

Índice Ibovespa: Correlações econômicas com as análises de Pearson e modelagem VEC

Hulisson Fernando Sanches Nunes¹
Angel Dos Santos Fachinelli Ferrarini²
Helis Cristina Zanuto Andrade Santos³

Área de submissão: Área 6 - Macroeconomia

Resumo: O trabalho tem por objetivo verificar a influência de determinadas variáveis econômicas sobre o índice Ibovespa após a implantação do Sistema de Metas de Inflação no Brasil. Para isso, inicialmente é feita uma análise bivariada por meio do Coeficiente de Pearson para identificar a magnitude da relação linear entre Ibov e Selic. Na sequência, utiliza-se do ferramental de modelagem econométrica do Vetor de Correção de Erros (VEC) para analisar as relações de curto e longo prazos com a função Impulso-Resposta e a decomposição da variância. O coeficiente de Pearson apresentou uma forte correlação negativa entre a Selic e o Ibov, resultado pertinente ao encontrado na literatura para uma relação bivariada. As estimativas econométricas indicaram que na equação de longo prazo, a variável Taxa de Câmbio impacta positivamente o Ibov, enquanto que a variável IPCA o impacta negativamente. Além disso, ao longo do horizonte de tempo estudado, o IPCA e a taxa Selic se destacaram na decomposição da variância do índice Ibov, bem como identifica-se a forte influência do próprio índice Ibov sobre ele mesmo, o que pode ser justificado pela “memória financeira” que ocorre nesse tipo de série temporal.

Palavras-Chave: Mercado Financeiro, Taxa de juros Selic, Cointegração.

Abstract: This paper aims to verify how some economic variables could impact on the Ibovespa index after Brazil's policy of inflation targets. For this, initially Pearson's Coefficient was used to identify the magnitude of the linear relationship between Ibov and Selic. Then, the vector error correction (VEC) is used to analyze the short-term and long-term relationships with the Impulse-Response function and the variance decomposition. Pearson's coefficient showed a strong negative correlation between Selic and Ibov, a result pertinent in the literature for a bivariate relationship. The econometric estimates indicated that in the long run equation, the Exchange Rate variable positively impacts the Ibov, while the IPCA variable negatively impacts it. In addition, over the studied time horizon, the IPCA and the Selic rate stood out in the decomposition of the variance of the Ibov index, as well as the strong influence of the Ibov index on itself, which can be justified by the “financial memory” that occurs in this type of time series.

Keywords: Financial Market, Selic prime rate, Cointegration.

JEL Code: E42, E44, E52, C32.

¹ Graduado em Economia, Universidade Estadual de Maringá, e-mail: hulissonn@gmail.com

² Doutora em Economia Aplicada, Escola Superior em Agricultura Luiz de Queiros (ESALQ/USP). Docente na Universidade Federal de Rondonópolis (UFR), e-mail: angel.ferrarini@ufr.edu.br.

³ Mestre em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá. Doutoranda em Economia da Indústria e da Tecnologia na Universidade Federal do Rio de Janeiro, bolsista pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001. E-mail: helis_czas@hotmail.com

INTRODUÇÃO

Após o Sistema de Metas Inflacionárias, o mercado financeiro nacional passou a desenvolver-se mais rapidamente, no comparativo a períodos anteriores, em parte devido a entrada maciça de capital estrangeiro (Silva e Coronel, 2012), que atraídos pelas elevadas taxas de juros do período contribuíram para o aumento das reservas internacionais, bem como atraídos quanto a possibilidade de diversificação dos *portfólios*. Além disso, a melhora nas condições econômicas nacionais e na conta de pagamentos, durante o governo Lula, contribuíram para o avanço do mercado financeiro nacional.

