

ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE AS EXPECTATIVAS MACROECONÔMICAS BRASILEIRAS DIVULGADAS NO RELATÓRIO FOCUS E OS ÍNDICES SETORIAIS DA BM&FBOVESPA



Stefan Thomassen Andrade (UFMG)

stefan.thomassen.andrade@outlook.com

Mirela Castro Santos Camargos (UFMG)

mirelacsc@gmail.com

Marcos Antonio de Camargos (UFMG/IBMEC)

mcamargos@ibmec.edu.br

O objetivo deste trabalho foi identificar e analisar se existe influência das expectativas de variáveis macroeconômicas divulgadas no Relatório Focus, publicado pelo Banco Central do Brasil, sobre os índices setoriais da BM&FBovespa, considerando o período compreendido entre janeiro de 2009 e dezembro de 2016. Para as variáveis econômicas preditivas foi considerado a principal tabela divulgada Relatório Focus, sendo selecionada a mediana das previsões para o final do ano seguinte. Foi utilizado o modelo de regressão múltipla, com as estimações sendo realizadas por meio do modelo de Mínimos Quadrado Ordinários (MQO). Os resultados mostraram que de fato existe uma influência das expectativas de variáveis macroeconômicas divulgadas no Relatório Focus sobre os índices setoriais ICON, IEE, IMAT e UTIL, considerado o

período analisado, sendo este último (UTIL) apenas indícios. De maneira mais específica, constatou-se, em consonância com outras pesquisas da literatura nacional, uma relação estatisticamente significativa, com sinal negativo, para a variação da expectativa da taxa de câmbio e da taxa de juros e positivo (contrário ao esperado) com a variação na expectativa da produção industrial.

Palavras-chave: Índices Setoriais, Relatório Focus, Retornos, Expectativas, Variáveis Macroeconômicas.

1. Introdução

As políticas macroeconômicas guardam relação estreita com o mercado de ações. Variações nessas políticas podem promover resultados diferentes daqueles esperados, alterando expectativas, influenciando a tomada de decisão dos agentes econômicos e investidores no mercado (BLANCHARD, 1981; CAMPBELL, 1993). No contexto do mercado financeiro e de capitais, as expectativas econômicas, formadas a partir da opinião de instituições e analistas econômicos sobre o comportamento futuro das variáveis macroeconômicas, representam um conjunto de dados e informações que são utilizados pelos agentes econômicos e investidores na precificação dos seus ativos financeiros, e por consequência na tomada de decisão.

Assim, o desempenho das empresas, principalmente de capital aberto, e, por consequência os índices das bolsas, criados para medir este desempenho, são influenciados por instabilidades e perturbações do cenário econômico e político. Esses índices cumprem três funções: 1. servem como indicadores da variação de preços dos ativos no mercado; 2. servem de *benchmark* para outras aplicações; e 3. atuam como ativo-objeto em contratos no mercado futuro (ASSAF NETO, 2014).

De maneira geral, um índice de bolsa serve como referência para mensurar o desempenho geral das ações que o compõem, sendo que seu nível depende das interações entre diferentes agentes e fatores econômicos. Assim, as ações que compõem os índices do mercado de ações estão sujeitas a riscos decorrentes do cenário macroeconômico, que causam flutuações no desempenho destes ativos e, conseqüentemente, nos índices.

No mercado brasileiro, além do Ibovespa, que é seu principal índice, a BM&FBovespa calcula e disponibiliza outros índices setoriais, cuja importância está no fato de permitirem que gestores, investidores e empresários possam acompanhar o desempenho médio das empresas, servindo como *benchmarks* mais específicos para o mercado.

O objetivo deste trabalho é identificar se as expectativas macroeconômicas brasileiras divulgadas no Relatório Focus influenciam a precificação das ações de empresas que

compõem principais índices setoriais da BM&FBovespa, considerando o período de janeiro de 2009 até dezembro de 2016.

O Relatório Focus, divulgado toda segunda-feira pelo Banco Central, contém as expectativas de variáveis como produto interno bruto (PIB), produto industrial, índices de preços, câmbio entre outros. A pesquisa das expectativas é feita diariamente, utilizando as previsões de aproximadamente 120 instituições financeiras, sobre as principais variáveis econômicas. São divulgadas as medianas das previsões das instituições participantes e as médias e medianas das cinco instituições cujas expectativas mais acertaram (BACEN, 2016).

O artigo tem a seguinte estrutura, após essa introdução, a seção 2 apresenta o referencial teórico de suporte à pesquisa empírica. A metodologia e os resultados são apresentados nas seções 3 e 4, respectivamente. Encerra-se com as considerações finais na seção 5, seguidas das referências.

2. Revisão da Literatura

Sharpe (1964), com importantes contribuições de Lintner (1965) e Mossin (1966), desenvolveram o *Capital Asset Pricing Model – CAPM*, que se fundamenta na observação de que os aspectos do cenário econômico de um país influenciam de maneira não-diversificável o risco relacionado aos investimentos. Na perspectiva deste modelo, a diversificação proposta por Markowitz (1952), diminuiria o risco de um portfólio por meio de investimentos em ativos de diferentes empresas e setores. Dessa forma, na perspectiva do *CAPM*, o risco de um investimento não pode ser completamente diversificado. A diversificação permite que o investidor promova uma redução dos fatores de risco exceto aquele resultante de flutuações na atividade econômica, o qual persiste mesmo quando a combinação de ativos é eficiente. Nesse contexto, a análise dos fatores macroeconômicos assume papel relevante para o desempenho dos índices do mercado de ações, uma vez que os ativos e os investidores são afetados de uma maneira que não é passível de controle.

Assim, alterações nas variáveis macroeconômicas não antecipadas seriam capazes de influenciar os preços dos ativos no mercado, sendo algumas, em escala maior do que outras. Entretanto, existe um descompasso entre a importância teórica destas variáveis e a completa

ignorância sobre os seus impactos efetivos nas expectativas dos agentes do mercado e investidores (CHEN; ROLL; ROSS, 1986).

