos positivos até mesmo no longo prazo.

Apesar da relevância do mercado de ações, alguns autores afirmam que a relação entre o mercado acionário e a política monetária não é tão clara e está sujeita a problemas de endogeneidade, ou seja, a política monetária afeta e é afetada pelo mercado de ações. (FRIEDMAN, 1988; ARAÚJO; BASTOS, 2008; HERVE; CHANMALAI; SHEN, 2011). De acordo com Graham e Harvey (2001), uma queda no preço das ações pode gerar pessimismo quanto às perspectivas econômicas futuras, o que pode fazer com que os responsáveis pela condução da política monetária reduzam a taxa de juros, com objetivo de estimular a economia. Assim sendo, os Bancos Centrais podem acabar ajustando suas respectivas taxas de juros conforme as oscilações do mercado acionário, o que ficou conhecido como “exuberância irracional” após o pronunciamento do ex-presidente do *Federal Reserve* (FED), Alan Greenspan, na década de 90 (NUNES; SILVA, 2005).

Com base no exposto nesta seção, este trabalho tem como objetivo avaliar o impacto da política monetária sobre o mercado de ações brasileiro entre janeiro de 2003 a junho de 2018², através de um conjunto de variáveis: taxa de juros interna, taxa de juros externa, taxa de câmbio (R\$-US\$) e Produto Interno Bruto (PIB). Acredita-se que, sob a perspectiva da autoridade monetária, seja importante obter estimativas confiáveis, que considerem o mercado acionário, para melhor formulação de suas políticas econômicas para o controle da inflação, visto que a bolsa de valores pode ser um indicativo da expectativa da inflação (*i.e.*: aumento de investimento, emprego e consumo). No que se refere às empresas, a estimação dos efeitos causados pela política monetária sobre o mercado de ações, no curto e no longo prazo, poderia facilitar o emprego ótimo de recursos a fim de maximizar lucros e/ou minimizar perdas. Além disso, as estimativas desta pesquisa poderiam ajudar os acionistas e investidores, a distinguir

² Cabe ressaltar que o início da amostra desta pesquisa coincide com o começo do Governo do presidente Lula. De acordo com Silva Junior (2013), o início da gestão Lula ficou marcado por turbulências no mercado acionário, fuga de capitais, desvalorização do Real (R\$), e expectativas de aumento do desemprego e diminuição da renda do trabalhador. Logo, os resultados obtidos consideram a relação entre o mercado de ações brasileiro e a política monetária entre as gestões Lula-Dilma-Temer.

o momento certo de reter recursos financeiros e/ou realizar investimentos no mercado de títulos ou de capitais, podendo assim, maximizar seu patrimônio.

Embora os modelos VAR (Vetores Auto Regressivos) e VEC (Vetor de Correção de Erros) tenham sido frequentemente usados para tal finalidade (ver seção 3), optou-se pelo uso de modelos do tipo ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*), proposto por Pesaran e Shin (1998), que permitem que as variáveis apresentem ordem de integração I(0) (estacionárias) ou I(1) (estacionárias na primeira diferença), evitam problemas nos resíduos causados pela endogeneidade e produzem resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os obtidos em modelos do tipo VAR (NAYARAN, 2004; RAMOS FILHO e FERREIRA, 2016).

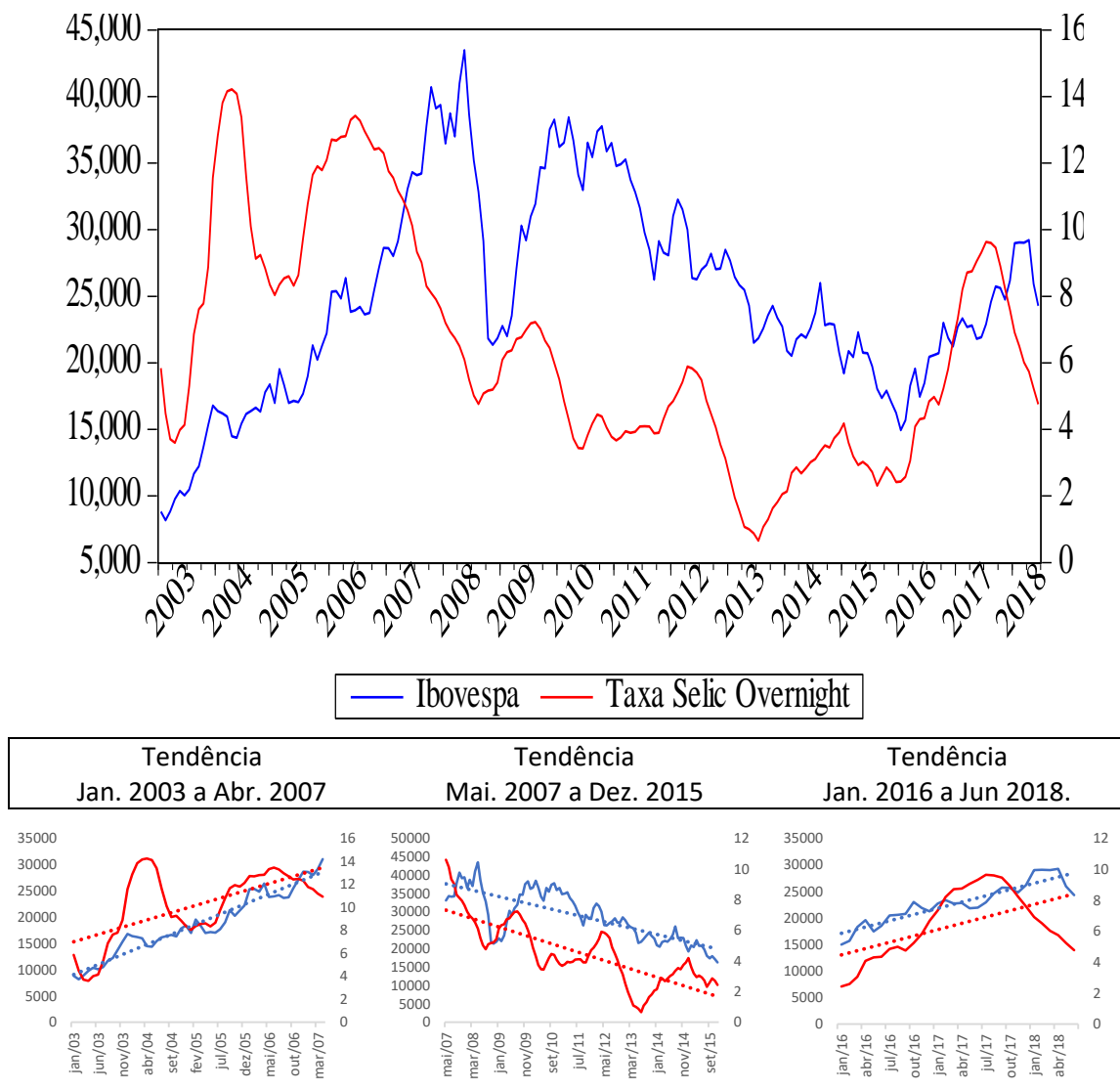
Com base no modelo ARDL proposto foi possível estimar os efeitos de curto e longo prazo, sobre o mercado acionário, associados à taxa de juros nacional, taxa de câmbio, Produto Interno Bruto e taxa de juros externa. Após selecionar o melhor modelo, dentre 342.732 estimações, os resultados indicaram que há uma relação de curto e de longo prazo entre as variáveis (cointegram). De modo geral, notou-se que um crescimento de 10% na taxa de juros interna aumentaria o preço das ações em 1,41%, no mesmo mês em que o juro é alterado. No mês seguinte, as ações perderiam cerca de 1,12% do seu valor de mercado. No longo prazo, tal medida aumentaria o preço das ações em 3,63%. Já uma desvalorização de 10% do Real (R\$) frente ao Dólar (US\$) causaria uma piora de 9,7% (mesmo mês) sobre o mercado de ações, no curto prazo, e de 9,13%, no longo prazo. Os impactos de curto e longo prazo, associados ao PIB brasileiro e aos Juros Internacional, embora positivos, não foram significativos. Por fim, verificou-se que qualquer choque exógeno de curto prazo converge para o equilíbrio de longo prazo a uma velocidade de 10,6% ao mês. Portanto, o efeito inicial de uma política monetária, sobre o mercado de ações, tenderia a se estabilizar em, aproximadamente, $1/0,106 = 9,43$ meses ou 283 dias.

O restante do trabalho está dividido da seguinte forma: a segunda seção traz uma análise do mercado acionário brasileiro no período considerado. A terceira seção contém a revisão de literatura sobre o tema. A seção quatro descreve a metodologia e a base de dados utilizada. Em sequência, encontram-se os resultados, considerações finais e as referências.

2 A EVOLUÇÃO DO ÍNDICE IBOVESPA: JANEIRO DE 2013 A JUNHO DE 2018

Com o objetivo de mostrar a possível relação existente entre o mercado de capitais brasileiro e a política monetária, foi elaborado um gráfico contendo a evolução do índice Ibovespa³ e a taxa de juros Over Selic⁴ real⁵, entre janeiro de 2003 e junho de 2018 (FIGURA 1).

