

ANÁLISE SOBRE A RELAÇÃO DO MERCADO ACIONÁRIO COM AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO PERÍODO DE 2004 A 2014 ¹*THE ANALYSIS ABOUT THE RELATION BETWEEN THE STOCK MARKET WITH THE MACROECONOMIC VARIABLE IN THE PERIOD FROM 2004 TO 2014***Luan Vinícius Bernardelli ²**

Mestrando em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM)

luanviniciusbernardelli@gmail.com**Alessandro Garcia Bernardelli**

Mestre em Economia pela UEM

Professor da Faculdade do Norte Pioneiro

alessandroagb@hotmail.com**RESUMO**

Este artigo possui como objetivo principal analisar a influência das variáveis macroeconômicas sobre o mercado acionário. A pesquisa forneceu inicialmente a discussão conceitual demonstrando reação teórica esperada no mercado acionário gerada por oscilações macroeconômicas. Em seguida, com os resultados colhidos de uma análise realizada por meio de um modelo de regressão linear pelos Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), sobre uma base de dados mensal do período de 2004 a 2014, totalizando 132 amostras, tendo como variável dependente, para representar o mercado acionário, o índice Ibovespa. Para exprimir as oscilações macroeconômicas foram selecionadas como variáveis independentes a taxa de câmbio média, a taxa de juros *SELICOVER*, o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) e o Produto Interno Bruto nominal (PIB), todas extraídas do Banco Central do Brasil (BACEN) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Desta forma, constatou-se que foi significativa a participação do mercado acionário na economia, o qual possui grande relevância às empresas que necessitam de recursos para produzirem, assim como aos agentes superavitários que buscam remuneração pelo capital investido. Acrescenta-se, ainda, que os resultados obtidos foram profundamente expressivos, uma vez que não apenas confirmou o posicionamento teórico, como também demonstrou que a influência é extremamente alta, pois o valor encontrado do R^2 induziu que as oscilações das variáveis macroeconômicas explicam 93,10% da oscilação da bolsa de valores. Com isso, não restam dúvidas que os resultados deste estudo são significativos e contribuem para fomentar as discussões sobre a volatilidade do mercado acionário em face da atual crise econômica.

Palavras-chave: Mercado Acionário; Variáveis Macroeconômicas; Volatilidade; Regressão Linear Múltipla.

¹ Artigo recebido em: 12/02/2016. Revisado por pares em: 16/03/2016. Versão final recebida em: 30/03/2016. Recomendado para publicação em: 10/04/2016 por Orleans Silva Martins (Editor Geral). Publicado em: 27/04/2016. Organização responsável pelo periódico: UFPB.

² Endereço: Avenida Cesário Castilho, S/N, Centro, CEP 86.380-000, Andará/PR.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18405/recfin20160101>

ABSTRACT

This article has as main objective to analyze the influence of macroeconomic variables on the stock market. The research initially provided the conceptual discussion demonstrating expected theoretical reaction in the stock market generated by macroeconomic fluctuations. Then, with the results collected from an analysis performed by a linear regression by the Mean Square Model (MSM), on a monthly data base 2004 to 2014, total of 132 samples, and the dependent variable to represent the stock market the Ibovespa index. To express macroeconomic fluctuations were selected as independent variables the average exchange rate, SELICOVER interest rate, the Wholesale Price Index (IPA) and the domestic product nominal GDP (Gross), all taken from the Central Bank of Brazil (Central Bank) and the Institute of Applied Economic Research (IPEA). Thus, it was found that was significant participation in the stock market in the economy, this has great relevance to companies that need resources to produce, as well as the surplus agents seeking compensation for invested capital. It adds further that the results were deeply significant, since not only confirmed the theoretical position, but also demonstrated that the influence is extremely high because the value found the R^2 led to fluctuations in macroeconomic variables explain 93 10% of the fluctuation of the stock market. With this, there is no doubt that the results of this study are significant and help to foster discussions about the volatility of the stock market due to the current economic crisis.

Keywords: Stock Market; Macroeconomic Variables; Volatility; Multiple Linear Regression.

1. INTRODUÇÃO

Uma das temáticas mais discutidas atualmente se refere aos desequilíbrios macroeconômicos. Neste sentido, destaca-se a presente crise política instaurada no Brasil, que contribui demasiadamente para o declínio do desempenho econômico do país. Assim, observa-se uma forte deterioração dos indicadores macroeconômicos a partir de 2014, e com estimativas que indicam continuidade até, no mínimo, 2017. Evidentemente, o mercado financeiro responde quase que simultaneamente a tais oscilações, isto é, à medida que aumentam as incertezas nas estimativas de longo prazo do país, observa-se um aumento na volatilidade do mercado financeiro, em especial nas ações de empresas estatais.

O principal objetivo desta investigação foi analisar a relação entre as oscilações dos indicadores macroeconômicos com a volatilidade do mercado acionário. O relevante papel das movimentações financeiras sobre a estabilidade econômica justifica a importância desta análise, pois além de contribuir para o financiamento das empresas, o mercado acionário possui grande influência sobre as expectativas dos agentes e, conseqüentemente, no bom desempenho econômico.

Para esta finalidade, desenvolveu-se um modelo de regressão linear múltipla, que avalia a influência de alguns indicadores sobre o mercado acionário. Esta análise foi realizada com base em uma série de dados mensais extraídos do Banco Central do Brasil (BACEN) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) entre os anos de 2004 a 2014. As variáveis independentes selecionadas foram: taxa de câmbio médio, o Produto Interno Bruto nominal (PIB), a taxa de juros Selic Over, o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) e, para representar o mercado acionário, utilizou-se o índice Ibovespa, extraído da BM&FBOVESPA.