Por exemplo, a política monetária interferiria nos preços de ativos de maneira direta por meio da taxa de juros, e de maneira indireta por meio da sua influência sobre os dividendos e o prêmio de risco, pela influência no grau de incerteza enfrentado pelos agentes econômicos. Desta forma, o impacto causado pelas variáveis macroeconômicas no preço dos ativos negociados em bolsa, e dos seus índices, pode ser observado com maior ou menor precisão, dependendo da variável analisada e suas alterações (BJØRNLAND e LEITEMO, 2009).

Existem tanto na literatura, tanto internacional, quanto nacional, pesquisas cujo objetivo foi determinar e mensurar a influência de variáveis macroeconômicas sobre os índices das bolsas. Entretanto, as evidências empíricas ainda são inconsistentes entre si, e por este motivo, não permitem chegar a uma conclusão definitiva sobre como as mudanças macroeconômicas em geral interferem no desempenho desses índices.

Os quadro 1 e 2 apresentam uma síntese das evidências empíricas da influência de variáveis macroeconômicas sobre o desempenho das empresas e dos índices das bolsas de valores, da literatura internacional e nacional.

Quadro 1 - Evidências Empíricas na Literatura Internacional

| Autor(es) Ano | Objetivo | Conclusão |
|--|--|---|
| Bjørnland e Leitemo (2009) | Analisar a relação entre preços de ativos a política monetária nos Estados Unidos. | Existe uma interação simultânea entre as taxas de juros e choques nos preços de ativos no mercado acionário norte-americano. |
| Shanken e Weinstein (2006) | Determinar quais variáveis influenciam a precificação dos ativos. | Apenas o fator de produção industrial se mostrou significativo para a determinação dos preços dos ativos. |
| Flannery e Protopapadakis (2002) | Verificar a relação entre variáveis macroeconômicas e o mercado acionário dos Estados Unidos. | A oferta monetária afeta a volatilidade e o retorno das ações, de forma positiva. A volatilidade é afetada pela balança comercial (negativamente) e pelo nível de emprego (positivamente). Os retornos apresentaram relação negativa e significativa para os índices de níveis de preços. |
| Lee (1992) | Analisar as relações entre retornos de ativos, taxas de juros, inflação e atividade econômica no período pós-guerra nos Estados Unidos. | Os retornos de ativos explicam fortemente a variação na atividade econômica e explicam pouco da variação na inflação. A taxa de juros explica fortemente a variação na inflação; e esta explica pouco da variação na atividade econômica. Não existe relação entre retornos das ações e inflação. |
| Chen, Roll e Ross (1986) | Determinar quais variáveis influenciam a precificação dos ativos, e que, consequentemente, seriam fonte do risco não-diversificável (risco sistemático). | Produção industrial, mudanças no prêmio de risco e na curva de produção se mostraram significantes na precificação. A inflação interfere de maneira mais fraca. Consumo <i>per capita</i> e a mudança no preço do petróleo não exercem efeitos significativos. |

FONTE - Elaborado pelos autores.

Quadro 2 - Evidências Empíricas na Literatura Nacional

| Autor(es) Ano | Objetivo | Conclusão |
|------------------------------------|---|--|
| Oliveira (2014) | Verificar se a volatilidade implícita do Ibovespa reflete o nível de incerteza dos analistas sobre premissas macroeconômicas. | Evidências de que há uma relação positiva entre aumento das incertezas das premissas macroeconômicas e o aumento da volatilidade implícita do Ibovespa. |
| Vartanian (2012) | Analisar a existência do efeito contágio no Ibovespa pelo índice Dow Jones, o preço das commodities e a taxa de câmbio. | No curto prazo o Ibovespa reage positivamente ao choques de preços das commodities e com o índice Dow Jones, sinalizando para a existência do efeito contágio sobre o Ibovespa. |
| Moreira (2011) | Examinar a relação volatilidade / retornos de ações negociadas na BM&FBovespa com expectativas econômicas do Relatório Focus. | Relação significante e positiva para a taxa de câmbio, a liquidez e o saldo da balança comercial. E Negativa para as variáveis taxa de juros e o produto industrial. |
| Caselani e Eid Jr. (2008) | Avaliar fatores microeconômicos e conjunturais com relação à volatilidade das principais ações negociadas na BMF&Bovespa. | Relação negativa entre o produto industrial e a volatilidade, e positiva para o giro dos negócios e a taxa de juros e a volatilidade passada. |
| Pimenta Jr. e Higuchi (2008) | Analisar a relação de causalidade entre variáveis macroeconômicas e o retorno de ações negociadas na BMF&Bovespa. | A taxa de câmbio apresentou nível de causalidade mais elevado em relação ao Ibovespa. As outras variáveis não apresentaram significância estatística. |
| Grôppo (2006) | Analisar a relação casual entre o Ibovespa e variáveis monetárias. | Relação negativa entre o índice e as variáveis: taxa de câmbio e a taxa de juros de curto e longo prazo. |
| Grôppo (2004) | Relacionar a causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa para o período de janeiro 1995 a 2003. | Relação significante e negativa entre a taxa de câmbio real, taxa de juros e o Ibovespa, com maior poder de explicação para esta última, sinalizando uma relação de substituição entre renda fixa e mercado acionário. |

FONTE - Elaborado pelos autores.

Conforme se observa nas constatações do quadro 1, os resultados sobre a possível influência das variáveis macroeconômicas não podem ser tomadas em caráter conclusivo e definitivo. Embora muitos estudos similares apontem para uma mesma direção, ainda existem diferenças entre a magnitude da influência detectada nas diferentes pesquisas. Estas variações podem ser decorrentes: 1. dos modelos econométricos utilizados; 2. dos diversos períodos analisados; 3. base de dados. Entretanto, estes estudos sinalizam para o fato de que o Ibovespa sofre interferência, seja de maneira mais fraca ou forte, da expectativa de variáveis macroeconômicas.