Figura 1. Retorno do índice Ibovespa x Variação da Taxa Selic Overnight



Fonte: Elaboração Própria com base nos dados do IPEADATA.

³ O índice Ibovespa é o indicador médio do desempenho das ações mais negociadas e representativas do mercado de ações brasileiro. (BOVESPA, 2019).

⁴ É a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Serve de referência para outras taxas de juros no país. (IPEADATA, 2019).

⁵ A transformação dos valores nominais (taxa de juros over/Selic) em valores real é obtida mediante o índice de inflação IPCA anualizado. $VP_t = [(V_t - V_{t-n}) / V_{t-n}] * 100$, onde VP_t é a variação percentual no período t, V_t é o valor da série no período t e V_{t-n} é o valor da série no período t-n. (IPEADATA, 2019).

De modo geral, a Figura 1 reforça o argumento de Wolf, Oliveira e Palludeto (2018), de que o mercado acionário brasileiro apresentou apreciação no período considerado, com significativo aumento de liquidez, volume negociado, valor de mercado e abertura de empresas. Considerando o período total analisado neste estudo (janeiro de 2003 a junho de 2018), notou-se uma valorização do índice Ibovespa de 174,9%.

Todavia, cabe destacar que esta valorização ocorreu de forma instável ao longo do tempo. Segundo dados da Bolsa de Valores de São Paulo - BOVESPA (2019), entre janeiro de 2003 a julho de 2007 (*início da crise do subprime*), o mercado de ações teve valorização de 286% no Brasil. Já no período seguinte, compreendido entre julho de 2007 a junho de 2018, houve uma desvalorização de, aproximadamente, 40,3%.

De acordo com os Relatórios de Estabilidade Financeira do Banco Central – BACEN (2018), referentes aos anos de 2004, 2006 e 2007, parte da valorização do mercado de ações brasileiro entre janeiro de 2003 e julho de 2007, foi caracterizada pela estabilidade cambial, queda no risco país e controle da inflação. Contudo, dada à expansão da atividade econômica interna, o que provocou aumento dos preços das ações, o período de julho de 2004 a setembro de 2005 foi marcado por uma política monetária restritiva (aumento da taxa de juros) com objetivo de frear o crescimento da inflação, indicando uma relação positiva entre os juros e o preço das ações. Em contrapartida, Carvalho et al. (2009) ressalta que, desde o final de 2005, a política monetária se tornou mais acomodatória (redução da taxa de juros) e verificou-se valorizações do índice Ibovespa, principalmente em 2006, o que indicaria uma relação negativa entre as respectivas variáveis. Apesar do argumento de Carvalho et al (2009), as tendências associadas ao mercado de ações e à taxa de juros nacional, apresentadas na Figura 1, indicam que ambas as variáveis caminharam juntas (e não em direção opostas) no período analisado nesta pesquisa.

Segundo Milan e Quadros (2016), esta dificuldade em entender a relação entre os juros e o preço das ações decorre, em parte, das defasagens da política monetária no que se refere aos seus efeitos sobre a economia. Logo, como o Banco Central não consegue prever adequadamente as flutuações dos preços dos ativos e do investimento, pode haver descasamento da variável a ser afetada e a condução da política monetária. Por exemplo, se o BACEN adotar uma política monetária expansionista, com objetivo de estimular o crescimento, pode haver instabilidade econômica se efeito de tal política ocorrer num momento em que o investimento e a atividade econômica já se recuperaram.

Além disso, há quem argumente que o mecanismo de transmissão da política monetária, via taxa de juros, sobre o mercado de ações não esteja completamente adequado. Este argumento encontra respaldo nos estudos sobre a crise do *subprime*, que se iniciou nos Estados Unidos em 2008. Na ocasião, a taxa de juros, excepcionalmente baixa e próxima à zero, não impediu o *Federal Reserve (FED)* de comprar ativos, denominados *Quantitative Easing (QE)*,⁶ a fim de estimular a economia. Tais medidas tiveram como foco a oferta de moeda (e não os juros) e impulsionaram o mercado de ações. (LELLIS JUNIOR 2015).

Lellis Junior (2015) revela, ainda, que as medidas adotadas pelo FED causaram uma valorização do Ibovespa apenas quando os anúncios não eram esperados pelo mercado brasileiro (quando o anúncio da política monetária americana era esperado, a bolsa de valores brasileira não se valorizava). Mankiw (2015), ao apresentar o “modelo de preços rígidos”, para determinação da oferta agregada de curto prazo, já havia demonstrado que políticas não esperadas costumam causar maiores impactos que as esperadas.

⁶ De acordo com Lima Junior (2016), o *Quantitative Easing (QE)* é uma política monetária expansionista que visa aumentar à circulação de moeda em todo o mercado por meio de taxas de juros próximo a zero.

3 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção traz uma revisão dos principais trabalhos que buscaram analisar a relação entre a política monetária e o mercado de ações. De modo geral, nota-se que os efeitos das medidas adotadas pelos Bancos Centrais sobre o mercado de ações pode ser endógeno e tende a variar (inclusive de sinal) conforme o país e o período considerado. Além disso, verificou-se que a metodologia empregada neste tipo de pesquisa, geralmente, consiste na estimação de modelos de Vetores Auto Regressivos (VAR), de Vetor de Correção de Erros (VEC) e, em menor escala, no uso do modelo Auto Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL).

Thorbecke (1997), por exemplo, ao empregar o VAR para a economia americana entre 1953-1990, verificou que a política monetária expansionista afetou positivamente os retornos das ações por meio da taxa de juros e das reservas compulsórias. Segundo o autor, um aumento da taxa de juros e das reservas compulsórias reguladas pelo Federal Open Market Committee (FOMC) e pelo FED, respectivamente afeta negativamente o balanço patrimonial das empresas. Portanto, uma contração monetária prejudicaria o fluxo de caixa e o próprio patrimônio líquido das firmas, reduzindo tanto a capacidade de tomada de empréstimos destas empresas (para financiarem projetos de investimentos) quanto o preço das ações no mercado.

Friedman (1988) examina a relação entre política monetária (via agregado monetário M_2)⁷ e o retorno real dos ativos do mercado acionário para a economia norte-americana entre 1951 e 1986. Os resultados demonstram que políticas monetárias expansionistas aumentam o retorno esperado dos ativos financeiros, causando impacto positivo no mercado de capitais. Apesar do resultado, o autor afirma que o agregado monetário poderia apresentar tanto uma correlação positiva com os preços dos ativos (efeito renda) quanto negativa (efeito substituição).⁸ Assim como Friedman (1988), Ioannidis e Kontonikas (2006) também encontraram uma relação inversa entre a taxa de juros e os preços das ações para a maioria dos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) no período de 1972-2002, através do modelo

⁷ Friedman (1988) define M_2 como sendo o somatório de M_1 (papel moeda em poder do público e depósitos á vista), depósitos a prazo e títulos públicos de alta liquidez.

⁸ O efeito renda decorre da valorização do patrimônio dos indivíduos em decorrência do aumento dos preços dos ativos em seus portfólios. Assim, uma elevação nos preços das ações gera aumento da renda. Por outro lado, á medida que a rentabilidade dos títulos públicos federais aumenta, os indivíduos tendem a retirar seus recursos financeiros da renda variável e investir na renda fixa, mostrando assim uma relação negativa - efeito substituição (FRIEDMAN, 1988).

VAR. Ainda assim, as pesquisas desta área revelam que não há consenso quanto à relação entre política monetária e o preço das ações.

Os resultados de Loapodis (2013), usando o modelo VAR com dados da economia americana de 1987-2005, indicam que o FED não conduziu a política monetária (*i.e.*: taxa de juros) em resposta às oscilações do mercado acionário e sim como um mecanismo de controle inflacionário. Neste contexto, Ferreira e Jayme Junior (2005) afirmam que, quando o governo eleva a taxa de juros, com objetivo de controlar a inflação, o custo do empréstimo tomado pelas empresas aumenta, elevando o custo de produção e o preço oferecido ao consumidor final a fim de recompor sua margem de lucro. Logo, haveria uma relação inversa entre o juro e o mercado acionário. Contudo, Machado, Gartner e Machado (2017), ao analisar o mercado brasileiro entre 1999 e 2017 via Modelo Markov-Switching, encontram uma relação positiva entre a taxa de juros e o preço das ações.

Alternativamente, Rigobon e Sack (2001), ao usar o VAR para investigar se mudanças inesperadas no preço dos ativos financeiros dos Estados Unidos afetam as decisões do FOMC entre 1985 e 1999, verificaram que valorizações no índice Standard & Poor's 500⁹ provocam aumentos nas taxas de juros. Segundo os autores, a reação do FOMC (associada às mudanças dos preços dos ativos) se justifica pelo fato das oscilações do mercado de ações impactarem o consumo agregado e o custo de financiamento das firmas. Contudo, o aumento da taxa de juros não impacta positivamente o índice de ações do mercado americano. Logo, apenas o mercado de ações afetaria o juro (e não o contrário).