Além de verificar esta relação, o presente trabalho teve como intuito analisar a magnitude de cada indicador, isto é, qual é a alteração esperada da bolsa de valores com um aumento inflacionário na ordem de 1%? Para isto, todas as séries de dados do modelo estão em logaritmo natural (Ln). Análise extremamente significativa, em vista que os valores movimentados neste segmento são extremamente expressivos e oscilações não esperadas proporcionam perdas significativas.

Como inspiração metodológica e teórica, utilizou-se como base diversos trabalhos sobre esta temática, como Chamberlain, Howe e Popper (1997) e Ajayi, Friedman e Mehdian (1998). Porém, objetivou-se estender a análise realizada por Oliveira (2006), o qual realizou esta análise para o Brasil

no período de 1972 a 2003. Assim, este trabalho se encontra dividido em quatro seções: a primeira seção se trata de uma introdução; a segunda traz uma análise teórica do comportamento das variáveis elencadas na investigação; a terceira retrata a metodologia, bem como, descreve a fonte da base de dados; por fim, a quarta seção se ateve em apresentar os resultados da regressão e correlacioná-los com o atual contexto econômico.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O sistema econômico financeiro é composto por agentes superavitários e deficitários. Através dos intermediadores financeiros é possível que os agentes deficitários busquem recursos com os superavitários e que estes obtenham benefícios pelo recurso disponibilizado. A existência de unidades econômicas com superávit em seus orçamentos e unidades deficitárias resulta em oferta e procura de dinheiro, com as unidades tomadoras tendo que pagar um prêmio (juros ou participação nos lucros) às unidades superavitárias para que estas abram mão dos recursos (CAVALCANTE 2001). Por outro lado, as empresas em busca de expansão, investimentos ou manutenção de estoques precisam arrecadar recursos, o que pode ser feito por meio da emissão de ações no mercado primário de capitais. Segundo Matias (2007), "a principal função do mercado de capitais é o atendimento das necessidades de financiamento de médio e longo prazo por parte das empresas". Neste sentido, o mercado imobiliário é formado por dois importantes personagens, de um lado, as empresas que buscam recursos para financiar investimentos e expandir seus negócios e de outro os investidores que desejam retorno pelo capital investido (RIBEIRO; GABRIEL; RIBEIRO, 2012).

Segundo Grôppo (2004), o mercado de capitais é o meio mais eficaz para o direcionamento da poupança privada para as empresas, pois, ao contrário do autofinanciamento, a sociedade anônima de capital aberto é capaz de "pulverizar" os riscos do empreendimento. Assim sendo, é essencial o bom desempenho do mercado acionário para economia, pois o desenvolvimento sustentável depende de uma expansão contínua da capacidade de produção e essa, por sua vez, depende dos investimentos gerados a partir da poupança. Com isso, afirma-se que a poupança viabiliza o processo de investimento e tem papel principal no aumento da produtividade de uma nação (GRÔPPO, 2004).

Como os investidores almejam retorno pelo capital investido, e um dos termômetros utilizados é o desempenho econômico, os níveis de investimento possuem uma relação direta com o mercado financeiro (GRÔPPO, 2004). Nesse seguimento, destaca-se que na última década o Brasil demonstrou um comportamento estável, o que pode ser verificado por meio das variáveis macroeconômicas que permaneceram em um nível relativamente estável, principalmente no tocante do período de 2004 a 2014, período que é analisado posteriormente na seção 4 (SILVA; MENEZES; FERNANDEZ, 2011). O ponto positivo para o mercado financeiro é encontrado na análise de Chen *et al.* (1986) que afirma que diversas variáveis macroeconômicas exercem efeitos direto sobre o mercado acionário e, conseqüentemente, nos movimentos financeiros da nação.

Portanto, pode-se afirmar que a boa performance do mercado financeiro se deve ao respectivo desempenho macroeconômico de uma nação, que no Brasil ocorreu a partir das políticas adotadas nos anos 1990, como, por exemplo, a criação do plano real em 1994 e as medidas institucionais e regulatórias implementadas (SILVA; MENEZES; FERNANDEZ, 2011). Com tais medidas o Estado brasileiro obteve credibilidade internacional, ou seja, o governo mostrou-se engajado em prosseguir firmado em políticas econômicas transparentes, bem como permanecer engajado em manter os indicadores macroeconômicos em níveis controlados, juntamente com ajustes no marco regulatório e institucional, formou-se uma medida pró-mercado, o que favoreceu o mercado acionário (SILVA; MENEZES; FERNANDEZ, 2011).

Esse movimento positivo criado no mercado acionário proporcionou melhores condições para o investimento privado, pois influenciam o comportamento das variáveis macroeconômicas,

criando, assim, um círculo virtuoso, ou seja, à medida que os investimentos aumentam a economia se aprimora e proporciona condições para um novo aumento nos investimentos e esses aumentam a rentabilidade dos investimentos (SILVA; MENEZES; FERNANDEZ, 2011). Nesse sentido, o modelo desenvolvido neste trabalho busca explicar as oscilações do mercado acionário com base nas oscilações macroeconômicas.

2.1. Relação entre as Variáveis Macroeconômicas e o Mercado de Ações.

O crescente número de inovações tecnológicas possibilita que as alterações macroeconômicas sejam transmitidas de forma instantânea e as ações dos agentes ocorrem na mesma magnitude, ocasionando altas volatilidades financeiras na economia. Assim, conforme destacado na seção anterior, e observado nos trabalhos de Gróppo (2004), Silva, Menezes e Fernandez (2011), Chen *et al.* (1986) e Oliveira (2006), é relevante verificar a causalidade entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas.