3. Metodologia

Esta pesquisa tem caráter descritivo, uma vez que visa descrever a influência de variáveis macroeconômicas sobre índices setoriais da BM&FBovespa. Foi conduzida com enfoque quantitativo, utilizando para isso dados secundários obtidos da base de dados Economática® e do *site* do Banco Central do Brasil (Bacen). Ademais, é *ex-post-facto*, uma vez que se trata de dados já ocorridos no passado. Os testes estatísticos, bem como os modelos econométricos foram processados no *software* GRETL: *Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*.

3.1. Dados

As variáveis independentes desta pesquisa representam a mediana das expectativas das séries temporais divulgadas no Relatório Focus, disponíveis no *site* do Bacen. Optou-se neste trabalho pelo uso da mediana devido à possibilidade dela ser usada para distribuições assimétricas e simétricas e por não ser influenciada por valores extremos.

Este relatório divulga toda segunda-feira as medianas das variáveis coletadas na sexta-feira anterior, com projeção para o final do ano atual e para o final do ano seguinte. As variáveis divulgadas são: índices de inflação (IPCA, IGP-DI, IGP-M, IPC); taxa de câmbio, SELIC, PIB, produção industrial, entre outras. No caso do ano de 2016, divulga-se a mediana das expectativas realizadas pelos agentes na sexta-feira para o final do ano de 2016 e final de 2017. Também são disponibilizadas as expectativas diárias da semana anterior.

Para esta pesquisa, foram coletados os dados do primeiro relatório de cada mês com as expectativas do final do ano posterior à projeção. Por exemplo: para o ano de 2009, coletaram-se em todo primeiro relatório mensal, os dados das expectativa para o término de 2010, e assim sucessivamente. Ou seja, foram coletados os dados de expectativas divulgados todas as segundas-feiras do início de cada mês.

A amostra dispôs de um total de 96 observações, no entanto devido a transformações dos dados foi perdida uma observação, ficando no total de 95 observações. Tal perda se deu para



calcular o logaritmo dos retornos dos índices e também a taxa de variação das expectativas. O quadro 3 apresenta as variáveis utilizadas nesta pesquisa.

Quadro 3 - Variáveis Utilizadas na Pesquisa

| Variável | Abreviação | Explicação | Unidade de Medida |
|-----------------------------------|--------------------|---|-------------------------------|
| Índice de Preços Consumidor Amplo | IPCA | Fornecer a evolução, a cada semana, dos preços no varejo nas principais metrópoles brasileiras. Mede a variação do custo de vida das famílias com chefes assalariados e com rendimento mensal compreendido entre 1 e 40 salários mínimos mensais. | % acumulada próximos 12 meses |
| Taxa Over Selic | SelicOver | É a meta para taxa média ponderada pelo volume das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e realizadas no Selic, na forma de operações compromissadas. É a taxa básica utilizada como referência pela política monetária. | % a.a. |
| Balança Comercial | BalComer | É o resultado da exportações menos as importações. As exportações e importações são consideradas pelos valores FOB, ou seja, livre dos custos internacionais de transporte e seguro. | Em Bilhões US\$ |
| Resultado Primário | ResPrimár | É a diferença entre as receitas e despesas do governo, excluindo-se da conta as receitas e despesas com juros. | % do PIB |
| Produção Industrial | ProdIndus | Indicador de curto prazo relativos a comportamento do produto real das indústrias extrativa e de transformação. | Variação % |
| Balanço de Pagamentos | BalPag | É o registro estatístico de todas as transações - fluxo de bens e direitos de valor econômico entre os residentes de uma economia restante do mundo, ocorridos em determinado período de tempo. | Em Bilhões US\$ |
| Produto Interno Bruto | PIB | A soma de todos os serviços e bens finais produzidos em uma economia. | Variação % |
| Preços Administrados | PreAdm | Refere-se aos preços que são insensíveis às condições de oferta e demanda porque são estabelecidos por contrato ou por órgão público, como exemplo, água, esgoto, plano de saúde, passagens de ônibus. | Variação % |
| Taxa de Câmbio | Câmbio | É o preço de uma moeda estrangeira medido em unidades ou frações (centavos) da moeda nacional. | R\$/US\$ |
| Taxa de Câmbio Top-5 | T5Câmbio | Indicadores do Top 5 - Taxa de Câmbio | R\$/US\$ |
| IPCA Top-5 | T5IPCA | Indicadores do Top 5 - IPCA | Variação % |
| Selic Over Top-5 | T5SelicOver | Indicadores do Top 5 - Meta para Taxa Over-Selic | % a.a. |

Os dados dos índices foram retirados da base de dados da Consultoria Econômica®. Foram coletados os preços de fechamentos diários de cada índice individualmente. Para este trabalho foi medido os retornos diários de cada índice, ou seja, a diferença percentual entre o fechamento da primeira segunda-feira do mês, no dia da divulgação do primeiro Relatório

Focus do mês, e o fechamento do dia anterior, geralmente na sexta-feira. O quadro 4 apresenta os índices setoriais e suas abreviações utilizadas nesta pesquisa:

Quadro 4 - Índices Setoriais Utilizados como Variáveis Dependentes

| Índice | Sigla | Explicação |
|-------------------------------|-------------------|---|
| Índice de consumo | ICON (LN_ICON) | O objetivo do ICON é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade dos setores de consumo cíclico, consumo não cíclico e saúde. |
| Índice de Energia Elétrica | IEE (LN_IEE) | O objetivo do IEE é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do setor de energia elétrica. |
| Índice BM&FBOVESPA Financeiro | IFNC (LN_IFNC) | O objetivo do IFNC é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade dos setores de intermediários financeiros, serviços financeiros diversos, previdência e seguros. |
| Índice de Materiais Básicos | IMAT (LN_IMAT) | O objetivo do IMAT é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade dos setores de materiais básicos. |
| Índice Imobiliário | IMOB (LN_IMOB) | O objetivo do IMOB é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade dos setores da atividade imobiliária compreendido por exploração de imóveis e construção civil. |
| Índice do Setor Industrial | INDX (LN_INDX) | O objetivo do INDX é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade dos setores da atividade industrial compreendidos por materiais básicos, bens industriais, bens de consumo cíclico, consumo não cíclico, tecnologia da informação e saúde. |
| Índice Utilidade Pública | UTIL (LN_UTIL) | O objetivo do UTIL é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do setor de utilidade pública (energia elétrica, água, saneamento e gás). |

Fonte: Elaboração própria, com base em Dados da BM&FBovespa (2016).