Quanto à relação entre a taxa de câmbio e os preços dos ativos, Maysamie e Koh (2000) utilizaram o modelo vetorial de correções de erros (VEC), com dados da economia de Singapura entre 1988-1995, para verificar a causalidade existente entre estas variáveis. Os autores concluíram que variações na taxa de câmbio causam alterações no preço das ações. Ou seja, a desvalorização do dólar de Singapura impulsiona as exportações e gera retornos positivos sobre os ativos. Entretanto, a taxa de câmbio não é causa de um possível aumento ou diminuição do preço das ações.

Ajayi, Friedman e Mehdián (1998), ao analisarem a causalidade, no sentido de Granger (1969), entre os índices diários de ações e a taxa de câmbio de países

⁹ Standard & Poor's 500 é um índice das 500 ações mais representativas e negociadas na NYSE (Bolsa de Nova Iorque) e na NASDAQ.

emergentes¹⁰ e industrializados,¹¹ entre abril de 1985 e agosto de 1991, notaram a existência de forte causalidade, em ambas as direções, entre as variáveis para a maioria das economias desenvolvidas. Porém, nas economias em desenvolvimento os estudos não demonstraram relações consistentes entre ações e taxa de câmbio. Os resultados distintos entre os conjuntos de países são explicadas pelas diferenças estruturais e pelo nível de especulação financeira.

Outras variáveis econômicas, como a produção industrial e o PIB, também tem sido associadas ao mercado de ações. Fama (1981) e Geske e Roll (1983), utilizando o modelo ARIMA (autoregressive integrated moving average), observaram que há evidências empíricas de que, aproximadamente, 50% da variação do PIB e da produção industrial podem ser previstas com base nas variações dos retornos anuais dos ativos. Chung e Shin (1998) chegaram a conclusões parecidas ao utilizar o modelo VEC para a Economia da Coreia do Sul, para o período de janeiro de 1980 a dezembro de 1992. Os resultados indicaram que os preços das ações estão cointegrados tanto com o PIB quanto com a produção industrial e apresentaram alto grau de sensibilidade a alterações nestas variáveis. Isto é, pequenas variações no PIB e na produção industrial acarretam aumentos substanciais na Bolsa de Valores Coreana. Uma das explicações, para esta associação de longo prazo, refere-se à abertura comercial promovida pela Coreia do Sul na década de 80. Desde então, houve maior ingresso de capital estrangeiro, tanto especulativo quanto na forma de investimento externo direto - IED, o que aliado com a política econômica liberal do governo, contribuiu para o crescimento econômico, industrial e, conseqüentemente, acabou estimulando o mercado de ações.

Em relação à economia brasileira, Grôppo (2005) analisou o comportamento dos choques inesperados na variável taxa de juros de curto prazo (SELIC) sobre o Ibovespa entre 1995-2003, empregando o procedimento de Auto-Regressão Vetorial Estrutural (SVAR). Os resultados indicam que aumento de 10% nos juros de curto prazo, faz com que ocorra redução de 14% do índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA). Este resultado sugere que os títulos públicos são utilizados como substitutos das ações em períodos de elevação da taxa de juros. Além disso, o autor verificou uma relação positiva entre o preço do petróleo e o mercado de ações (acredita-se que este resultado se deva à importância da Petrobrás no Índice Ibovespa) e negativa entre o câmbio e o preço das ações. A produção industrial não foi significativa.

¹⁰ Cingapura, Coreia, Filipinas, Hong Kong, Indonésia, Malásia, Tailândia e Taiwan.

¹¹ Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido.

Nunes, Costa e Meurer (2005) usaram o modelo VAR, com dados entre 1995 e 2004, para analisar a relação entre o mercado de ações e um conjunto de variáveis macroeconômicas. Os resultados demonstram que a taxa de juros, a inflação e o câmbio têm pouca influência sobre os preços das ações (relação negativa). Já, o PIB não apresentou significância.

Gonçalves Jr. e Eid Jr. (2011) encontraram resultados controversos ao analisar como a política de monetária impactou o mercado de ações, através das reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM), entre junho de 1996 e março de 2006. Segundo os autores, as variações nos preços das ações não foram explicadas pelas variações diretas (i.e.: contemporâneas) da taxa de juros SELIC, o que sugere certa capacidade de antecipação do mercado frente às decisões do COPOM. Porém, os ativos financeiros responderam positivamente às variações não previsíveis da meta da taxa de juros.

Oliveira e Costa (2013), usando o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), observaram como a taxa de juros impactou o mercado de ações entre janeiro de 2003 a maio de 2012. Quando o mercado consegue precificar a decisão do COPOM, notou-se uma relação inversa entre ambas, ou seja, para cada 1% de redução na taxa meta de juros, o Ibovespa valoriza em 3,28%. Entretanto, quando o mercado acionário não consegue antecipar a decisão do Comitê de Política Monetária, os coeficientes não são estaticamente significativos.

Nunes, Costa e Seabra (2003), investigaram a relação entre a taxa de câmbio real e o PIB com os retornos do índice Ibovespa durante janeiro de 1995 a dezembro de 2001, através do modelo VEC. No longo prazo, foi constatado que os preços das ações respondem positivamente às elevações do PIB. A economia aquecida estimula tanto o consumo das famílias quanto o investimento das empresas. O resultado é que os lucros das firmas se elevam ocasionando maior distribuição de dividendos e, portanto, elevações nos preços das ações. Observou-se, ainda, que desvalorizações do câmbio real aumentam a entrada de capital externo e acabam melhorando o retorno do índice Ibovespa.

De acordo com Silva, Bertella e Pereira (2014), o cenário internacional também afetou o mercado acionário brasileiro. Os autores usaram um modelo VEC para analisar como os juros, o preço do petróleo e o risco associado ao crédito internacional afetaram

a Bolsa de Valores brasileira (B3)¹² no período 1995-2007. Os resultados mostram que há uma relação inversa entre a taxa de juros do mercado internacional e a carteira de ações do índice Ibovespa. Portanto, uma redução na taxa de juros internacional afeta o rendimento externo e pode levar os agentes estrangeiros a especularem em bolsas de valores de países emergentes. Adicionalmente, o preço do petróleo tem relação positiva com o Ibovespa. Como o preço das commodities acompanha o do petróleo, o crescimento deste último acaba reforçando o impacto sobre a Bolsa de Valores brasileira. Por último, notou-se uma relação negativa entre o risco de crédito, medido pelo EMBI-BR,¹³ e o mercado de ações. O fato é que, quando os investidores internacionais percebem um maior risco de crédito na economia brasileira, o mercado acionário nacional tem o preço de suas ações desvalorizadas.

A revisão efetuada nesta seção indica certa prevalência dos modelos do tipo VAR e VEC nas análises sobre a relação entre a política monetária e o mercado acionário. Contudo, o modelo ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag), proposto por Pesaran e Shin (1998), tem se mostrado útil em análises que envolvem a cointegração e o efeito de longo prazo entre variáveis distintas. Por se tratar de uma técnica relativamente nova, apenas Lima Júnior et al (2016) a usaram com finalidade semelhante à proposta nesta pesquisa. Os resultados obtidos pelos autores mostram que os agregados monetários (m_1 , m_2 e m_3) tiveram relação positiva com o mercado de ações do EUA, Reino Unido e Japão no período de 2001-2007 (antes da crise do *subprime*) e 2008-2014 (pós-crise). Porém, entre janeiro de 2008 a outubro de 2014, os resultados foram inconclusivos para o Reino Unido. Com relação à produção industrial e a taxa de câmbio, ambas apresentaram relação de longo prazo positiva com o preço das ações nos EUA e no Reino Unido. Além disso, a taxa de juros não explicou a evolução do mercado acionário nos EUA e no Japão e, no Reino Unido, a relação entre estas variáveis foi negativa.

¹² Nota do autor: B3 (Brasil, Bolsa e Balcão) é o nome oficial dado à Bolsa de Valores do Brasil após a fusão da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) com a Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (CETIP), aprovada pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) em 22 de março de 2017.

¹³ Nota do autor: O EMBI é um índice baseado nos bônus (títulos de dívida) emitidos pelos países emergentes. Mostra os retornos financeiros obtidos a cada dia por uma carteira selecionada de títulos desses países. A unidade de medida é o ponto-base. Dez pontos-base equivalem a um décimo de 1%. Os pontos mostram a diferença entre a taxa de retorno dos títulos de países emergentes e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano. Essa diferença é o spread, ou o spread soberano (IPEADATA, 2019).

De modo geral, percebe-se que a relação entre o mercado de ações e a política monetária não é clara. Uma política monetária expansionista pode tanto valorizar (hipótese mais aceita) quanto desvalorizar os índices dos mercados acionários. Este último caso ocorre quando a expansão monetária é excessiva e passa a gerar mais efeitos danosos (i.e.: inflação) do que benéficos (i.e.: recuperação econômica). Neste cenário, é possível que o aumento da base monetária gere incerteza, afetando o mercado de ações de forma negativa (PATELIS, 1997).

Além disso, há quem defenda que o mercado de ações é que determina a política monetária (e não o contrário), o que levanta suspeita de endogeneidade entre estas variáveis. Por fim, não há consenso sobre a relevância das oscilações do mercado de ações no momento da formulação das políticas monetárias por parte dos Bancos Centrais. Portanto, torna-se necessário aprofundar os estudos nesta área para que as pesquisas retornem resultados mais conclusivos.