2.1.1. BM&FBOVESPA: Bolsa de Valores de São Paulo

A variável utilizada para avaliar o mercado acionário no Brasil advém da BM&FBOVESPA, que é a instituição administradora dos mercados de títulos, valores mobiliários e contratos derivativos no Brasil. Ela oferece uma ampla gama de produtos e serviços. As negociações são realizadas em meio exclusivamente eletrônico e sua atuação é pautada principalmente na realização de operações destinadas à compra e venda de ações (BMFBOVESPA, 2016).

De acordo com Pimenta e Scherma (2005), o índice IBOVESPA é o mais importante indicador de desempenho do mercado de ações brasileiro. Isso ocorre, pois, o índice retrata o comportamento dos principais papéis negociados na bolsa e também devido a sua tradição, sendo mantido na íntegra desde 1968.

2.1.2. Mercado de Ações e a Taxa de Câmbio

A primeira variável selecionada foi a taxa de câmbio média, trata-se de uma medida de conversão da moeda nacional em moeda de outros países. Verifica-se que é extremamente importante analisar esta variável, principalmente para os investimentos advindos do exterior, pois o resgate do investimento é antecedido de uma conversão cambial (VASCONCELLOS; GARCIA, 2014). Contudo, apesar da relevância desta temática a literatura existente acerca desta relação é escassa. Por meio de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), Pimenta e Scherma (2005) verificaram a relação entre a taxa de câmbio e o índice Ibovespa. Seus respectivos resultados mostraram um nível de causalidade pouco relevante entre essas duas variáveis no período de 1999 e 2003.

Porém, Leite, Costa e Monte (2012) observaram uma relação inversa entre o índice Bovespa e a taxa de câmbio real, em um cenário de estabilidade da economia brasileira, diante da garantia de seus fundamentos de controle inflacionário e de manutenção do superávit primário. Ainda, Chamberlain, Howe e Popper (1997) realizaram um trabalho firmado em determinantes industriais sobre as relações entre ações e câmbio, concluíram que o retorno das ações dos bancos norte-americanos é muito sensível as taxas de câmbio, contudo, nos bancos japoneses não.

De forma complementar Ajayi, Friedman e Mehdián (1998) constataram uma causalidade entre o mercado acionário e cambial em todas as economias avançadas, contudo esse resultado diverge para os países emergentes, isto é, a causalidade é apenas relevante nas nações desenvolvidas. Solnik (1987) investigou a influência do câmbio nos preços das ações em nove países industrializados e constatou que as mudanças nas taxas de câmbio não provam ter um fator significativo na explanação do desenvolvimento dos preços das ações.

De acordo com Oliveira (2006), tanto economistas teóricos quanto os pesquisadores empíricos estão longe de um consenso sobre a interação do mercado acionário com o mercado cambial, isto

é, pode ser positiva, como demonstrado por Dornbusch e Fisher (1980), assim como não ter nenhuma relação, como afirmado por Solnik (1987).

2.1.3. Mercado de Ações e Nível de Atividade Econômica

No tocante da segunda variável, o Produto Interno Bruto (PIB) reflete a atividade econômica do país, uma vez que é o somatório de todos os bens e serviços finais produzidos dentro do território nacional e refere-se à quantidade de bens e serviços disponibilizados para a população (VASCONCELLOS; GARCIA, 2014). A investigação realizada por Oliveira (2006) constatou que para a maioria dos pesquisadores, o mercado de ações possui uma estreita e direta relação com a atividade econômica, pois o aumento de consumo da economia gera nas empresas uma elevação do lucro e, conseqüentemente, na rentabilidade de seus ativos. A parte introdutória deste trabalho ressaltou a importância de um mercado acionário forte para o bom desenvolvimento de uma nação, assim, a relação teórica direta entre ambos pode ser facilmente constatada.

2.1.4. Mercado de Ações e a Taxa de Juros

O terceiro indicador utilizado no modelo, a taxa de juros Selic Over, é definida pelas transações interbancárias. A taxa de juros neste mercado é determinada pela oferta e a demanda dos bancos por moeda, no entanto, ambas são fortemente afetadas pelas ações do Banco Central (KRUGMAN, 2015). A percepção inicial é a de que a taxa de juros é vista como um custo de oportunidade pelo investidor, isto é, os agentes superavitários podem optar por alocar os seus recursos em ativos ligados à taxa básica de juros definida pelas autoridades, ou no mercado acionário.

Oliveira (2006), afirma que uma alteração nas taxas de juros afeta de várias formas o mercado acionário como: o endividamento das empresas, a capacidade de tomar mais empréstimo e os efeitos de liquidez e riqueza das famílias. Assim, uma redução nas taxas de juros indica que esta se tornará menos atrativa para o investidor se comparado à rentabilidade do mercado acionário.

Uma comprovação desta relação é o fato de que, nos eventos de divulgação das novas taxas de juros são vistos como grandes acontecimentos para o mercado acionário (OLIVEIRA, 2006). A investigação realizada por Geske e Roll (1983) indica que, teoricamente, existe uma relação direta negativa entre a elevação na taxa de juros e a bolsa de valores, ou seja, uma elevação da taxa básica de juros tem como casualidade um declínio nos valores de todos os ativos. Blanchard (1990) utiliza um modelo teórico que é uma extensão do clássico modelo IS-LM, o apontamento fornecido por este autor é a de que um estoque de moeda (m) mais elevado gera uma taxa de juros menor e o custo do capital conduzirá a elevação dos preços das ações e conseqüentemente, maior será a valorização deste índice. Ainda, Lastrapes (1998) encontrou uma relação direta entre a variação monetária e o preço dos ativos. O autor realizou esta análise para 7 países e em todos identificou que uma queda nominal na taxa de juros gera efeitos positivos para os preços dos ativos.