Visando identificar a expectativa da variação dos preços na economia sobre as variáveis dependentes, e evitar a multicolineariedade, optou-se por utilizar apenas um índice de inflação, o IPCA (Índice de Preço ao Consumidor Amplo). Como variável dependente foi utilizado o retorno dos índices, em sua forma logaritmizada, pois sabe-se que, $\ln(1 + R_t) \approx R_t$, são valores bastante próximos e o uso dos logaritmos deixa a série mais estacionária, condição necessária para a validação dos testes no modelo, conforme segue:

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \approx R_t \quad (1)$$

Na qual, P_{t-1} igual ao fechamento de sexta-feira e P_t o fechamento de segunda-feira.

3.2. Modelo Econométrico

Segundo a hipótese de Gauss-Markov, se a regressão segue as premissas do modelo de regressão linear, os estimadores do método de mínimos quadrados ordinários MQO se tornam *BLUE* (*Best Linear Unviesed Estimators*). Para verificar as hipóteses, os seguintes testes foram realizados: homocedasticidade (Testes de White e Bruesh-Pagan), autocorrelação (D de Durbin-Watson e Teste LM de Breusch-Godfrey), multicolineareadade (Estatística VIF), normalidade dos resíduos (Teste de Doornik-Hansen), má especificação do modelo (*RESET* de Ramsey). Além disso, para verificar a estacionariedade das séries foi aplicado o teste de Dick-Fuller Aumentado (DFA).

Foram realizados os testes DFA para todas as séries, utilizando 25 defasagens, e considerando um nível de significância de 1%, constatou-se que todas as séries utilizadas nos modelos são estacionárias. Para todos os modelos deste trabalho foi verificado que as variáveis apresentaram um valor de VIF abaixo de 3, ou seja, não há colinearidade perfeita nas variáveis. O teste de Chow trabalha sob a H_0 de: sem falha estrutural, conferindo a estabilidade dos parâmetros ao longo do tempo. Por fim, também foram analisados os R ajustados e o teste F para cada um dos modelos (GUAJARATI, 2011).

A equação 2 mostra o modelo geral analisado nesta pesquisa. Foram rodados sete modelos nos quais, Y_t são os índices setoriais. Para cada modelo, foi regredido inicialmente a sua forma completa, ou seja, considerando todas as variáveis explicativas. Nos modelos finais, com intuito de melhorar a estimação e o entendimento de cada um, foram selecionadas aquelas variáveis explanatórias usando o critério baseado na função de máxima verossimilhança (critério de AKAIKE), segundo o qual o modelo que apresenta o menor valor é considerado o de melhor ajuste (WOOLDRIDGE, 2006).

$$\begin{aligned}
 Y_t = & \beta_0 + \beta_1 Bal_Come + \beta_2 Bal_Pag + \beta_3 Pre_Adm + \beta_4 Res_Primár \\
 & + \beta_4 Prod_Indus + \beta_5 T5Câmbio + \beta_6 T5IPCA + \beta_7 SelicOver \\
 & + U_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

Na qual: y_t é a variável dependente, β_0 é o intercepto, β_x são os coeficientes angulares das variáveis independentes (balança comercial, balanço de pagamento, preços administrados, resultado primário, produção industrial, taxa de câmbio, inflação e taxa de juros) e u_t é o componente de erro da série temporal, no período t .

4. Resultados

4.1. Análise dos Modelos Iniciais (Completo)

Nesta seção são apresentados os resultados para os modelos com todas as variáveis.

Tabela 1: Índice Setor Financeiro (IFCN) – Completa

| Variável Dependente | Variáveis Explanatórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|-------------------------|-------------------------|-----------------|---------------|-------------------|----------------|
| LN_INDIX | Constante | 0,0018 | 0,0018 | 0,3193 | NA |
| | Bal_Com | 0,0042 | 0,0722 | 0,9535 | + |
| | Bal_Pag | 0,0091 | 0,0195 | 0,6413 | + / - |
| | Preços_Adm | -0,0064 | 0,0258 | 0,8035 | + / - |
| | Resul_Primar | -0,0196 | 0,0086 | 0,0247 *** | + |
| | Prod_Indus | -0,0072 | 0,0069 | 0,2990 | + |
| | T5Cambio | -0,0829 | 0,0398 | 0,0404 ** | - |
| | T5IPCA | 0,0040 | 0,0298 | 0,8950 | + / - |
| | T5SelicOver | -0,0363 | 0,0319 | 0,2585 | - |
| | Prob >F | 0,0676 | Normalidade | | 0,0011 |
| D-Durbin Watson | 1,8448 | Teste LM, ord.2 | | 0,2000 | |
| R ² Ajustado | 0,0724 | AKAIKE | | -496,3761 | |

Nota - NA: não se aplica; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%.

Fonte - Elaboração própria.