O desenvolvimento do mercado de capitais é essencial para que uma nação se desenvolva, uma vez que a atividade de mercado de capitais envolve os financiamentos das atividades produtivas para operações de longo prazo com captação de recursos pelas empresas, atuantes no mercado, para que estas financiem seus projetos de investimento (Grôppo, 2004). No entanto, Santos (2009) ressalta que a insegurança macroeconômica brasileira se reflete na elevação dos riscos no mercado financeiro e no aumento da volatilidade, mediante às condições macroeconômicas, e se refletem nas decisões de investimento.

No Brasil, o Índice Ibovespa é o principal indicador de desempenho do mercado acionário. No entanto, esse indicador sofre alterações e a volatilidade se condiciona a determinadas características, inerentes ou não ao mercado, associadas também às diversas variáveis macroeconômicas, nacionais e internacionais, não sendo possível prever com exatidão seus movimentos (Bernardelli & Bernardelli, 2016).

Arelado à estrutura teórica sobre a decisão de investir pela firma (Keynes, 1982 [1936]), às taxas de juros (Fisher, 1986) e às expectativas dos agentes econômicos (Muth, 1981; Sargent, 1981), esta pesquisa proporciona um esboço a respeito da capacidade que determinadas variáveis econômicas podem ter sobre os movimentos do índice Ibovespa. Essa estrutura permite direcionar à escolha quanto a determinação das variáveis utilizadas no modelo, bem como, na interpretação e análises comparativas dos resultados.

As expectativas, neste estudo, são avaliadas ao analisar horizontes temporais diferentes, curto e longo prazo. Essas relações influem diretamente nas decisões de investimentos e, como destaca Kohlscheen (2012), quando o agente econômico recebe uma nova informação, este deve revisar de imediato todas as suas expectativas em relação ao futuro da variável em análise com a finalidade de incorporar esta nova informação.

Posto isso, a formação das expectativas passa por uma revisão constante a fim de adquirir informações que possibilitem a exploração de se obter oportunidades com os melhores lucros, o que segundo Begg (1982) leva os agentes a não cometer erros sistêmicos. Entretanto isso não constitui que suas previsões sejam perfeitas, o que diante dos cenários de incerteza podem impulsionar uma sequência de oscilações aleatórias.

Sendo assim, o estudo tem por objetivo responder a seguinte indagação, a saber: Como as oscilações de um grupo de variáveis macroeconômicas podem impactar sobre os movimentos da carteira teórica do Ibovespa (IBOV) no período compreendido entre 1999 e 2018? A fim de verificar a existência dessa relação com o mercado acionário, o estudo se utiliza das variáveis taxa básica de juros (Selic), Taxa de Câmbio (Dólar Ptax), Risco País (EMBI+) e Índice de preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Dentre os objetivos específicos, incluem-se verificar o grau de correlação de Pearson entre IBOV e Selic e avaliar a capacidade de influência das oscilações das variáveis, descritas anteriormente, sobre o IBOV. Para este último, testa-se a possibilidade de aplicação de um modelo VEC, que permite entender as relações, de curto

e longo prazo, dessas variáveis em conjunto com as funções de impulso-resposta e a decomposição para a variância.

O artigo está estruturado em cinco seções, sendo esta a primeira seção. A segunda seção apresenta uma contextualização histórica e o atual panorama da Política Monetária Brasileira, do mercado de capitais e Ibovespa. A terceira seção apresenta a base de dados e a metodologia. A quarta seção apresenta os resultados, e por último são feitas as considerações finais.

2. A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA E A EVOLUÇÃO DAS VARIÁVEIS MACROECONOMICAS

Após um longo período de instabilidade, especialmente na década de 1980, as políticas econômicas adotadas no Brasil, a partir da década de 1990, tomaram como base determinados parâmetros defendidos pelo Banco Mundial e o Fundo Monetário Internacional (Melo, 2006) quanto aos cenários de ajustes fiscais, condução da política monetária e melhora da balança de pagamentos. No cenário macroeconômico, a mudança de maior impacto na economia brasileira na década de 1990 foi a introdução do Plano Real em 1994, que favoreceu o controle da inflação ao gerar maior estabilidade à política monetária e incentivou a ampliação dos investimentos externos no país, o que inclui o mercado acionário brasileiro.