2.1.5. Mercado de Ações e Inflação

Por fim, a última variável considerada no modelo, o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), retrata a inflação do país. Este índice possui como objetivo auferir as variações médias de preços recebidos pelos produtores domésticos na venda de seus produtos (BACEN, 2015). Assim, a taxa de inflação é o percentual de variação no nível geral de preços que varia significativamente ao longo do tempo (MANKIW, 2015).

Após analisar diversos autores, Oliveira (2006) resalta que a vasta literatura sobre o tema que afirma que os preços dos ativos são inversamente proporcionais às taxas de inflação. Isso ocorre visto que o investidor considera a rentabilidade real auferida no investimento, isto é, o ganho após a dedução inflacionária. Segundo Feldstein (1980), por exemplo, indica a existência de uma relação negativa entre o preço dos ativos e a inflação, destacando a importância da exclusão dos períodos

de inflação galopante. De acordo com Nunes (2003) a relação negativa entre inflação e os preços dos ativos é unânime, isto é, todos os autores analisados por ele estão de acordo com esta relação. Em seu artigo o autor cita vários trabalhos pautados nesta análise.

3. METODOLOGIA

Nesta investigação, desenvolveu-se um modelo de regressão que pretende avaliar o impacto dos desequilíbrios macroeconômicos sobre o mercado acionário. Com este objetivo, utilizou-se uma regressão linear múltipla pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o qual de acordo com Gujarati (2011) possui propriedades estatísticas extremamente atraentes, que o tornou um dos métodos de análise de regressão mais difundidos.

A base de dados utilizada é uma série temporal mensal sobre o período de 2004 a 2014, totalizando 132 amostras. A variável dependente selecionada para retratar as oscilações do mercado acionário foi o índice Ibovespa, extraído da BMFBOVESPA. As variáveis independentes (metodológicas de cálculo econométrico) são: (i) taxa de câmbio média, (ii) Produto Interno Bruto nominal (PIB), (iii) taxa de juros SELICOVER e (iv) O Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), extraídas do Banco Central do Brasil (BACEN) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Desta forma, a equação 1 demonstra o modelo obtido pelo método MQO.

Equação 1 – Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

$$\hat{Y} = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \mu$$

Onde: \hat{Y} retrata a variação do mercado acionário, os 'Xs' são as variáveis explicativas, os β s são os parâmetros e " μ " é o resíduo. A primeira variável explicativa é a taxa de câmbio, que é o valor médio mensal; a segunda é o Produto Interno Bruto (PIB); a terceira evidencia a taxa básica de juros SELICOVER; e a quarta consiste no Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA). Com a finalidade de facilitar a interpretação dos resultados, todas as séries de dados estão em logaritmo natural (Ln), as quais serão representadas para o câmbio como $\ln\text{cambio}$, $\ln\text{pib}$ para o PIB, para as taxas de juros como $\ln\text{selicover}$ e $\ln\text{ipa}$ para o índice de preços.

3.1. Testes de Confiabilidade do Modelo

Por se tratar de uma série temporal, isto é, um conjunto de observações de valores que uma variável assumiu em diferentes momentos do tempo, faz-se necessário analisar a estacionariedade das variáveis. De acordo com Gujarati (2011), em séries temporais, é necessário avaliar se a média e a variância das amostras não se alteram sistematicamente ao longo do tempo. Neste sentido, a fim de efetuar esta análise optou-se pelo teste de raiz unitária que, nos últimos anos, é um dos testes mais utilizados para avaliar se uma variável se comporta de forma não determinística.

Dickey e Fuller elaboraram este teste sob a hipótese nula: H_0 : (há uma raiz unitária ou a série temporal não é estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica) e H_1 : (a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística), conhecido também como *Augmented Dickey Fuller* (ADF) (GUJARATI, 2011). Este teste é ilustrado pela equação 2.

Equação 2 – Teste Dick-Fuller Aumentado (ADF)

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Sendo: Y a variável dependente, t a variável tendência. Δ o operador de diferença e $\Delta Y_t - Y_t - 1$ o termo de erro, denominado também como ϵ_i , sendo $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Os parâmetros a serem estimados são α , β e η . As estatísticas τ_α , τ_β e τ_η correspondem ao teste t para a estimativa do

coeficiente da variável Y_{t-1} . Estas estatísticas são especificadas para um modelo que inclui uma constante e uma tendência (τ_τ), um modelo incluindo apenas uma constante (τ_μ) e um modelo sem constante e sem tendência (τ). Deste modo, o teste de raiz unitária é sensível aos coeficientes determinísticos α e β da equação. As hipóteses testadas nesse modelo remetem a hipótese nula: H_0 : (há uma raiz unitária ou a série temporal é não estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica) e H_1 : (a série temporal é estacionária, $H1: \eta < 0$ (OLIVEIRA, 2006). O modelo indicado também considera alguns valores defasados de y_t , a ideia é incluir termos suficientes para que o termo de erro da equação seja serialmente não correlacionado, assim, possibilitando uma estimativa não viesada. Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada significa que (1) Y_t é estacionária com média zero (GUJARATI, 2011).

Outra análise essencial é verificar a multicolinearidade da série, este termo deve-se a Ragnar Frisch, é utilizado para indicar que as variáveis do modelo estão intercorrelacionadas. Uma das razões que justificam a existência desta intercorrelação é o fato de que nos dados de séries temporais pode ser que os regressores incluídos no modelo tenham uma tendência comum: todos aumentam ou diminuem ao longo do tempo (GUJARATI, 2011). Assim sendo, a multicolinearidade ocorre quando duas ou mais variáveis explicativas possuem correlação entre si. Quando a multicolinearidade do modelo é muito elevada, podem ser gerados vieses altamente expressivos. A respeito da mensuração desta, não se pode afirmar que exista um teste amplamente aceito para a detecção (FÁVERO, 2014). Contudo, para este modelo foi utilizado o FIV (Fator de Inflação da Variância). A equação 3 ilustra esta metodologia.