Tabela 2: Índice Setor Industrial (INDX) – Completa

| Variável Dependente | Variáveis Explanatórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|-------------------------|-------------------------|----------------|-----------------|-------------------|----------------|
| LN_INDX | Constante | 0,0018 | 0,0018 | 0,3193 | NA |
| | Bal_Com | 0,0042 | 0,0722 | 0,9535 | + |
| | Bal_Pag | 0,0091 | 0,0195 | 0,6413 | + / - |
| | Preços_Adm | -0,0064 | 0,0258 | 0,8035 | + / - |
| | Resul_Primar | -0,0196 | 0,0086 | 0,0247 *** | + |
| | Prod_Indus | -0,0072 | 0,0069 | 0,2990 | + |
| | T5Cambio | -0,0829 | 0,0398 | 0,0404 ** | - |
| | T5IPCA | 0,0040 | 0,0298 | 0,8950 | + / - |
| | T5SelicOver | -0,0363 | 0,0319 | 0,2585 | - |
| | Prob >F | 0,0676 | Normalidade | | 0,0011 |
| | D-Durbin Watson | 1,8448 | Teste LM, ord.2 | | 0,2000 |
| R ² Ajustado | 0,0724 | AKAIKE | | -496,3761 | |

Nota - NA: não se aplica; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%.

Fonte - Elaboração própria.

Tabela 3: Índice Setor Imobiliário (IMOB) – Completa

| Variável Dependente | Variáveis Explanatórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|-------------------------|-------------------------|---------------|-----------------|-----------------|----------------|
| LN_IMOB | Constante | 0,0007 | 0,0019 | 0,7035 | NA |
| | Bal_Com | -0,0296 | 0,0761 | 0,6981 | + |
| | Bal_Pag | 0,0388 | 0,0206 | 0,0636 * | NA |
| | Preços_Adm | -0,0076 | 0,0272 | 0,7820 | + / - |
| | Resul_Primar | 0,0032 | 0,0091 | 0,7210 | + |
| | Prod_Indus | 0,0070 | 0,0073 | 0,3380 | + |
| | T5Cambio | -0,0518 | 0,0420 | 0,2215 | + / - |
| | T5IPCA | -0,0089 | 0,0315 | 0,7786 | + / - |
| | T5SelicOver | -0,0424 | 0,0337 | 0,2118 | - |
| | Prob >F | 0,9283 | Normalidade | | 0,0000 |
| | D-Durbin Watson | 2,0043 | Teste LM, ord.2 | | 0,4791 |
| R ² Ajustado | -0,0557 | AKAIKE | | -446,3070 | |

Nota - NA: não se aplica; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%.

Fonte - Elaboração própria.

Os resultados das regressões cujas variáveis explicativas são o índice financeiro (IFNC), o



índice do setor industrial (INDX) e o índice imobiliário (IMOB), apresentados nas tabelas 1, 2 e 3, respectivamente, foram excluídos da análise final por não apresentarem normalidade dos resíduos.

Tabela 4: Índice de Consumo (ICON) – Completa

| Variável Dependente | Variáveis Explanatórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|-------------------------|-------------------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|
| LN_ICON | Constante | 0,0022 | 0,0015 | 0,1451 | NA |
| | Bal_Com | 0,0050 | 0,0609 | 0,9345 | + |
| | Bal_Pag | 0,0207 | 0,0165 | 0,2139 | + / - |
| | Preços_Adm | -0,0080 | 0,0218 | 0,7138 | + / - |
| | Resul_Primar | -0,0075 | 0,0073 | 0,3058 | + |
| | Prod_Indus | -0,0080 | 0,0058 | 0,1753 | + |
| | T5Cambio | -0,0643 | 0,0336 | 0,0593 * | - |
| | T5IPCA | -0,0026 | 0,0252 | 0,9187 | + / - |
| | T5SelicOver | -0,0349 | 0,0270 | 0,1990 | - |
| | Prob >F | 0,1405 | Normalidade | | 0,2164 |
| D-Durbin Watson | 1,8711 | Teste de White | | 0,1043 | |
| R ² Ajustado | 0,0476 | AKAIKE | | -528,5538 | |

Nota - NA: não se aplica; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%.

Fonte - Elaboração própria.

Tabela 5: Índice de Utilidade Pública (UTIL) – Completa

| Variável Dependente | Variáveis Explanatórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|-------------------------|-------------------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|
| LN_UTIL | Constante | 0,0020 | 0,0016 | 0,1980 | NA |
| | Bal_Com | 0,0135 | 0,0648 | 0,8351 | + |
| | Bal_Pag | 0,0180 | 0,0175 | 0,3069 | + / - |
| | Preços_Adm | 0,0157 | 0,0231 | 0,4982 | + |
| | Resul_Primar | 0,0076 | 0,0077 | 0,3279 | + |
| | Prod_Indus | 0,0071 | 0,0062 | 0,2569 | + |
| | T5Cambio | -0,0366 | 0,0358 | 0,3091 | - |
| | T5IPCA | -0,0025 | 0,0268 | 0,9271 | + / - |
| | T5SelicOver | -0,0547 | 0,0286 | 0,0595 * | - |
| | Prob >F | 0,1908 | Normalidade | | 0,4075 |
| D-Durbin Watson | 2,0197 | Teste de White | | 0,0038 | |
| R ² Ajustado | 0,0363 | AKAIKE | | -516,9607 | |

Nota - NA: não se aplica; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%.

Fonte - Elaboração própria.

Tabela 6: Índice de Energia Elétrica (IEE) - Completa

| Variável Dependente | Variáveis Explanatórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|-------------------------|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|
| LN_IEE | Constante | 0,0029 | 0,0015 | 0,058 * | NA |
| | Bal_Com | -0,0275 | 0,0612 | 0,6546 | + / - |
| | Bal_Pag | 0,0084 | 0,0166 | 0,6141 | + / - |
| | Preços_Adm | 0,0206 | 0,0219 | 0,3480 | + / - |
| | Resul_Primar | 0,0045 | 0,0073 | 0,5352 | + |
| | Prod_Indus | 0,0041 | 0,0059 | 0,4900 | + |
| | T5Cambio | -0,0481 | 0,0338 | 0,1585 | + / - |
| | T5IPCA | -0,0186 | 0,0253 | 0,4641 | + / - |
| | T5SelicOver | -0,0523 | 0,0271 | 0,0564 * | - |
| | Prob >F | 0,2552 | Normalidade | | 0,2872 |
| | D-Durbin Watson | 2,1166 | Teste de White | | 0,0046 |
| R ² Ajustado | 0,0248 | AKAIKE | | -527,7471 | |

Nota - NA: não se aplica; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%.