Quadro 1. Resumo dos trabalhos empíricos sobre o impacto da política monetária no mercado de ações.

Autor(s)	Origem e Período	Relação com a taxa de juros
Thorbecke (1997)	Estados Unidos (1953-1990)	Negativo
Ioannidis e Kontonikas (2006)	Países membros (OCDE) (1972-2002)	Negativo
Friedman (1988)	Estados Unidos (1951-1986)	Negativo
Loapodis (2013)	Estados Unidos (1987-2005)	Positivo
Rigobon e Sack (2001)	Estados Unidos (1985-1999)	Não Significativo
Machado, Gartner e Machado (2017)	Brasil (1999-2017)	Positivo
Groppô (2005)	Brasil (1995-2003)	Negativo
Nunes, Costa e Meurer (2005)	Brasil (1995-2004)	Negativo
Autor(s)	Origem e Período	Relação com a taxa de câmbio
Maysamie e Koh (2000)	Singapura (1988-1995)	Negativo
Ajayi, Friedman e Mehdián (1998)	Países Emergentes (1985-1991)	Não Significativo
Nunes, Costa e Meurer (2005)	Brasil (1995-2004)	Negativo
Nunes, Costa e Seabra (2003)	Brasil (1995-2001)	Negativo
Autor(s)	Origem e Período	Relação com o PIB
Chung e Shin (1998)	Coréia do Sul (1980-1992)	Positivo
Fana (1981)	Estados Unidos (1953-1977)	Positivo
Geske e Roll (1983)	Estados Unidos (1953-1980)	Positivo
Nunes, Costa e Meurer (2005)	Brasil (1995-2004)	Não Significativo
Nunes, Costa e Seabra (2003)	Brasil (1995-2001)	Positivo
Autor(s)	Origem e Período	Relação com a taxa de juros externa
Silva, Bertella e Perereita (2014)	Brasil (1995-2007)	Negativo

4 METODOLOGIA

4.1 Modelo ARDL

Conforme mencionado na seção anterior, os modelos VAR e VEC têm sido largamente utilizados nas análises que envolvem as relações entre a política monetária e o mercado acionário. Contudo, nesta pesquisa, optou-se pelo uso de modelos do tipo ARDL, conforme proposto por Pesaran e Shin (1998), pela sua capacidade de: a) possibilitar que as variáveis apresentem ordem de integração $I(0)$ (estacionárias) ou $I(1)$ (estacionárias na primeira diferença);¹⁴ b) evitar problemas causados pela endogeneidade (se as defasagens forem corretamente especificadas, os resíduos ficarão livres de correlação serial e, portanto, de endogeneidade); c) produzir resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os obtidos via procedimento de cointegração de Johansen (1988), para modelos do tipo VAR (NAYARAN, 2004; RAMOS FILHO e FERREIRA, 2016).

O primeiro passo da abordagem ARDL consiste em verificar se as variáveis são estacionárias (não possuem raiz unitária) em nível - $I(0)$ - e/ou em diferença - $I(1)$. Dentre os testes existentes, Elliot, Rothemberg e Stock (1996) argumentam que os testes de Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS) e o Ng-Perron são mais eficientes e consistentes que o de Dickey-Fuller aumentado (DFA) e Philips-Perron por serem menos suscetíveis ao tamanho da amostra, principalmente quando há termos determinísticos envolvidos na regressão auxiliar, além de não requerer a imposição de hipóteses restritivas sobre a distribuição dos erros estocásticos. Logo, Ambos os testes empregam a hipótese nula (H_0) de que a série apresenta raiz unitária (não estacionária). Com base nos argumentos expostos, optou-se pelo uso do teste DF-GLS nesta pesquisa.

Caso as séries sejam estacionárias, procede-se com a estimação do modelo ARDL, apresentado na Equação 1, por MQO. Note que diversas regressões podem ser realizadas a fim de definir as defasagens ótimas das variáveis explicativas. Para tanto, considera-se algum critério de informação, como os propostos por Akaike - AIC, Schwarz - SC, Hannan-Quinn- HQC ou o próprio R^2 ajustado (menos usual). Uma vez

¹⁴ O método de cointegração de Engle e Granger (1987), por exemplo, só permite integração se as variáveis possuírem a mesma ordem.

definida a defasagem ótima do modelo ARDL, é importante assegurar-se de que os resíduos da regressão resultante são normais, homocedásticos e não apresentam correlação serial (GREENE, 2008).¹⁵

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X_{j,t-i} \beta_{j,i} + u_t \quad (1)$$

A Equação 1, para um modelo ARDL típico, revela que a variável dependente (y_t) é explicada por suas próprias defasagens (y_{t-i} , com $i = 1, \dots, p$) e por k variáveis explicativas (matriz X), que podem ser defasadas ou não ($X_{j,t-i}$, sendo $i = 0, \dots, q_j$ defasagens, com $j = 1, \dots, k$ variáveis). Os termos α e u_t representam a constante e o termo de erro, respectivamente. γ_i e $\beta_{j,i}$ são coeficientes de impacto que acompanham as defasagens da variável dependente (y_{t-i}) e as demais variáveis explicativas ($X_{j,t-i}$), respectivamente. Geralmente, usa-se a notação ARDL (p, q_1, \dots, q_k), onde p, q_1 e q_k revelam as defasagens máximas da variável dependente (y) e de cada variável explicativa ($X_{j=1 \dots k}$), respectivamente.

Como o modelo ARDL (Equação 1) capta a relação intertemporal entre a variável dependente e as explicativas, é possível mensurar o impacto de longo e de curto prazo associado a cada variável explicativa. Para tanto, é necessário que: a) os resíduos da Equação 1 sejam bem-comportados; b) o modelo estimado seja cointegrado (ou seja, exista uma relação de longo prazo entre as variáveis).

No que se refere à cointegração, Pesaran, Shin e Smith - PSS (2001) desenvolveram um teste de fronteira, baseado na estatística F, onde os valores críticos superiores e inferiores permitem verificar a hipótese de cointegração entre as variáveis I(0) e/ou I(1). Assim, se a estatística F do teste for maior que o valor crítico superior assume-se que há cointegração (rejeita-se a hipótese nula, H_0), caso contrário, se a estatística F for menor que o valor crítico inferior, não há cointegração (não se rejeita H_0). Por fim, se a estatística estiver no intervalo entre o valor crítico inferior e superior, o teste é inconclusivo.

¹⁵ A hipótese nula de homocedasticidade (H_0) foi verificada com base no teste BPG, de Breusch-Pagan (1979) e Godfrey (1978a). Já a ausência de autocorrelação serial (H_0) baseou-se no teste BG de Breusch (1979) e Godfrey (1978b) que, ao contrário da estatística de Durbin-Watson (válida apenas para a primeira ordem), permite analisar a autocorrelação serial de ordens superiores. Por fim, utilizou-se o teste de Jarque-Bera (1980) para averiguar a hipótese nula (H_0) de que os resíduos apresentam distribuição normal. Todos os testes mencionados estão disponíveis no pacote estatístico EVIEWS 9.

Formalmente, o teste PPS (2001) consiste em estimar a equação 2, com variáveis em nível e diferença (Δ), e verificar a hipótese nula, $H_0: \rho = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$ (*i.e.*: ausência de cointegração) (GREENE, 2008):

$$\Delta y_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1}' \delta_j + \epsilon_t \quad (2)$$

Onde: ρ e δ_j são coeficientes que medem o impacto de longo prazo associado à variável dependente defasada (y_{t-1}) e às variáveis explicativas defasadas ($X_{j,t-1}$), ambas em nível. Logo, se $\rho = \delta_j = 0$, não haverá relação de longo prazo (não existe cointegração).

Se a hipótese nula for rejeitada (*i.e.*: existe cointegração), os resultados obtidos via ARDL (Equação 1) podem ser usados no cálculo dos coeficientes de longo prazo associados as j variáveis explicativas (θ_j) (GREENE, 2008). Para tanto, basta efetuar o seguinte cálculo:

$$\theta_j = (\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}) / (1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i) \quad (3)$$

Logo, o impacto de longo prazo de uma variável j qualquer (θ_j) é o somatório dos impactos intertemporais da própria variável j ($\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}$) ponderado pelo efeito multiplicador das defasagens da variável dependente ($1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i$), ambos estimados na Equação 1.

Por fim, ao tomar as variáveis da Equação 1 em diferenças (Δ) e filtrar os efeitos de longo prazo (usa-se os θ_j obtidos na Equação 3), por meio da inclusão de um Vetor de Correção de Erros – *VCE*, é possível mesurar não apenas os efeitos de curto prazo das variáveis explicativas ($\beta_{j,i}^*$) e das defasagens da variável dependente (γ_i^*), mas também a velocidade de ajustamento do modelo (ϕ), que, por sua vez, permite averiguar o tempo médio necessário para que a variável dependente (y_t) convirja para o seu equilíbrio de longo prazo após um choque exógeno qualquer, ocorrido no curto prazo. Formalmente:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* - \phi VCE_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Onde: } VCE_t = y_t - \alpha - \sum_{j=0}^k X_{j,t}' \theta_j; \quad \gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \gamma_m; \quad \beta_{j,i}^* = \sum_{m=i+1}^{q_j} \beta_{j,m}.$$

Como a proposta desta pesquisa consistiu em testar, via modelo ARDL, como o preço das ações no mercado brasileiro é afetado pela política monetária (*i.e.*: juros), optou-se pelo uso do modelo proposto por Asako e Liu (2013), voltado para análises do comportamento do mercado de ações, com a inclusão da taxa de juros internacional americana (SILVA, BERTELLA E PEREIRA, 2014)¹⁶, apresentado na Equação 5.