Equação 3 – Fator de inflação da variância (FIV)

$$FIV = 1 \frac{1}{(1 - r_{23}^2)}$$

Este indicador mostra como a variância de um estimador é inflada pela presença da multicolinearidade, quando r_{23}^2 se aproxima de 1, o FIV se aproxima do infinito. Isto indica que quando a colinearidade aumenta, a variância de um estimador acompanha este aumento e, no limite, pode se tornar infinita. Se não houver colinearidade entre X_2 e X_3 , o FIV será 1.

Equação 4 – Proporcionalidade da variância do $\hat{\beta}_2$ com o FIV

$$var(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{2i}^2} FIV$$

Equação 5 – Proporcionalidade da variância do $\hat{\beta}_3$ com o FIV

$$var(\hat{\beta}_3) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{3i}^2} FIV$$

O resultado desta equação significa que, quando a colinearidade aumenta, a variância do estimador segue o mesmo sentido (GUJARATI, 2011). Outra análise fundamental está alocada no que se refere à hipótese de heterocedasticidade, esta análise verifica a possibilidade dos termos de erro u_i possuírem a mesma variância (GUJARATI, 2011). Neste caso, também não há regras estabelecidas para detectá-las, apenas alguns procedimentos. Um dos testes mais utilizados para a verificação desta hipótese é o teste geral de heterocedasticidade de White, ele propõe o cálculo dos resíduos ao quadrado da regressão original que são calculados por regressão contra as variáveis ou regressores X originais. (GUJARATI, 2011).

Após calcular a regressão pelo MQO, a primeira etapa para se realizar o teste de White é realizar a regressão auxiliar pelo método dos resíduos.

Equação 6 – Regressão auxiliar pelo método dos resíduos

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_n X_{ni}$$

Sob a hipótese H_0 : de que não há heterocedasticidade, pode-se afirmar que o tamanho amostral (n) multiplicado pelo R^2 auxiliar segue assintoticamente a distribuição de *qui-quadrado* com graus de liberdades iguais ao número de regressores (excluindo-se o termo constante) na regressão auxiliar, se o valor obtido no cálculo do *qui-quadrado* exceder o valor crítico ao nível escolhido de significância, rejeitar-se-á a hipótese de homocedasticidade (GUJARATI, 2011).

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

O objetivo desta seção foi apresentar uma análise de regressão utilizando os Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e relacionar os resultados com os fundamentos teóricos apresentados na seção anterior, pautando-se na metodologia relatada na seção 3. Trata-se de uma série de dados mensais com base no período de 2004 a 2014. Portanto, inicia-se esta análise por meio da Tabela 1 que relata a variação média e o desvio padrão da série.

Tabela 1 – Síntese dos dados das variáveis econômicas do Brasil no período de 2004 a 2014

Variável	Representa	Δ Média	Desvio-padrão
CÂMBIO	A variação da taxa de câmbio média mensal	-0,06%	3,57%
PIB	A variação do PIB mensal a preço constante	0,84%	3,75%
SELIC	A variação da taxa de juros SELIC OVER a.m	-0,20%	10,93%
IPA	A variação índice preço ao consumidor (IPA)	0,48%	0,82%
BOVESPA	A variação média mensal do índice IBOVESPA	0,63%	6,47%

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN; IBOVESPA; IPEA (2016).

Por meio da Tabela 1, verifica-se que a variação média mensal do câmbio foi de -0,06%, e o valor médio foi de R\$ 2,12, com desvio padrão relativamente baixo comparado aos períodos anteriores de 3,57%. Isto indica um aprimoramento na estabilidade cambial. O Produto Interno Bruto (PIB) teve uma elevação média mensal de 0,84%, com desvio padrão de 3,75%, caracterizando um período de crescimento contínuo. No que se refere à taxa de juros Selic Over, nota-se uma variação média mensal de -0,20%, com um desvio padrão de 0,26%. Apesar do valor se situar numa tendência de declínio, ressalta-se que o valor médio encontrado foi alto, de 0,96% ao mês. A justificativa para este resultado se situa no fato de o Brasil necessitar cronicamente de recursos e isto faz com que o mesmo tenha que oferecer uma alta taxa de juros a fim de contrapor o risco.

No que tange ao IPA, a variação média encontrada foi de 0,48% ao mês, com um desvio padrão de 0,82%, variação e desvio-padrão relativamente inferiores aos dos anos anteriores, todavia, não deixa de descaracterizar o perfil inflacionário do país. O índice da bolsa de valores registrou uma variação média no período de 0,63% ao mês, com desvio padrão de 6,47%.

A fim de verificar a estacionaridade da série foram utilizados os conceitos teóricos evidenciados na seção 3. A Tabela 2 apresenta os resultados do Teste Dick-Fuller Aumentado (ADF).

Tabela 2 – Teste Dick-Fuller Aumentado (ADF) para os dados da regressão

VARIÁVEL	Estatística t	Valor Crítico	Probabilidade (%)
LNCAMBIO	-1,49	-1,657	6,9
D LNCAMBIO	-2,16	-1,657	1,6
LNPIB	-5,13	-3,44	0,001
LNSELICOVER	-2,52	-1,657	0,064
LNIPA	-1,08	-1,657	14,05
LNBOVESPA	-2,2	-1,657	14,7

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

Com base na estatística t e seu respectivo valor crítico, pode-se verificar que, excluindo a variável LNCAMBIO, que necessitou ser diferenciada uma vez (D) e a variável LNIPA que possui raiz unitária, as demais variáveis são estacionárias em nível, pois o valor encontrado da estatística t é inferior ao valor crítico, isto é, afasta-se a hipótese nula: H_0 : (há uma raiz unitária ou a série temporal não é estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica).