Fonte - Elaboração própria.

Tabela 7: Índice de Materiais (IMAT) - Completa

| Variável Dependente | Variáveis Explanatórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|-------------------------|-------------------------|----------------|-----------------|-------------------|----------------|
| LN_IMAT | Constante | 0,0034 | 0,0024 | 0,1607 | NA |
| | Bal_Com | -0,0170 | 0,0999 | 0,8656 | + |
| | Bal_Pag | 0,0041 | 0,0270 | 0,8787 | + |
| | Preços_Adm | -0,0063 | 0,0357 | 0,8606 | + / - |
| | Resul_Primar | -0,0420 | 0,0119 | 0,0007 *** | + |
| | Prod_Indus | -0,0013 | 0,0096 | 0,8916 | + |
| | T5Cambio | -0,1060 | 0,0551 | 0,0578 * | - |
| | T5IPCA | 0,0254 | 0,0413 | 0,5399 | + / - |
| | T5SelicOver | -0,0113 | 0,0442 | 0,7991 | - |
| | Prob >F | 0,0171 | Normalidade | | 0,0966 |
| | D-Durbin Watson | 1,6879 | Teste LM, ord.2 | | 0,0061 |
| R ² Ajustado | 0,1134 | AKAIKE | | -434,6100 | |

Nota - NA: não se aplica; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%.

Fonte - Elaboração própria.

Os resultados dos modelos apresentados nas tabelas 4 a 7, referentes ao ICON, IEE, UTIL E IMAT, respectivamente, apresentaram um alto p-valor para o teste F, sinalizando que o conjunto de variáveis destes modelos não tem poder explanatório para os respectivos termos

independentes. Pode-se observar que nos modelos IMAT e IEE também existe a presença de heterocedasticidade, sinalizado pelo baixo p-valor do teste de White. No entanto, tanto o teste F quanto a heterocedasticidade não foram verificados nas versões finais, viabilizando assim a interpretação dos mesmos.

O último modelo, que contém o índice de materiais básicos (IMAT) como variável dependente, apresentado na tabela 7, foi identificada a presença de autocorrelação, constatada tanto pelo valor D de Durbin-Watson, quanto pelo teste LM de segunda ordem. Segundo Gujarati (2011) para corrigir o problema de auto correlação pode-se utilizar o método de Cochrane-Orcutt. A regressão final, estimada através deste método obteve as condições necessárias para sua análise, ou seja, a auto correlação foi corrigida.

4.2. Análise dos Modelos Finais

Todos os quatro modelos finais deste trabalho, ICON, IEE, UTIL e IMAT, apresentaram relação estatisticamente significativa, com sinal negativo, para a variação da expectativa da taxa de câmbio (T5Câmbio). Entre as pesquisas empíricas estudadas foram encontrados resultados similares nos trabalhos de Grôppo (2004, 2006) e Moreira (2011). Acredita-se que a relação entre os índices setoriais e a taxa de câmbio pode ser analisada a partir do seguinte argumento econômico financeiro: uma redução das expectativas da taxa de câmbio significa que os agentes esperam que haja uma redução do valor futuro do Dólar. A redução cambial pode ocorrer de duas maneiras principais, pela atuação do Banco Central, ou pela entrada de capital externo, ambos valorizam moeda local. A entrada de capital estrangeiro no país e a valorização do Real refletem no aquecimento da demanda agregada, e, conseqüentemente, na demanda por ações da bolsa de valores.

Tabela 8: ICON - Índice de Consumo – Versão Final

| Variável Dependente | Variáveis Exploratórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|---------------------|-------------------------------|-------------------|-----------------------------|-----------------|----------------|
| LN_ICON | Constante | 0,00212546 | 0,001464 | 0,1489 | NA |
| | Prod_Indus | -0,0123086 | 0,004905 | 0,0139** | + |
| | T5Câmbio | -0,0565083 | 0,032043 | 0,0811* | - |
| | <u>Prob >F</u> | 0,014953 | <u>Normalidade Resíduos</u> | | 0,177185 |
| | <u>R² Ajustado</u> | 0,067476 | <u>AKAIKE</u> | | -536,1512 |
| | <u>Teste RESET</u> | 0,848661 | <u>Teste de Chow</u> | | 0,035112 |
| | <u>Teste White</u> | 0,268286 | <u>Teste LM, menor p-</u> | | 0,035112 |
| | <u>Teste de B-P</u> | 0,940198 | <u>D – Durbin-Watson</u> | | 1,783321 |

Nota - NA: não se aplica; B-P: Bruesh-Pagan; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte - Elaboração própria.

Conforme se observa na tabela 8, a versão final para os retornos diários do ICON apresentou duas variáveis estatisticamente significantes, sendo elas a variação da expectativa do produto industrial mensal, a um nível de 5%, e a variação da expectativa da taxa de câmbio, a um nível de 10%. O sinal esperado para produto industrial é positivo, no entanto, para o modelo desta pesquisa foi observada uma relação negativa, o que não corrobora com o referencial teórico levantado. Tal resultado também foi encontrado no trabalho de Moreira (2011), que utilizou as variáveis para o Relatório Focus. Entretanto, o resultado pode ser uma indicação de uma relação de substituição entre investimento em capital fixo (capital industrial) e capital variável.