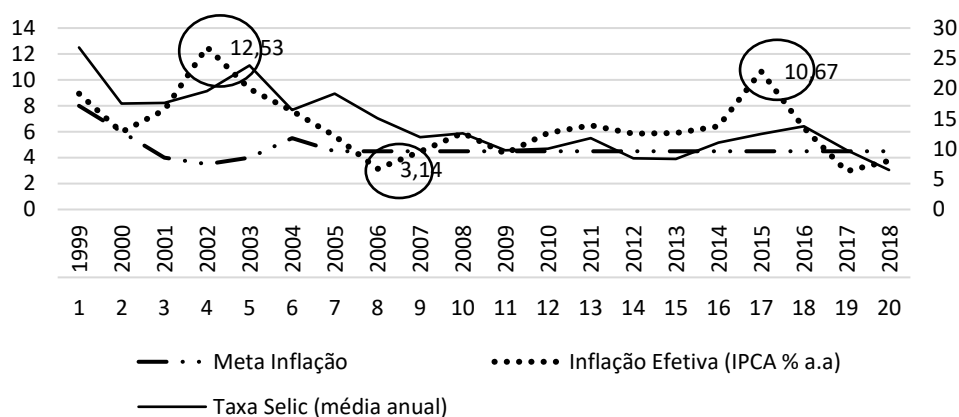
Nesse contexto, a estratégia fundamentada na implementação de uma âncora cambial e na adoção de um novo padrão monetário passou a ser a estratégia adotada pelo governo na busca pela estabilidade de preços. Segundo Modenesi (2005), a implementação do plano pode ser dividida em três preceitos, sendo estes: o ajuste fiscal, a reforma monetária e a adoção de uma âncora cambial; de modo que os dois primeiros foram considerados como pré-requisitos da fase posterior, tornando-se indispensáveis para a interrupção da inércia inflacionária e para o ajuste fiscal.

Contudo, uma série de choques externos pressionaram as reservas internacionais e levaram a sua redução ao longo dos anos de 1997 e 1998 (Almeida et al., 2000). Com essa persistente diminuição das reservas, o governo brasileiro promoveu uma forte desvalorização cambial em janeiro de 1999 e, diante da preocupação sobre os impactos nos preços o governo elevou as taxas de juros. Sendo assim, a partir de junho de 1999 foi implantado o Regime de Metas de Inflação como a nova âncora nominal da economia. As autoridades monetárias passaram a trabalhar para atingir o controle da inflação com intuito de acalmar o mercado financeiro e construir credibilidade (BRESSER-PEREIRA; GOMES, 2009).

Nesse regime, o principal instrumento é a taxa de juros administrada pelo governo, que para o Brasil é a taxa básica de juros Selic. Essa taxa influencia principalmente os componentes da demanda agregada, as expectativas dos agentes econômicos, os preços dos ativos (inclusive a taxa de câmbio), os agregados monetários e de crédito, os salários e o estoque de riqueza (BCB, 2019).

Posto isso, a Figura 1 mostra a evolução do Sistema de Metas de Inflação, após sua implementação com dados até 2018. Observa-se, pelo gráfico, que a inflação efetiva oscilou de forma considerável e, conseqüentemente, a taxa Selic foi ajustada para combater as oscilações da inflação efetiva, ou seja, quando a inflação aumentava, a taxa Selic também era ajustada para cima, para tentar conter o processo inflacionário.

Figura 1 - Evolução da Meta de inflação, Inflação e Taxa Selic (1999-2018)



Elaborado pelos autores com dados coletados do BCB (2019).

Os pontos expressivos de inflação efetiva entre os anos de 2002 e 2015 podem ser explicados, em parte, pela crise hídrica em 2002 e secas entre 2014-2015, que pressionaram os preços da energia, bem como categorias relacionadas. Pinto (2001) destaca que o “apagão” em 2001, advindo da falta de planejamento e investimentos nos setores de geração e distribuição, elevou as tarifas devido ao acionamento das termelétricas. Além disso, a escassez de chuva, entre 2014-2015, provocou queda na produção de alimentos impactando diretamente na inflação.