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 y_t + \beta_3 e_t + \beta_4 r_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde: p_t é o índice de ações no mercado brasileiro (IBOVESPA), r_t é a taxa de juros interna (Taxa over/Selic) y_t é o produto interno bruto (PIB), e_t é a taxa de câmbio real (R\$/US\$), r_t^* é a taxa de juros externa (preço dos títulos públicos dos EUA) e ε_t é o resíduo da equação. Os subscritos t representam as defasagens consideradas.

Portanto, é possível mostrar que o modelo ARDL estimado nesta pesquisa (Equação 1), considerou $y_t = p_t$ e X_j como a matriz que contém as $j = 1, \dots, 5$ variáveis explicativas expostas na Equação 5 (inclusive a constante). Além disso, testou-se modelos ARDL com o limite máximo de defasagens permitido pelo software EVIEWS 9, ou seja, $i = 1, \dots, 12$, o que resultou em 342.732 estimações.

4.2 Base de Dados

A base de dados utilizada nesta pesquisa contou com informações mensais, referentes ao período de janeiro de 2003 a junho de 2018, o que representa um total de

¹⁶ Santos (2009) argumenta que, nas últimas décadas, observou-se o avanço da globalização, o qual possibilitou uma maior interdependência entre os mercados de capitais do mundo. Assim, torna-se importante verificar se o cenário externo exerce alguma influência no mercado acionário brasileiro.

186 observações. Todas as variáveis utilizadas foram tomadas em logaritmo (Ln)¹⁷ e suas respectivas descrições, fontes são apresentas a seguir:

Ln (p): refere-se ao índice de ações no mercado brasileiro – IBOVESPA (fechamento). Este índice considera apenas as ações de empresas com maior liquidez e volume financeiro negociado na Bolsa de Valores brasileira.¹⁸ Estas informações são oriundas da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros - BM&FBovespa e estão disponíveis no IPEADATA (2019).

Ln (r): representa a taxa de juros ex-post Overnight / Selic do Brasil. Trata-se da média dos juros que o Governo paga pelos empréstimos efetuados em bancos comerciais. Estes dados são provenientes dos boletins do Banco Central do Brasil – BACEN, seção “mercado financeiro e de capitais” (BACEN/BOLETIM/M. FINAN.) e foram compilados pelo IPEADATA (2019).

Acredita-se que a taxa de juros (r) possa apresentar tanto uma relação negativa (mais usual) quanto positiva (incomum) com o índice de ações (p). Por um lado, taxas de juros mais baixas tendem a estimular o investimento, afetando positivamente o fluxo de caixa das empresas e os dividendos futuros¹⁹ e reduzindo a taxa de desconto²⁰ no mercado de ações. Logo, haveria uma relação negativa entre r e p (CHEN; ROLL; ROSS, 1986; CHEN, 2009; THORBECKE, 1997; IOANNIDIS E KONTONIKAS, 1996; GRÔPPO, 2005). Contudo, alguns autores têm observado uma relação positiva entre ambas as variáveis (LOAPODIS, 2013; PATELIS, 1997; MACHADO, GARTENR; MACHADO, 2017). Na realidade, uma elevação da taxa de juros pode ser entendida, pelo mercado financeiro, como uma estratégia de combate à inflação e, portanto, de redução da incerteza. Como a redução da inflação e da incerteza tendem a gerar maior estabilidade econômica, é possível que um aumento do juro cause impactos positivos no mercado de ações. Além disso, uma diminuição da taxa de juros poderia

¹⁷ Empregou-se uma especificação do tipo log-log (onde log é o logaritmo natural) que, segundo Wooldridge (2010, p.41-44) permite acomodar alguns tipos de relação não linear entre a variável dependente (y) e as explicativas (x). Além disso, os coeficientes obtidos desta forma são as elasticidades de y em relação à x . Portanto, tal especificação elimina o efeito associado à escala das variáveis (*e.g.*: distância em metros versus quilômetros).

¹⁸ Apenas as ações que estiveram presentes em, pelo menos, 95% dos pregões do último ano e com volume financeiro de, pelo menos, 0,1% do total negociado no período são incluídas no índice IBOVESPA. Para definir o peso de cada empresa, considera-se o “*free float*” (ativos que estão em circulação no mercado), ou seja, quanto maior o valor de mercado de uma empresa, maior sua participação no índice. Por fim, a cada quatro meses, os critérios de inclusão/exclusão de empresas e suas respectivas ponderações são revistas. (B₃, 2019).

¹⁹ Parcela dos lucros disponibilizada aos acionistas, após descontar o imposto de renda e a contribuição social (IPEA, 2019).

²⁰ Taxa utilizada no cálculo do valor presente de um fluxo de caixa. Corresponde ao custo de oportunidade do empreendedor frente ao risco do investimento. (IBAPE, 2019).

reduzir o retorno dos dividendos, pagos aos acionistas, de forma mais intensa que uma possível valorização no preço das ações. O fato é que a diminuição dos juros pode estimular as empresas a tomarem empréstimos para realizar investimentos (aumentando o passivo). Como tal medida requer maior nível de desembolso, para pagamento de juros e amortizações no futuro, menores tendem a ser os dividendos pagos aos acionistas. (DENIS; STEPANYAN, 2009). Logo, com *um dividend yield*²¹ menor, as ações poderiam sofrer perdas no preço de suas ações.

Ln (y): representa o Produto Interno Bruto (em milhões de Reais – R\$), estimado pelo Banco Central do Brasil (BACEN/BOLETIM/ATIV. EC.) e compilado pelo IPEADATA, (2019).

Espera-se uma relação positiva entre o PIB (y) e o índice de ações (p), pois o crescimento econômico tende a estimular tanto o consumo quanto o investimento, aumentando os lucros das firmas, a distribuição de dividendos e o preço das ações (GESKE; ROLL, 1983; NUNES; COSTA; SEABRA, 2003). (GESKE; ROLL, 1983; NUNES; COSTA; SEABRA, 2003).

Ln (e): é a taxa de câmbio real efetiva entre a moeda do Brasil, Real – R\$, e a dos EUA, Dólar – US\$ (cotação ao incerto: R\$/US\$). Dados provenientes do *Bank for International Settlements - BIS* e disponibilizados pelo *Federal Reserve Economic Data -FRED* (2019).

Acredita-se que a taxa de câmbio (e) possa apresentar tanto uma relação positiva quanto negativa com o índice de ações (p). Por um lado, a depreciação da moeda local pode gerar inflação e aumento da incerteza, impactando de forma negativa o mercado acionário (DORNBUSCH; FISHER, 1980). Alternativamente, a mesma depreciação cambial poderia estimular a demanda interna e aumentar as exportações de empresas nacionais, proporcionando maiores lucros às empresas e impactando de forma positiva no mercado de ações (MAYSAMIE; KOH, 2000; NUNES, COSTA; MEURER, 2005).

Ln (r*): representa a taxa de juros *overnight* pago aos títulos públicos dos EUA. Dados oriundos da seção dinheiro, Banco & Finanças do *Board of Governors of the Federal Reserve System* (US), disponibilizados pelo FRED (2019).

Espera-se uma relação negativa entre a taxa de juros americana (r*) e o índice de ações (p). O fato é que o aumento do juros dos EUA (*ceteris paribus*) faz com que parte do capital especulativo (de indivíduos que buscam maximizar a relação

²¹ Mede a rentabilidade dos dividendos distribuídos aos acionistas. Formalmente, trata-se do dividendo pago por ação dividido pela cotação atual da respectiva ação. (Bueno, 2002).

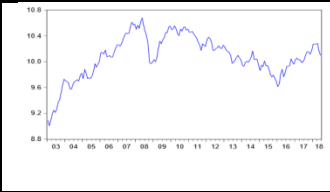
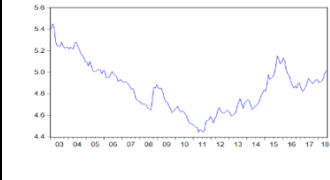
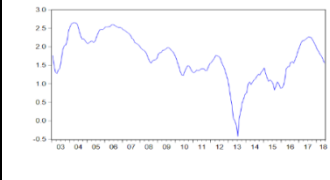
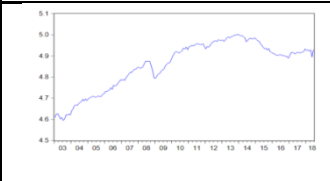
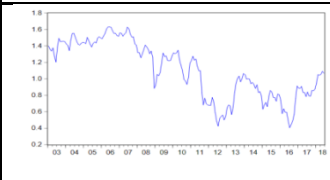
juros/risco) migre para os EUA, em detrimento do Brasil, podendo causar reflexos negativos na bolsa de valores nacional (CINTRA, 2000; SILVA, BERTELLA; PEREIRA, 2014).