Tabela 9: IEE - Índice de Energia Elétrica – Versão Final

| Variável Dependente | Variáveis Exploratórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|---------------------|-------------------------------|---------------|-----------------------------|----------|----------------|
| LN_IEE | Constante | 0,00293421 | 0,001462 | 0,0477** | NA |
| | T5Câmbio | -0,0574626 | 0,031928 | 0,0752* | - |
| | T5SelicOver | -0,0489144 | 0,023389 | 0,0393** | - |
| | <u>Prob >F</u> | 0,027398 | <u>Normalidade Resíduos</u> | | 0,244515 |
| | <u>R² Ajustado</u> | 0,055118 | <u>AKAIKE</u> | | -536,3443 |
| | <u>Teste RESET</u> | 0,298814 | <u>Teste de Chow</u> | | 0,124221 |
| | <u>Teste White</u> | 0,019101 | <u>Teste LM, menor p-</u> | | 0,062421 |
| | <u>Teste de B-P</u> | 0,629364 | <u>D-Durbin-Watson</u> | | 2,063169 |

Nota - NA: não se aplica; B-P: Bruesh-Pagan; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte - Elaboração própria.

A versão final do IEE, apresentada na tabela 9, exibiu relação estatisticamente significativa, com sinal negativo, para a variação da expectativa da taxa de câmbio e da meta para taxa Selic *Over*. Os resultados para a taxa de juros Selic *Over* seguiram o mesmo sinal das pesquisas de Gróppo (2004) e Morreira (2011).

Como o setor elétrico fornece energia tanto para as famílias e quanto para as indústrias, a redução da taxa de juros é indicativo de redução dos riscos e das incertezas em uma economia, levando ao aumento da atividade econômica, o que reflete na demanda do setor. Também pode-se buscar entendimento dessa variável através da relação entre a inflação, a taxa Selic e as tarifas de energia elétrica. Desde a adoção do sistema de metas pelo Banco Central do Brasil em 1999, o meio mais utilizado pelo governo para alcançar a meta da inflação foi através da política monetária aumento/redução dos juros. Uma redução da meta da taxa Selic indica que há uma menor pressão inflacionária na economia. Os reajustes nas tarifas de energia elétrica são controladas pelo governo e impactam na inflação, a redução da inflação permite que o governo aumente as tarifas do setor, e conseqüentemente seus lucros. Entretanto não foi encontrado relação direta entre a variações das expectativas do IPCA, ou dos preços administrados e o índice de energia elétrica.

Tabela 10: UTIL – Índice de Utilidade Pública - Versão Final

| Variável Dependente | Variáveis Exploratórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|---------------------|-------------------------------|---------------|---------------------------------|---------|----------------|
| LN_UTIL | Constante | 0,00211192 | 0,001561 | 0,1794 | NA |
| | Prod_Indus | 0,00844509 | 0,005236 | 0,1102 | + |
| | T5Câmbio | -0,0509525 | 0,034178 | 0,1395 | - |
| | T5SelicOver | -0,0404953 | 0,024988 | 0,1086 | - |
| | <u>Prob >F</u> | 0,0532 | <u>Normalidade Resíduos</u> | | 0,205299 |
| | <u>R² Ajustado</u> | 0,050161 | <u>AKAIKE</u> | | -522,9705 |
| | <u>Teste RESET</u> | 0,041223 | <u>Teste de Chow</u> | | 0,382237 |
| | <u>Teste White</u> | 0,012511 | <u>Teste LM, menor p- valor</u> | | 0,666536 |
| | <u>Teste de B-P</u> | 0,319989 | <u>D-Durbin-Watson</u> | | 1,98224 |

Nota - NA: não se aplica; B-P: Bruesh-Pagan; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte - Elaboração própria.

Conforme se observa na tabela 10, as variáveis explicativas não foram estatisticamente significantes para o modelo que contém o índice de utilidade pública (UTIL) como variável dependente. Chama a atenção entretanto, que todos os sinais encontrados estão de acordo com o sinal esperado, sendo estes negativos para as expectativas da taxa de câmbio e da taxa de juros Selic over, e positiva para o produto industrial. O índice UTIL tem grande representatividade na empresas públicas de fornecimento de energia elétrica, água e saneamento e gás. Um aumento na expectativas do produto industrial e a redução da expectativa da taxa de juros Selic, sugerem que existe uma expectativa de aumento na atividade econômica, o que leva ao aumento da demanda por produtos deste setor.

Tabela 11: IMAT - Índice de Materiais Básicos – Versão Final

| Variável Dependente | Variáveis Exploratórias | Coefficientes | Erro Padrão | p-valor | Sinal Esperado |
|---------------------|-------------------------------|-------------------|-----------------------------|----------------------|----------------|
| LN_MAT | Constante | 0,00357605 | 0,002731 | 0,1938 | NA |
| | T5Câmbio | -0,0443097 | 0,009931 | <0,0001*** | + |
| | T5SelicOver | -0,102772 | 0,052638 | 0,054* | - |
| | <u>Prob >F</u> | 0,000084 | <u>Normalidade Resíduos</u> | | 0,07428300 |
| | <u>R² Ajustado</u> | 0,181466 | <u>AKAIKE</u> | | NA |
| | <u>ARCH ordem 1</u> | 0,553407 | <u>ARCH ordem 12</u> | | 0,832173 |
| | <u>ARCH ordem 2</u> | 0,860158 | <u>Restrição Fator</u> | | 0,275681 |
| | <u>ARCH ordem 3</u> | 0,778221 | <u>D-Durbin Watson</u> | | 1,905771 |

Nota - NA: não se aplica; B-P: Bruesh-Pagan; *, **, *** significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Fonte - Elaboração própria.

Conforme se observa na tabela 11, na versão final do IMAT, duas variáveis foram estatisticamente significantes e com sinal negativo, a variação das expectativas a taxa de câmbio e a taxa Selic *over*. O sinal do coeficiente para as expectativas da taxa de cambio pode ser entendido como sinal de entrada de Dólar devido ao um aumento dos contratos de exportações de materiais básico, o que interfere diretamente no lucro dessas empresas. A redução da meta para Selic também reduz o custo do financiamento imobiliário, aumentando assim a quantidade de imóveis vendidos e construídos. Impactando diretamente o setor de construção civil, o que reflete diretamente na demanda por materiais básicos.