Com a finalidade de avaliar a intercorrelação das variáveis do modelo, ou seja, verificar sua multicolineariedade utilizou-se o teste FIV. A Tabela 3 demonstra os resultados encontrados nesta análise.

Tabela 3 – Análise do Fator de inflação da variância (FIV)

VARIÁVEL	FIV	1/FIV
LNCÂMBIO	1.71	0.586175
LNPIB	33.27	0.030055
LNSELICOVER	2.43	0.410798
LNIPA	28.99	0.034496
Média FIV	16.60	

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Por meio da Tabela 3, evidencia-se que as variáveis lnselicover e lncambio não apresentaram multicolinearidade, porém as variáveis lnpiib e lnipa demonstraram o comportamento oposto. No entanto, algumas variáveis em séries temporais tendem a ser altamente colineares e não se trata de um problema com os Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ou com a técnica estatística de modo geral, isto simplesmente ocorre devido às características intrínsecas das variáveis.

No que tange à hipótese da heterocedasticidade, uma das análises mais utilizadas para este segmento é teste de White, seguindo a metodologia já evidenciada; o teste rejeitou a hipótese H_0 : os resíduos são homocedásticos, isto é, rejeita-se $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$. A Tabela 4 relata um resumo dos dados da regressão.

Tabela 4 – Resumo dos dados da regressão

		Nº Obser.	Teste F	Prob. > F	R ²	R ² Ajustado
		132	445,47	0	0,934	0,931
LNBOVESPA	Coef.	Erro padrão	Teste t	P> t	[Intervalo de Confiança (95%)]	
lncambio	-1,2197	0,0615	-19,83	0	1,341	-1,098
lnpiib	0,6567	0,1422	4,62	0	0,375	0,938
lnselicover	0,2779	0,0469	-5,93	0	-0,371	-0,185
lnipa	0,5513	0,5198	-2,36	0,2	-1,013	-0,089

Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

Assim, verifica-se que o número amostral utilizado para análise foi de 132 observações. Com base no valor encontrado na Prob > F, pode-se rejeitar H_0 , isto é, rejeita-se que todos os coeficientes angulares são simultaneamente iguais a zero.

No que se refere ao R², o valor encontrado com a regressão indica que as variáveis independentes selecionadas para o modelo têm alto poder explicativo, uma análise mais concisa se dá por meio do R² ajustado, este valor infere que as oscilações das variáveis macroeconômicas explicam 93,10% da oscilação da bolsa de valores. De acordo com Gujarati (2011), a finalidade deste indicador está em medir a qualidade do ajustamento da equação de regressão, isto é, fornecer a proporção percentual da variação total da variável dependente, que é explicada pelas variáveis independentes.

Os elevados valores encontrados para o teste de significância dos coeficientes de regressão (teste t), todos superiores a |2|, bem como os valores do p -value, próximos de zero, indicam que as

variáveis independentes escolhidas para este modelo possuem alta significância estatística. De acordo com Gujarati (2011), um valor $|t|$ elevado é uma evidência que há significância no poder de explicação das variáveis do modelo.

Referente aos coeficientes da regressão, a tabela 5 demonstra os impactos das variáveis independentes sobre a variável dependente.

Tabela 5 – Coeficientes da regressão

	Alteração Variável Independente	Alteração Variável Dependente
LNCAMBIO	↑ 1%	↓ 1,2196%
LNPIB	↑ 1%	↑ 0,6567%
LNSELICOVER	↑ 1%	↓ 0,2779%
LNIPA	↑ 1%	↓ 0,5513%

Fonte: Elaborada pelos autores (2016).

A Tabela 5 ilustra o comportamento das variáveis macroeconômicas em relação à bolsa de valores. Pode-se observar que os resultados encontrados na regressão estão de acordo com os fundamentos teóricos apresentados na seção 2, isto é, apresentaram o comportamento esperado. A metodologia empregada nesta investigação foi utilizada por muitos autores com a finalidade de analisar a relação entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas, tais como Chamberlain, Howe e Popper (1997) e Ajayi, Friedman e Mehdian (1998). Contudo, a inovação é que os resultados obtidos são extremamente significantes em vista dos resultados das análises anteriores.

Conforme descrito na seção introdutória, a metodologia empregada nesta investigação foi inspirada na análise de Oliveira (2006), o qual analisou o Brasil e outros países, para o período de 1972 a 2003. A fim de comparar os resultados para o Brasil, as seções 4.1, 4.2, 4.3 e 4.4 apresentam uma comparação desta análise, com análises de outros autores.

4.1. Taxa de Câmbio

No tocante da variável Incambio, o Quadro 1 sintetiza a relação teórica destacada na seção 2 e observada nos trabalhos analisados que retratam a relação entre a taxa de câmbio e o mercado acionário.

Quadro 1 – Comparação de resultados entre a taxa de câmbio e o mercado acionário

AUTOR	PERÍODO	ABRANGÊNCIA	CAUSALIDADE
Aggarwal (1981)	1974-1978	Estados Unidos (USA)	Positivamente correlacionadas
Solnik (1987)	1973 - 1983	Oito maiores países ocidentais.	Causalidade não significativa
Seonen e Hennigar (1988)	1980-1986.	Estados Unidos (USA)	Negativamente correlacionada
Seonen e Aggarwal (1989)	1980 - 1987	Oito maiores países ocidentais.	Correlação positiva para três países e negativa para cinco.
Issam; Abdalla and Victor (1997)	1985 - 1994	Índia, Coréia, Paquistão e Filipinas	Casualidade unidirecional
Chamberlain, Howe e Popper (1997)	1986 - 1992	Bancos americanos e japoneses	Significativa para os bancos americanos e não significativa para os bancos japoneses.
Chien-Chung Nieth e Cheng-Few Lee (2001)	1993 - 1996	Países do G-7	Relação não significativa.
Phylaktis e Ravazzolo (2005)	1980 - 1998	Grupo de países baseados no oceano pacifico	Relação positiva entre o preço das ações e as taxas de câmbio
Oliveira (2006)	1972 - 2003	Brasil	Relação positiva

Fonte: Elaborado pelo autor (2016).