O quadro 2 apresenta um resumo das variáveis utilizadas nesta pesquisa. Em geral, observa-se que os valores associados ao preço das ações (p), taxa de câmbio (e) e PIB (y) estão bem distribuídos em torno da média, conforme indicado pelo baixo coeficiente de variação. Em outras palavras, pode-se dizer que são séries homogêneas, com baixa dispersão em torno da média. De janeiro de 2003 meados de 2008, observa-se um crescimento acentuado no mercado de ações (com pico de 10,68, em maio de 2008) seguido de uma queda das cotações, após a crise do *subprime*,²² que reduziu o preço das ações, em novembro de 2008, à valores semelhantes aos negociados no final de 2005.

Embora o PIB tenha apresentado uma tendência de crescimento no período analisado, ele também foi afetado pela crise do *subprime*, principalmente nos meses finais de 2008 e iniciais de 2009. Apesar da retomada do crescimento, ainda em 2009, e do pico em dezembro de 2013 (5,00), a economia se mostra estagnada desde o início de 2014. No período avaliado, notou-se que o Real (R\$) se valorizou frente ao Dólar (US\$) até julho de 2011 (período de maior valorização da moeda nacional). Logo após este período, o Real passou a se desvalorizar e tal tendência permaneceu, com algumas oscilações, até o final da série. As taxas de juros brasileira e americana apresentaram os maiores coeficientes de variação (35,88% e 30,9%, respectivamente). Portanto, são as variáveis que mais oscilaram no período, o que pode ser notado pela discrepância entre os valores máximos e mínimos da taxa de juros brasileira (2,65 e -0,42) e americana (1,63 e 0,4) (QUADRO 2)

²² Embora tenha se iniciado em julho de 2007, os primeiros impactos desta crise foram sentidos apenas em 2008.

Quadro 2. Descrição das variáveis.

Nome (sigla)	Estatísticas	Sinal Esperado (Fonte)	Gráfico
Índice de Mercado de ações (p)	Média: 10,08 Desvio Padrão: 0,33 Mínimo: 9,01 Máximo: 10,68 Coef. Var.: 3,27%	Não se aplica à variável dependente (IPEADATA, 2019)	
Taxa de câmbio real efetiva (e)	Média: 4,86 Desvio Padrão: 0,23 Mínimo: 4,45 Máximo: 5,45 Coef. Var.: 4,73%	Positivo (FRED, 2019)	
Taxa de Juros expost Overnight do Brasil - Selic (r)	Média: 1,70 Desvio Padrão: 0,61 Mínimo: -0,42 Máximo: 2,65 Coef. Var.: 35,88%	Negativo (IPEADATA, 2019)	
Produto Interno Bruto - PIB (y)	Média: 4,90 Desvio Padrão: 0,11 Mínimo: 4,60 Máximo: 5,00 Coef. Var.: 2,24%	Positivo (IPEADATA, 2019)	
Preço dos títulos públicos dos EUA (r*)	Média: 1,1 Desvio Padrão: 0,34 Mínimo: 0,40 Máximo: 1,63 Coef. Var.: 30,9%.	Negativo (FRED, 2019).	

Notas: a) $Coef. Var = coeficiente\ de\ variac\tilde{a}o = [(Desvio\ Padr\tilde{a}o / M\acute{e}dia) * 100]$.

b) Estatísticas baseadas nas variáveis tomadas em logaritmo.

Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do trabalho.

5 RESULTADOS

Conforme mencionado na metodologia deste trabalho, o primeiro passo na estimação de um modelo ARDL consiste em verificar a estacionariedade das séries utilizadas. Os resultados do teste de Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS), apresentado na Tabela 1, indicaram a ausência de raiz unitária (as séries têm médias e variância constante ao longo do tempo) associada às variáveis selecionadas nesta pesquisa. Em outras palavras, todas se mostraram integradas de ordem zero ou um $I(0)$ ou $I(1)$, o que é desejável ao método proposto.

Tabela 1. Testes de Raiz Unitária

Teste de Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS)		
Variável	Especificação do Teste	Tipo de Integração
<i>p</i>	Intercepto + Tendência	I_1^{***}
<i>e</i>	Intercepto + Tendência	I_1^*
<i>r</i>	Intercepto + Tendência	I_1^*
<i>y</i>	Intercepto + Tendência	I_1^{***}
<i>r</i> *	Intercepto + Tendência	I_0^{***}

Fonte: Elaboração própria do autor com base nos resultados do software EVIEWS 9.

Nota: ***, ** e * Revelam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Uma vez atendido o critério de estacionariedade (TABELA 1), o próximo passo consistiu em definir a defasagem ótima das variáveis. Logo, valendo-se da defasagem máxima permitida no *software* EVIEWS 9 (*i.e.*: 12), foram estimados 342.732 modelos diferentes e optou-se pela especificação ARDL (1,2,0,1,0), apresentado na Tabela 2, seção *a*. O modelo mencionado obteve o melhor critério AIC e HQC e o segundo melhor SC.²³ No que se refere à qualidade de ajustamento, os elevados valores associados ao R^2 (0.972) e ao R^2 ajustado (0.970) indicam que os regressores incluídos explicam cerca de 97% da variância associada à variável dependente (*p*). Além disso, considerando um nível de significância de 10%, pode-se inferir que esta especificação apresentou erros normais (*Prob. Teste JB* = 0.95), homocedásticos (*Prob. Teste BPG* = 0.12) e sem autocorrelação serial (*Prob. Teste BG* = 0.51). Sendo assim, os resíduos não irão prejudicar o resultado do teste de Fronteira proposto por PPS (2001), apresentados na Tabela 2, seção *d*.

Ainda na Tabela 2, seção *d*, o teste de fronteira de PSS (2001), indicou que a especificação ARDL (1,2,0,1,0) apresenta cointegração, a 10% de significância (Teste F

²³ A melhor especificação SC não apresentou cointegração (vide Tabela 2).

= 3.81). Logo, existe uma relação de longo prazo entre as variáveis que pode ser mensurada com base nos coeficientes obtidos no modelo ARDL especificado.²⁴

Tabela 2. Melhor Modelo ARDL Estimado

	Defasagem máxima considerada: 12	Estimações efetuadas: 342.732	Modelo ARDL (1,2,0,1,0):
	Variável (Defasagem)	SIGLA (Defasagem)	Coefficientes
a.	Índice de ações IBOVESPA (-1)	p (-1)	0,894***
	Taxa de Juros interna (0)	r (0)	0,141***
	Taxa de Juros interna (-1)	r (-1)	-0,214**
	Taxa de Juros interna (-2)	r (-2)	0,112**
	Produto Interno Bruto (0)	y (0)	0,089 ^{NS}
	Taxa de Câmbio (0)	e (0)	-0,970***
	Taxa de Câmbio (-1)	e (-1)	0,873***
	Taxa de Juros Externa (0)	r^* (0)	0,002 ^{NS}
	Constante	CTE	1,045*
Estimativas de Longo Prazo			
b.	Taxa de Juros interna	r	0,363***
	Produto Interno Bruto	y	0,838 ^{NS}
	Taxa de Câmbio	e	-0,913***
	Taxa de Juros Externa	r^*	0,020 ^{NS}
	Constante	CTE	9,836*
Estimativas de Curto Prazo			
c.	Dif. Taxa de Juros interna (0)	$D(r)$	0,141***
	Dif. Taxa de Juros interna (-1)	$D(r$ (-1))	-0,112**
	Dif. Produto Interno Bruto (0)	$D(y)$	0,089 ^{NS}
	Dif. Taxa de Câmbio (0)	$D(e)$	-0,970***
	Dif. Taxa de Juros Externa (0)	$D(r^*)$	0,002 ^{NS}
	Vetor de Correção de Erro (-1)	$VCE(-1)$	-0,106***
Estatísticas de Qualidade do Modelo			
d.	R^2		0,972
	R^2 ajustado		0,970
	CrITÉrio de Akaike -AIC		-2,954
	CrITÉrio de Schwarz – SC		-2,796
	CrITÉrio Hannan-Quinn – HQ		-2,890
	Teste BG - estat. F (Prob.) - H_0 : ausência de Autocorrelação		0,939 (0,51)
	Teste BPG - estat. F (Prob.) - H_0 : Homocedasticidade		1,623 (0,12)
	Teste JB - estat. χ^2 (Prob.) - H_0 : Normalidade dos resÍduos		0,106 (0,95)
	Teste F de Pesaran, Shin e Smith – PSS (2001) – H_0 : Existe Cointegração		3,81*

Notas: (a) ***, ** e * revelam nÍveis de significÁncia de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(b) ARDL (1,2,0,1,0) obteve o melhor AIC e HQ e o 2º melhor SC dentre todas as estimativas.

(c) Os melhores modelos ARDL selecionados via SC (ARDL: 1,0,0,1,0) e R^2 ajustado (ARDL: 4,5,3,7,11), nÁo apresentaram cointegração (Estatísticas F de 3,44 e 3,33, respectivamente).

(d) $VCE_t = [p_t - (9,836 + 0,363r_t + 0,838y_t - 0,913e_t + 0,020r_t^*)]$ (vide EquaçÁo. 4).