Para todos os modelos que apresentaram um sinal negativo para o aumento das expectativas da taxa Selic, pode ser analisado através de uma possível relação de substituição entre investimento em renda fixa e variável. Dois bens podem ser considerados substitutivos quando o aumento do preço de um aumenta a demanda do outro. Observando pela ótica do investidor, a redução do retorno em renda fixa aumenta a demanda por ativos em renda variável.

A meta da taxa Selic também está diretamente relacionada com o prêmio de risco, pois esta taxa é muito utilizada como referência a taxa livre de risco no modelo *CAPM*. Uma redução

da taxa livre de risco leva ao aumento do prêmio de risco, e conseqüentemente, aumenta a expectativa de retorno do ativo. O aumento das expectativas para o retorno aumenta a sua procura, refletindo assim no aumento dos seus preços.

Por fim, foram analisados os valores da estatística R^2 , que mede a qualidade de ajustamento da linha de regressão. Em outras palavras, o R^2 é o percentual da variação total de Y explicada pelo modelo (GUAJARATI, 2011). Comparando os valores dos R^2 ajustados de todos os modelos finais, observa-se que este último modelo tem maior poder explanatório sobre o retorno, sendo seu R^2 igual a 0,1814. Apesar dos demais modelos possuírem um R^2 próximos de 6%, sinalizando baixo poder de explicação, esta pesquisa constatou que de fato existe uma relação entre a mudança nas expectativas das variáveis macroeconômicas do Relatório Focus e os respectivos índices dos modelos finais.

5. Conclusão

Neste estudo, através do modelo de regressão múltipla, buscou-se identificar a existência de uma possível relação entre a variação das expectativas macroeconômicas divulgadas no Relatório Focus e os retornos dos índices setoriais calculados pela BM&FBovespa, considerando o período de janeiro de 2009 até dezembro de 2016.

As informações das expectativas macroeconômicas divulgadas semanalmente no Relatório Focus se tornaram um importante instrumento de auxílio para o processo de decisões de investimento. A análise resultados obtidos nos modelos finais indicam que algumas das variáveis divulgadas impactam na precificação dos ativos financeiros. O que leva a sugestões para pesquisas futuras entre os indicadores do Relatório Focus e o mercado de capitais, como a utilização de retornos para ativos individuais, o uso dos dados semestrais ou o uso de outros modelos econométricos para os mesmos períodos.

Nesta pesquisa chegou-se à conclusão que de fato existe uma influência das expectativas de variáveis macroeconômicas divulgadas no Relatório Focus sobre os índices setoriais da BM&FBovespa, para os índices ICON, IEE, IMAT e UTIL, considerado o período analisado, sendo este último (UTIL) apenas indícios. De maneira mais específica, constatou-se, em consonância com outras pesquisas da literatura nacional, uma relação estatisticamente

significante, com sinal negativo, para a variação da expectativa da taxa de câmbio e da taxa de juros e positivo (contrário ao esperado) com a variação na expectativa da produção industrial.

Enfim, pode-se dizer que os resultados encontrados sinalizam que as expectativas macroeconômicas divulgadas no Relatório Focus podem servir de apoio na previsão de retornos por parte dos agentes econômicos. Servindo com mais um instrumento de apoio para os investidores e colaborando, desse modo para reduzir o risco dos investimentos no mercado financeiro e a incerteza da economia.

Os autores agradecem à FAPEMIG pelo apoio para participação no evento.

Referências

- ASSAF NETO, A. *Mercado financeiro*. 12. ed. São Paulo: Atlas, 2014.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Mercado Focus. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br>>, acesso em maio de 2016.
- BLANCHARD, O.J. Output, the stock market, and interest rates. *American Economic Review*, v.71, n.1, p.132–43, 1981.
- BJØRNLAND, H.C.; LEITEMO, K. Identifying the interdependence between U.S. monetary policy and the stock market. *Journal of Monetary Economics*, v.56, n.2, p.275-282, 2009.
- CAMPBELL, J.Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. *American Economic Review*, v.83, n. 3, p.487–512, 1993.
- CASELANI, C. N.; EID JR., W. Fatores microeconômicos e conjunturais e a volatilidade dos retornos das principais ações negociadas no Brasil. *RAC-Eletrônica*, v.2, n.2, p.330-351, 2008.
- CHEN, N.F.; ROLL, R.; ROSS, S. Economic forces and the stock market. *The Journal of Business*, v.59, n.3, p.383-403, 1986.
- FLANNERY, M. J.; PROTOPAPADAKIS, A. A. Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns. *Review of Financial Studies*, v.15, n.3, p.751-782, 2002.
- GRÔPPO, G.S. *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa*. 2004. 107 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – ESALQ, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.
- GRÔPPO, G.S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. *Revista de Administração de Empresas*, v.46, n. especial, p.72-85, 2006.
- GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 5. ed. São Paulo: AMGH, 2011.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home>>, Acesso em maio de 2016.
- LEE, B.S. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, v.47, n.4, p.1591-1603, 1992.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, v.47, n.1, p.13-37, 1965.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. *The Journal of Finance*, v.7, n.1, p.77-91, 1952.

MOREIRA, E.T. *Relação entre as expectativas econômicas publicadas no Relatório Focus e o retorno e volatilidade das principais ações negociadas no Brasil*. 2011. 209 f. Tese (Doutorado) – CEPEAD-UFMG.

MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, v.34, n.4, p.768-783, 1966.

PIMENTA JR., T.; HIGUCHI, R.H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, v.14, n.2, p.296-315, 2008.

OLIVEIRA, L. F. *Influência da incerteza da expectativa de dados macroeconômicos futuros do Brasil sobre a volatilidade implícita*. UFRGS, Trabalho de Conclusão de Curso, Especialização, 2014.

SHANKEN, J.; WEINSTEIN, M.I. Economic forces and the stock market revisited. *Journal of Empirical Finance*, v.13, n.2, p.129-144, 2006.

SHARPE, W.F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, v.19, n.3, p.425-443, 1964.

VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. *Revista de Administração Contemporânea*, v.16, n.4, p.608-627, 2012.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. Brasil: Pioneira Thomson Learning, 2006.