Além disso, em 2015, com o agravante da política de preços administrados praticada no Governo Dilma, os preços livres também se elevaram consideravelmente no período, em média 6% e impactou no movimento de transmissão de preços. A partir de 2015, quando ajustes começaram a ser implementados, ou seja, flexibilização e readequação dos preços que eram administrados, por exemplo a gasolina, a inflação voltou a se elevar a taxas de 2 dígitos (CURADO, 2017).

Com relação à taxa Selic, é nítida sua redução em todo o período, passou de mais de 26% em 1999 para 6,5% em 2018 (Figura 1). Ressalta-se que, em 2002, o país se encontrava com forte inflação acumulada e, como medida corretiva, a Selic foi elevada a fim de conter o movimento de alta da inflação, parte devido à incerteza no cenário político nacional com a mudança na presidência. Posteriormente, iniciou-se uma tendência de queda até meados de 2014, quando novamente a inflação começa a sair do controle. Com a desaceleração da economia e a inflação controlada, uma série de cortes na taxa Selic começaram a ser aplicada a partir de 2017 e a Selic voltou para a casa de um dígito (BRESSER -PEREIRA; GOMES, 2009)

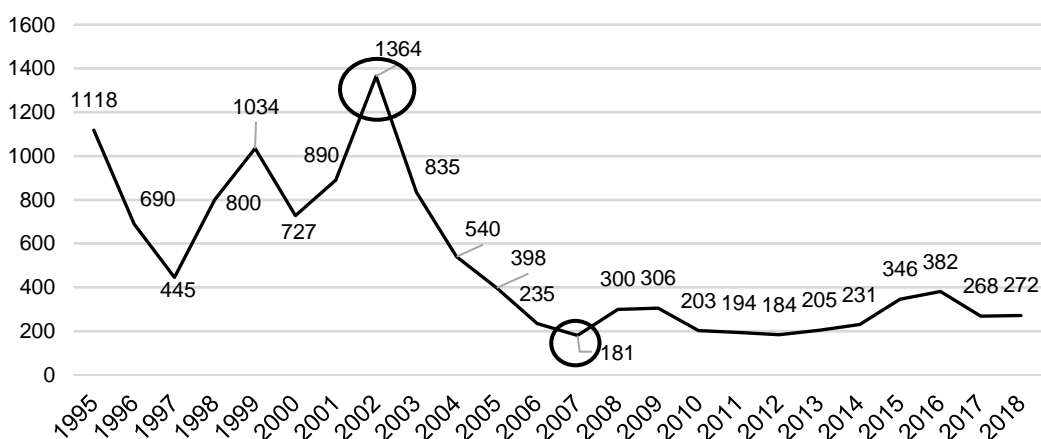
Como salienta Barboza (2015), os mecanismos de transmissão de política monetária apresentam obstruções na transmissão, decorrentes das características da economia brasileira, como a segmentação no mercado de crédito com a alta participação do crédito direcionado; baixa penetração do crédito livre no processo de determinação da renda; participação de Letras Financeiras do Tesouro na composição da dívida pública; truncada estrutura a termo da taxa de juros; e participação de preços administrados na composição do IPCA, o que provoca elevação da volatilidade da taxa de juros e elevação destas em decorrência dos choques.

Além disso, Chen, Roll e Ross (1986) anteriormente, descreviam que as variáveis macroeconômicas são essenciais para a identificação dos efeitos sobre o mercado acionário, pois afetam a habilidade das firmas em gerarem fluxo de caixa, os pagamentos futuros de dividendos e a taxa de desconto, tornando-se fatores de risco sobre o mercado de ações.