Fonte: ElaboraçÁo prÓpria com base nos resultados obtidos via softwares EVIEWS 9.

Como há cointegração, é possível inferir que um crescimento de 10% na taxa de juros (e.g.: $r_t = 10\%$ e $r_{t+1} = 11\%$) causará um aumento de, aproximadamente, 3,63% no mercado de ações no longo prazo. Tal resultado é condizente com o encontrado por

²⁴ Conforme apresentado na EquaçÁo 3, o impacto de longo prazo (θ_j) da taxa de juros interna (r), por exemplo, sobre o mercado de ações (p), considerando 6 casas decimais, será: $\theta_{j=r} = (0,140672 - 0,214233 + 0,112116)/(1 - 0,893725) = 0,362785$.

Loapodis (2013), Patelis (1997) e Machado, Gartner e Machado (2017). No caso da taxa de câmbio, uma desvalorização de 10% do Real (R\$) frente ao Dólar (US\$) faria o mercado de ações cair, cerca de 9,13% no longo prazo, o que se mostra coerente com o efeito proposto por Dornbusch e Fisher (1980). Os impactos de longo prazo, associados ao PIB brasileiro (y) e aos Juros Internacional (r^*), embora tenham sido positivos, não foram significativos (TABELA 2, seção *b*).

No que se refere ao curto prazo, apresentado na Tabela 2, seção *c*, nota-se que uma elevação de 10% na taxa de juros interna (r) causaria um impacto imediato (no mesmo mês em que é implementado) positivo de, aproximadamente, 1,41%, no mercado de ações (p). No período seguinte, o impacto da política monetária (adotada previamente no mês anterior) faria mercado de ações perder cerca de 1,12% do seu valor de mercado. No caso da taxa de câmbio (e), uma desvalorização de 10% na moeda nacional causaria uma piora imediata (no mesmo mês) sobre o mercado de ações de, aproximadamente, 9,7%. Apesar do PIB (y) e da taxa de juros dos EUA (r^*) apresentaram uma relação contemporânea positiva com o mercado de ações (p), ambas foram não significativas.

O coeficiente negativo e significativo associado ao vetor de correção de erros - VCE (ϕ , Equação 4) reforça a cointegração obtida no teste F de PSS (2001) e indica que um choque exógeno qualquer, ocorrido no curto prazo, tende a convergir para o equilíbrio de longo prazo a uma velocidade de 10,6% ao mês. Em outras palavras, o efeito inicial de uma política monetária sobre o mercado de ações tenderia a se estabilizar em, $1/0,106=9,43$ meses ou 283 dias (TABELA 2, seção *c*).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve por objetivo analisar a influência da política monetária no mercado de ações brasileiro entre janeiro de 2003 a junho de 2018. Para tanto, foram considerados dados sobre o preço das ações (IBOVESPA), taxa de juros interna (SELIC) e externa (juros EUA), produto interno bruto brasileiro (PIB) e taxa de câmbio (R\$/US\$) entre janeiro de 2003 e junho de 2018. Apesar da relevância do tema, foram encontrados poucos trabalhos com a mesma finalidade e apenas um (LIMA JÚNIOR ET AL. 2016) que utilizou a mesma metodologia proposta nesta pesquisa.

A revisão dos trabalhos desta área indica que não há um consenso sobre a relação entre a política monetária e o mercado de ações. Enquanto alguns defendem que o juro elevado tende a reduzir a lucratividade das empresas e favorecer a compra de títulos públicos, causando efeito negativo sobre o mercado de ações (CHEN; ROLL; ROSS, 1986; CHEN, 2009; THORBECKE, 1997; IOANNIDIS E KONTONIKAS, 1996; GRÔPPO, 2005), outros argumentam que juros mais altos poderiam inibir a inflação, a incerteza e, até mesmo, estimular os dividendos pagos aos acionistas, causando efeitos positivos sobre o mercado de ações. No Brasil, os dados utilizados indicam que o Índice Ibovespa e a taxa de juros caminharam juntos durante o período analisado, ambos apresentando tendência de crescimento, entre janeiro de 2003 e abril de 2007, diminuição, entre maio de 2007 e dezembro de 2015, e retomada de crescimento, entre janeiro de 2016 e junho de 2018 (FIGURA 1).

As estimativas realizadas consideraram modelos do tipo ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*), proposto por Pesaran e Shin (1998), que permitem que as variáveis apresentem ordem de integração $I(0)$ (estacionárias) ou $I(1)$ (estacionárias na primeira diferença), evitam problemas nos resíduos causados pela endogeneidade e produzem resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os obtidos em modelos do tipo VAR (NAYARAN, 2004; RAMOS FILHO e FERREIRA, 2016).

Após selecionar o melhor modelo, dentre 342.732 estimações, os resultados indicaram que há uma relação de curto e de longo prazo entre as variáveis (*i.e.*: há cointegração). De modo geral, notou-se que um crescimento de 10% na taxa de juros interna aumentaria o preço das ações em 1,41%, no mesmo mês em que o juro é alterado. No mês seguinte, as ações perderiam cerca de 1,12% do seu valor de mercado. No longo prazo, tal medida aumentaria o preço das ações em 3,63%. Já uma

desvalorização de 10% do Real (R\$) frente ao Dólar (US\$) causaria uma piora de 9,7% (mesmo mês) sobre o mercado de ações, no curto prazo, e de 9,13%, no longo prazo. Os impactos de curto e longo prazo, associados ao PIB brasileiro e aos Juros Internacional, embora positivos, não foram significativos. Por fim, verificou-se que qualquer choque exógeno de curto prazo converge para o equilíbrio de longo prazo a uma velocidade de 10,6% ao mês. Portanto, o efeito inicial de uma política monetária, sobre o mercado de ações, tenderia a se estabilizar em, aproximadamente, $1/0,106 = 9,43$ meses ou 283 dias.

Tais resultados sugerem que existe uma relação positiva entre a taxa de juros e o mercado de ações. Logo, é possível que a elevação dos juros seja entendida, pelo mercado financeiro, como uma estratégia de combate à inflação e/ou de redução da incerteza, o que traria maior estabilidade econômica e, possivelmente, causaria impactos positivos no mercado de ações. Além disso, a diminuição da taxa de juros poderia aumentar os desembolsos empresariais com investimentos, o que pode reduzir o montante distribuído aos acionistas na forma de dividendos (*dividend yield*). Neste caso, se a redução nos dividendos for mais intensa que a expectativa de valorização oriunda do investimento, é possível que os preços das ações caiam. (DENIS; STEPANYAN, 2009). No que se refere ao câmbio, à desvalorização do Real (R\$) frente ao Dólar (US\$) tende a causar prejuízos no mercado de ações. É possível que o mercado de ações brasileiro esteja associando a depreciação da moeda nacional com o retorno da inflação e o aumento da incerteza, conforme sugerido por Dornbusch e Fisher (1980). Isto explicaria os resultados obtidos.

Como proposta de trabalho futuro, sugere-se: a) ampliar a amostra e/ou considerar períodos distintos do utilizado nesta pesquisa a fim de assegurar a robustez dos coeficientes estimados; b) incluir novas variáveis explicativas, como a taxa de juros e o câmbio de outros países que tenham relações significativas com o Brasil, no intuito de verificar se os coeficientes se mantêm; c) comparar os resultados obtidos via ARDL com outras técnicas de estimação, como o VAR e o VEC.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AJAYI, R. A. FRIEDMAN, J. MEDHIAN, S. M. On the relationship between stock returns and Exchange rates: teste of Granger causality. *Global Finance Journal*, v. 2, n. 9, p. 241-251. 1998.

Araújo, E; Bastos, F. A. S. Relações entre Retornos Acionários, Juros, Atividade Econômica e Inflação: Evidências Para a América Latina. *BBR - Brazilian Business Review*, v. 5, n. 1, p. 51–73. 2008.

ARY RAMOS, Silva Júnior. Governo Lula: Algumas Considerações Sobre Um Período Importante Da Sociedade Brasileira. *Revista do Agronegócio – Reagro, Jales*, v. 3, n. 1, p. 13-31, jan./jun. 2013.

ASAKO, K. LIU, Z. A Stastical model of especulative bubbles, witch applications to the stock markets of The United States, Japan and China. *Journal of Banking e Finance*, vol. 37, n.7, p. 2639-2651.2013.

BACEN - **Banco Central Do Brasil**. Boletim BC. Disponível: <<https://www.bcb.gov.br/?BOLETIMANO>>. Acesso em: 05 out. 2018.

BACEN – **Banco Centro do Brasil**. Mecanismos de Transmissão da Política Monetária. Disponível: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>>. Aceso em 10 maio 2019.

BARROS, et. al. Endogeneity in corporate finance empirical research. *Social Science Research Network, Working Paper*, 2010. Disponível :< <http://ssrn.com/abstract=1593187>>. Acesso em: 17 mar. 2019.

BARSKY, R. Why Don't the Prices of stocks and Bounds Move Together? *American Economic Review*, v.179, p. 1132-1145. 1989.

BERNANKE, B. S. The Recent Financial Turmoil and its Economic and Policy Consequences. In: *Economic Club of New York, New York*. 2007. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20071015a.htm>

BIS - **Bank for International Settlements**. Disponível em: <https://www.bis.org/> Acesso em: 23 de maio de 2019.