A causalidade positiva mensurada nesta análise é relevante em virtude das divergências existentes no arcabouço teórico. Apresenta contrariedade ao resultado apresentado por Solnik (1987) e Chien-Chung Nieth e Cheng-Few Lee (2001), em que verificaram causalidade não significativa em suas análises. Apresenta, ainda, um resultado inverso ao que foi observado por Seonen e Hennigar (1988). Contudo, está de acordo com a maioria das pesquisas analisadas como as de Aggarwal (1981), Phylaktis e Ravazzolo (2005) e Oliveira (2006). Há, ainda, outros trabalhos que identificaram diferentes casualidades entre suas próprias análises, tais como os de Seonen and Aggarwal (1989), Chamberlain, Howe e Popper (1997).

Apesar das teorias não convergirem com resultado desta investigação demonstrou que uma desvalorização cambial na ordem de 1%, ocasionará, em média, uma redução de 1,21% no índice IBOVESPA, isto significa que há uma relação positiva quando visualizada do ponto de vista da valorização do real.

4.2. Atividade Econômica

Referente à variável $\ln p_{ib}$, ressalta-se a relevância desta análise, pois teoricamente tem-se que a atividade econômica está diretamente relacionada com o bom desenvolvimento do mercado acionário, em vista que esse atua como fonte de recursos para os investimentos privados. Esta análise constatou que um aumento de 1% ocasionará aproximadamente uma elevação de 0,65% na variável dependente, resultado o qual está de acordo com o obtido por Oliveira (2006) que, em uma análise para o período de 1972 a 2003, constatou que uma variação de 1% no PIB nos períodos anteriores, causará uma variação de +9,46513% na bolsa no período atual (t), porém menos significativo.

4.3. Taxa de Juros

No que tange a variável taxa de juros, uma elevação de 1% na variável $\ln selicover$ resultará uma redução de 0,2779%. O resultado deste estimador está de acordo com as análises apresentadas por Oliveira (2006) e Geske e Roll (1983), que indicam uma relação direta negativa entre a taxa de juros e a bolsa de valores. Este resultado é compreensível do ponto de vista econômico pois a taxa de juros é tida como um custo de oportunidade ao investidor e empiricamente. Contudo, o resultado encontrado diverge do apresentado por Oliveira (2006), que analisou para o período de 1972 a 2003 uma variação de 1% nos juros passados causará uma variação de +0,0718%. Porém o próprio autor afirma que em sua análise há divergências com o arcabouço teórico.

4.4. Inflação

Por fim, a variável que retrata o índice inflacionário ($\ln ipa$) está de acordo com a tendência observada por Feldstein (1980), isto é, para uma elevação de 1% deste, espera-se um impacto negativo na ordem de 0,55% na variável $\ln ibovespa$. Assim, a unanimidade destacada por Nunes (2003) convergiu com os resultados obtidos na regressão. Todavia, o resultado estimado é menos significativo dos que foram apresentados por Oliveira (2006), o qual verificou que uma variação de 1% no índice de preço ao consumidor causa uma variação de -9,33346% na bolsa de valores no período t .

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Através das informações apresentadas no presente trabalho foi possível constatar a expressividade da participação do mercado acionário na economia, o qual possui grande relevância às empresas que necessitam de recursos para produzirem, bem como aos agentes superavitários que buscam remuneração pelo capital investido. Neste sentido, o objetivo inicial foi o de verificar a convergência entre o comportamento empírico do mercado acionário brasileiro e as diversas pesquisas sobre a temática. Os resultados obtidos foram demasiadamente significativos, uma vez que não ape-

nas confirmou esta relação, como também ressaltou a sua relevância, pois o valor encontrado induziu que as oscilações das variáveis macroeconômicas explicam 93,10% da oscilação da bolsa de valores.

No que se refere o resultado da regressão, verificou-se que uma desvalorização cambial na ordem de 1%, proporcionará, em média, uma redução de 1,21% no índice IBOVESPA. Resultado interessante em virtude da não compatibilidade teórica acerca desta temática e compreensível quando se considera que a variação cambial afeta diretamente na rentabilidade dos investidores estrangeiros.

Sobre a variável que retrata a atividade econômica, o Produto Interno Bruto (PIB), verificou que uma variação na ordem de 1% ocasionará, aproximadamente, uma valorização de 0,65% no mercado acionário. O que confirmou a análise tácita previamente realizada. Isso ocorre, pois, um bom desempenho da economia aumenta a possibilidade de as empresas auferirem maiores lucros e, conseqüentemente, os investidores maiores rentabilidades. Já na variável taxa de juros constatou que uma elevação de 1% Selic Over resultará uma redução de 0,2779% no mercado acionário. Resultado convergiu com a análise teórica realizada, isso em virtude que a taxa de juros é considerada como um custo de oportunidade para os investidores.

Por fim, a variável que retrata o índice inflacionário demonstrou que para uma elevação de 1% espera-se um impacto negativo na ordem de 0,55% no mercado acionário, isto é, o investidor considera a desvalorização da moeda como uma perda de rentabilidade real, assim, inviabilizando o investimento. Acrescenta-se maior relevância a tais considerações quando se relaciona a atual crise econômica instaurada no país. Verifica-se que, mesmo nas estimativas mais positivas, o desempenho do Brasil encontra-se comprometido até, no mínimo, meados de 2017 e ao aliar as previsões macroeconômicas às análises desta investigação, conclui-se que o mercado acionário brasileiro tende a passar por período de forte desvalorização.