No Brasil, Garcia e Didier (2003) destacam que, além do risco cambial, importante variável em economias em desenvolvimento, o Risco-Brasil (por exemplo: EMBI+) é relevante para a determinação das taxas de juros domésticas e que ambos os riscos têm causas comuns como os resultados das contas fiscais, do saldo em transações correntes do balanço de pagamentos, das condições do mercado doméstico e do mercado financeiro internacional.

Posto isso, a discussão sobre os movimentos econômicos internos e seu reflexo na tomada de decisão pode ser resumida pelo movimento do Risco-Brasil (média anual), ilustrado na Figura 2. Os pontos destacados em círculo refletem os momentos em que o risco esteve mais elevado, 1999 e 2002, e também o ano de menor risco, 2007. Em 1999, o Brasil estava pressionado pelo baixo volume de reservas financeiras e enfrentava dificuldades para manter o câmbio fixo, a flutuação cambial e o novo regime monetário trouxeram um alívio ao país levando a uma redução do risco no ano seguinte (SOUZA, 2005).

Figura 2 - EMBI+ Risco-Brasil (Média anual)



Elaboração própria com dados coletados no Ipeadata (2019).

Em 2002, o EMBI+ atingiu o maior patamar do período, reflexo da situação econômica conturbada internamente e da relação, truncada, com importantes parceiros comerciais como à Argentina. Além disso, com o agravante das eleições presidenciais, o grau de incertezas em relação condução das políticas pelo novo governo e como estas políticas seriam adotadas, dúvidas quanto a efetividade do governo promover as reformas, geraram movimentos especulativos no mercado e culminaram na elevação do risco. No entanto, após esse período e diante da manutenção das políticas econômicas adotadas anteriormente (por exemplo: tripé-econômico), o mercado passou a ajustar os preços e a estabilizar a volatilidade.

Essa redução no risco-país continuou até meados de 2007, período no qual o país passou a apresentar melhora no PIB e em outros indicadores econômicos, dando sinal que atingiria certificação de grau de investimentos por agências reguladoras internacionais, o que fez com que o risco-país apresentasse o menor valor para o período (PRATES e FARHI, 2009).

Além do risco-país, a taxa de câmbio é outra variável sensível a movimentos de incerteza, principalmente se tratando de eventos políticos. Diante da dificuldade de se traçar cenários assertivos quanto a futura direção política, um duplo efeito acontece sobre o câmbio, a saber: os agentes econômicos locais buscam a proteção de seus investimentos comprando moeda estrangeira, e concomitantemente, os agentes estrangeiros buscam

retirar seus investimentos locais e reduzir a alavancagem de suas posições. Estes fatores implicam em uma verdadeira corrida por dólar (moeda de segurança financeira) e pode culminar em picos acentuados, como por exemplo nos anos de 2002 e em 2016 no *impeachment* da presidenta Dilma Rousseff, onde os eventos políticos foram predominantes para o nível mais elevado da taxa de câmbio (CARVALHO, 2018).

Posto isso, as variáveis Selic, EMBI+, IPCA, Câmbio (Dólar Ptax) são variáveis importantes para a análise econômica. Além disso, seus movimentos podem influenciar na precificação de indicadores de mercado, como no caso do Índice Ibovespa. Esse índice, reflete uma carteira teórica de mercado, composto, atualmente, por 68 ações (BOVESPA, 2019). Portanto, a seção a seguir apresenta, com mais detalhes, os dados utilizados neste estudo, bem como a metodologia de análise empregada.

3. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

O presente trabalho se utilizou das bases de dados disponíveis pela Economática e Ipeadata. Os dados são mensais de 2000 até 2018⁴, com 228 observações, e as variáveis coletadas para o trabalho foram: carteira teórica do Ibovespa (IBOV); taxa básica de juros apurada pelo Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC); Taxa de câmbio dólar Ptax venda (CÂMBIO); Risco Brasil (EMBI+) e Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA). As variáveis, bem como a fonte de dados, são descritas na Tabela 1.