BOVESPA - **Bolsa de Valores de São Paulo**. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm>. Acesso em: 23 abril de 2019.

B₃ – **Brasil, Bolsa e Balcão**. Disponível em: http://www.b3.com.br/pt_br/. Acesso em: 03 de maio. 2019.

BUENO, A. F. Os dividendos como estratégias de investimentos em ações. *Revista de Contabilidade & Finanças, São Paulo*, v. 13, n. 28, p. 39-55, 2002.

BREUSCH, T. S.; A. R. PAGAN. A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 48, 1287–1294. 1979.

BREUSCH, T. S. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17, 334-355. 1979.

CARVALHO, F.C. et al. Mercado de ações. In: CARNEIRO, R.; CARVALHO, F.C. (Orgs.). Perspectivas da indústria financeira brasileira e o papel dos bancos públicos. Rio de Janeiro, RJ: BNDES, 2009.

CINTRA, M. A. M. A dinâmica dos mercados financeiros globais e as contradições da política monetária americana face à globalização financeira. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 21, n.2, p. 183-201, 2000.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic Forces and the stock market. *The Journal of Business*, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.

CHEN, S. Predicting the Bear Stock Market: Macroeconomic variables as leading indicators. *Journal of Banking and Finance*, v.33, n.2, p. 211–223. 2009.

CHUNG, S. K; SHIN, T. S. Co integration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns, *J. Global Finance*, v.10, p.71-81, 1999.

DENIS, D.; STEPANYAN, G. Factors Influencing Dividends. In: BAKER, H. K.; KOLB, R. W. Dividends and dividends policy. Hoboken: J. Wiley, 2009. Cap. 4, p. 55-69.

DORNBUSH, R. FISHER, S. Exchange rates and current account. *American economic review*, v.70, n.5, p. 960-971, 1980.

ELLIOTT, G; ROTHENBERG, T. J; Stock, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813–836. 1996.

ENGLE, R.F; GRANGER, C. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276. 1987.

FAMA, E. F. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *American Economy Review*, vol.71, n. 4, p. 545-565. 1981.

FERREIRA, Alexandre B. & JAYME JÚNIOR, Frederico G. (2005) "Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil", *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2005.

FRED - **Federal Reserve Economic Data of St. Louis Fed**. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/>. Acesso em: 23 de maio de 2019.

FRIEDMAN, M. Money and Stock Market. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 2, p. 221-245. 1988.

FRIDMAN, M; SCHWARTS, A. J. A monetary history of the United States, 1867-1960. 9° ed, United States: Princeton: Princeton University Press. 888p. 1971.

GALÌ, J; GAMBETTI, L. The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics* 2015, v.7, n,1, p. 233–257.2015.

GESKE, R. ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of finance*, 38(1), p. 1-33, 1983.

GODFREY, L. G. Testing for Multiplicative Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 8, 227–236. 1978 (a).

GODFREY, L. G. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46, 1293-1302. 1978 (b)

GONÇALVES, JR. W; EID, JR, W. Surpresas com relação à política monetária e o mercado de capitais: evidências do caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v.31, n. 3, p. 435-454. 2011.

GRAHAM, J. R; HARVEY, C. R. The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, vol. 60, p. 187-243. 2001.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, v. 37, n, p. 424-438. 1969.

GREENE, WILLIAM H. *Econometric Analysis*, 6th Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall. 2008.

GRÔPPO, G. S. Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA. Dissertação de mestrado; USP-ESALQ, 2004.

GRÔPPO, G. S. Relações dinâmicas entre um conjunto selecionado de variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. *Revista de Economia e Administração*, v. 4, n. 4, p. 445-464. 2005.

GUJARATI, D; PORTER, D. *Econometria Básica*, 5ª ed. Porto Alegre: Editora AMGH, 2011.

HERVE, D. B. G. H; CHANMALAI, B; SHEN, Y. The Study of Causal Relationship between Stock Market Indices and Macroeconomic Variables in Cote d'Ivoire: Evidence from Error Correction Models and Granger Causality Test. *International Journal of Business and Management*, v. 6, n. 12, p. 146-69. 2011.

IBAPE – **Instituto Brasileiro de Avaliações e Perícias de Engenharia**. Disponível em: <http://ibape-nacional.com.br/site/>. Acesso em: 03 de junho de 2019.

IPEA – **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/>. Acesso em: 03 de junho de 2019.

IPEADATA - **Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 23 de maio de 2019.

IOANNIDIS, C; KONTONIKAS, A. Monetary Policy and the Stock Market: Some International Evidence. *University of Glasgow Working Papers*, n. 12, 25p. 2006.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Econ Lett* 6(3):255-259. 1980.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, n.2, p. 231-254. 1988.

LIMA JUNIOR, L. A. A política monetária não convencional: o quantitative easing (QE) nos EUA, Reino Unido e Japão e o involuntary easing (IE) no Brasil. Tese (Tese em ciências econômicas). UFJF. Juiz de Fora. 2016.

- LIMA, LUIZ; VASCONCELOS, CLAUDIO FOFFANO; SIMÃO, JOSE; DE MENDONÇA, HELDER FERREIRA. The quantitative easing effect on the stock market of the USA, the UK and Japan. *Journal of Economic Studies (Bradford)*, v. 43, p. 1006-1021, 2016.
- LOAPODIS, N. Monetary policy and stock Market dynamics across monetary regimes. *Journal of International Money and Finance*, v. 23, n. 1, p. 381-406. 2013.
- LUCAS, R. E. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, Chicago, v. 46, n. 6, p. 1429-1445, 1978.
- MACHADO, M. R. R; GARTNER, I. R; MACHADO, L. M. Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: Evidências a Partir de um Modelo Markov-Switching. *Revista Brasileira de Finanças (Online)*, Rio de Janeiro, Vol. 15, N.3, Setembro. 2017.
- MANKIWI, G. *Macroeconomia*. 8º. ed. Rio de Janeiro: Editora LTC, 2015.
- MAYSAMI, R. C. KOH, T. S. A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics e Finance*, v. 9, n.1, p. 79-96. 2000.
- MENDONÇA, H.F. “Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro”. *Economia e Sociedade*, v. 16, p. 65-81. 2001.
- Milan, M. & Quadros, B. A política monetária e a crise financeira: podem os Bancos Centrais se antecipar? *Economia e Sociedade*, Campinas, Unicamp, vol. 25 (2), p. 341-372. 2016.
- NARAYAN, P. K. New Zealand’s trade balance: evidence of the J-curve and granger causality. *Applied Economics Letters*, v. 11, n. 6, p. 351-354, 2004.
- NUNES, M. S; COSTA Jr, N; MEURER, R. A relação entre mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 4, p. 585-607. 2005.
- NUNES, M. S. COSTA Jr, N; SEABRA, F. 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, p. 26-42. Jul/set. 2003.
- NUNES, M. S. D.A.S. Política monetária e relação entre PIB real e mercado de ações na economia brasileira. *Indic. Econ. FEE*, Porto Alegre, v. 33, n. 1, p. 215-230, 2005.
- OLIVEIRA, F. N; Costa, A. R. R. Os Impactos das Mudanças Inesperadas da SELIC no Mercado acionário Brasileiro. *Revista Brazilian Business Review*, v. 10, n. 3, p. 54-84. 2013.
- OLIVEIRA, Giuliano C; WOLF, Paulo José W; PALLUDETO, Alex W.A. O Mercado de Ações no Brasil (2003-2015): Evolução. Recente e Medidas Para o Seu Desenvolvimento. *Revista Pesquisa e Debate*, v. 30, n. 2, p. (2018).
- PANDA, Chakradhara. Do Interest Rate Matter for Stock Markets? *Economic and Political Weekly*, vol. 43, n. 17, p. 107-115. 2008.
- PATELIS, A.D. Stock return predictability and the role of monetary policy. *The Journal of Finance* v. 52, n. 4, p. 1951–1972. 1997.

PESARAN, M. H; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis. Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch. 33p. 1998.

PESARAN, M. H; SHIN, Y; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied Econometrics*, v. 16, n. 1, p. 289-326. 2001.

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

RIGOBON, R; SACK, B. Measuring the reaction of monetary policy to the stock Market. Cambridge: NBER-Working Papers n. 8350, 32p. 2001.

SANTOS, Alex Gama Queiroz dos. Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro: uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos. 2009. 87f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009.

SILVA, R; BERTELLA, M; PEREIRA, R. Mercado de ações brasileiro: uma investigação empírica sobre suas relações de longo prazo e de precedência temporal pré-crise 2008. *Revista Nova Economia*, v. 24, n. 2, p. 317-336, 2014.

SILVA, F. M. Análise de cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-graduação em Administração, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 111p. 2011.

THORBECKE, W. On Stock Market Returns and Monetary Policy. *Journal of Finance*, v. 52, n. 2, p. 635-654. 1997.

UDIN, G. S; ALAM, M. The Impacts of Interest Rate on Stock Market: Empirical Evidence from Dhaka Stock Exchange. *South Asian Journal Management Sciences*, vol. 1, n. 2, p. 123-132. 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna. 4ª Ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.