Portanto, a continuidade deste trabalho terá como objetivo prever o comportamento do mercado acionário brasileiro com base nas previsões macroeconômicas realizadas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) juntamente com os parâmetros encontrados nesta investigação.

REFERÊNCIAS

AGGARWAL, R. Exchange rates and stock prices: A study of U.S. capital markets under floating exchange rates. *Akron Business and Economics Review*, v. 22, n. 2, p. 7-12, 1981.

AJAYI, R. A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S. M. On the relationship between stock returns and exchange rates: tests of granger causality. *Global Finance Journal*, v. 2, n. 9, p. 241-251, 1998.

BACEN – Banco Central do Brasil. *Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. 2014. Disponível em <https://www3.bcb.gov.br/sgspub>. Acesso em: 23 mar. 2016.

BLANCHARD, O. J. Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. OECD Economics Department Working Papers, 79, 1990, OECD. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1787/435618162862>. Acesso em 23 mar. 2016.

BM&FBOVESPA. *Índices Bovespa. Índices*. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br>. 2016. Acesso em: 23 mar. 2016.

CAVALCANTE, F.; MISUMI, J. Y. *Mercado de capitais*. Rio de Janeiro: Campus, 2001.

- CHAMBERLAIN, S.; HOWE, J. S; POPPER, H. The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions. *Journal of Banking and Finance*, p. 871-892, 1997.
- CHEN, N. F.; ROSS S. A. Economic forces and the stock market. *Journal of Bussines*, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.
- CHIEN, C. N; CHENG, F. L. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, n. 41, p. 477-490, 2001.
- DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. Exchange rates and current account. *American Economic Review*, n. 71, p. 960-971, 1980
- FAVERO, L. P. *Métodos Quantitativos com Stata*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- FELDSTEIN, M. Inflation and the stock market. *American Economic Review*, v.70, n. 5, p. 839-847, 1980.
- FMI – Fundo Monetário Internacional. *IMF Data Mapper*. Disponível em: <http://www.imf.org/external/data.htm>. Acesso em: 23 mar. 2016.
- GESKE, R; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, v. 38, n. 1, p. 1-33, 1983.
- GRAHAM, B. G. *O investidor inteligente*. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2007.
- GRÔPPO, G. S. *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Dissertação - (Mestrado), Universidade de São Paulo, 2004.
- GUJARATI, D. N; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5 ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Indicadores Macroeconômicos*. 2014. Disponível em www.ipeadata.gov.br. Acesso em: 23 mar. 2016.
- ISSAM S. A; ABDALLA; VICTOR, M. Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. *Applied Financial Economics*, n. 7, p. 25-35, 1997.
- KRUGMAN, P; WELLS, R. *Macroeconomia*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- LASTRAPES, W. D. International evidence on equity prices, interest rates and money. *Journal of International Money and Finance*, v. 17, n. 3, p. 377-406, 1998.
- LEITE, A. R; COSTA, R. R; MONTE, P. A. Análise da Causalidade Entre o Ibovespa e a Taxa de Câmbio em um Contexto de Crise. *Pensamento & Realidade*, v. 27, p. 1, 2012.
- MANKIW, N. G. *Macroeconomia*. 8. ed. Rio de Janeiro: LCT, 2015.
- MASAKAZU; H. *Administração financeira e orçamentária*. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

MATIAS; A. B. *Finanças corporativas de longo prazo*. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

NUNES, M. S. *A relação entre o mercado de ações no brasileiro e a variáveis macroeconômicas no período pós-plano real*. 2003. 133f. Dissertação (Mestrado em Economia e Finanças) – Centro Sócio Econômico, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2003.

OLIVEIRA, L. O. G. *Análise Empírica da Relação Entre o Mercado Acionário e Variáveis Macroeconômicas: de 1972 a 2003*. Disponível em: www.tede.ufsc.br/teses/PCNM0125.pdf. 2006. Acesso em: 23 mar. 2016.

PHYLAKTIS, K; RAVAZZOLO, F. Stock Market Linkages in Emerging Markets: Implications for International Portfolio Diversification. *International Financial Markets, Institutions and Money*, n. 15, p. 91-106, 2005.

PIMENTA J. T; SCHERMA, F. R. Um estudo da influência entre o dólar e o Ibovespa no período 1999-2003. *Revista Eletrônica de Gestão Organizacional*, v. 3, n. 1, p. 18-25, 2005.

RIBEIRO, R. B; GABRIEL, F. S; RIBEIRO, K. C. S. Influência das variáveis macroeconômicas sobre o retorno das ações da PETROBRÁS S.A. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 32, Bento Gonçalves, 2012.

SEONEN, L. A; AGGARWAL, R. *Financial prices as determinants of changes in currency values*. Paper Presented at the 25th Annual Meetings of Eastern, (1989).

SEONEN, L. A; HENNIGAR, E. S. An analysis of exchange rates and stock prices: The US experience between 1980 and 1986. *Akron Business and Economic Review*, v. 19, n. 4, winter, p. 71-76, 1988.

SILVA J. J.C.A; MENEZES, G; FERNANDEZ, R. N. Uma Análise VAR das Relações entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas para o Brasil. *Revista Economia e Desenvolvimento*, n. 23, 2011.

SOLNIK, B. Using financial prices to test exchange rate models: a note. *Journal of Finance*, v. 42, p. 141-149, 1987.

VASCONCELLOS, M. A. S; GARCIA, M. E. *Fundamentos de Economia*. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2014.