Tabela 1 - Relação e abreviatura das variáveis utilizadas

Variável	Nome Técnico	Abreviatura	Fonte
Ibovespa	IBOV Mensal	LN* (IBOV)	Econômática
Risco País	EMBI+ Risco Brasil	LN* (RISCO)	Ipeadata
Inflação	IPCA Taxa Mensal	LN* (IPCA)	Econômática
Selic	Selic Efetiva	LN* (SELIC)	Econômática
Câmbio	Dólar Ptax Mensal	LN* (CÂMBIO)	Econômática

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados coletados.

Nota: * Representa o Logaritmo Natural de cada variável.

3.1 MODELO DE PEARSON

A correlação mensura a direção e o grau da relação linear entre duas variáveis quantitativas (Figueiredo Filho; Silva Júnior, 2009). O coeficiente de Pearson (r) quantifica a força de associação linear entre duas variáveis, sendo calculado por meio da Equação 1:

$$r = \frac{\sum_i(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i(x_i - \bar{x})^2 \sum_i(y_i - \bar{y})^2}} \quad (1)$$

As variáveis em questão são associadas através do compartilhamento da variância, e o modo linear considera que aumento ou redução de uma unidade na variável X gera o

⁴ Optou-se por iniciar a análise no ano 2000 com intuito de averiguar as mudanças após a adoção de regime de câmbio flutuante.

mesmo impacto em Y. A variação do coeficiente de Pearson (r) ocorre de -1 a 1, em que: valor zero indica que não há relação linear entre as variáveis; correlação perfeita (-1 ou 1) indica que o escore de uma variável pode ser determinado exatamente ao se saber o escore da outra; sinal positivo ou negativo indica a direção da relação, e o valor sugere a força da relação entre as variáveis (FIGUEIREDO FILHO; SILVA JÚNIOR, 2009).

Os valores extremos dificilmente são encontrados, com isso os pesquisadores utilizam escalas para interpretar a magnitude dos coeficientes. Dancey e Reidy (2018) utilizam a classificação: r = 0,10 até 0,30 (fraco); r = 0,40 até 0,6 (moderado); r = 0,70 até 1 (forte).

3.2 MODELO ECONOMÉTRICO

A literatura apresenta alguns importantes instrumentos econométricos para estabelecer relações entre variáveis macroeconômicas, dentre eles, têm-se a cointegração pelo método sugerido por Johansen (1988), que implica em verificar se há um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Além desse, os métodos de Granger e Johansen partem da estimação de um modelo multivariado VAR, proposto por Sims (1980), expresso por meio de um sistema de equações simultâneas. “A vantagem dessa forma de especificação é que ela torna possível analisar o efeito da variação ao longo do tempo de determinada variável sobre as demais” (MAIA, 2011, p. 37).

Nesse mesmo ponto, Guimarães (2013) destaca que as análises de cointegração de Johansen utilizam a cointegração por meio do método de Máxima Verossimilhança, sendo possível realizar o teste de verossimilhança dos parâmetros e verificar: (i) relação de equilíbrio entre as variáveis não-estacionárias e, (ii) determinar se as variáveis são integradas no longo prazo. Posto isso, uma vez identificada a existência de cointegração de Johansen, parte-se para estimação de um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) e pode-se obter uma análise de curto e longo prazo.

Para se chegar ao melhor modelo, alguns testes são necessários. Portanto, foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Philips-Perron para verificar possível não-estacionariedade das séries temporais em nível, condição que indica possível relação de longo prazo entre as variáveis.

Além desses, o ordenamento das variáveis se deu através do teste de exogeneidade em bloco de Granger (*Causality/Block Exogeneity Wald Tests*). Nessa situação as variáveis são classificadas através do valor estatístico de Qui-Quadrado, sendo as variáveis mais exógenas (valores estatísticos menores) colocadas antes das variáveis mais endógenas (Silva, 2011). O ordenamento das variáveis ficou classificado da seguinte forma, apresentado pela Equação 2:

$$\text{LnIbov} = \beta \text{LnRisco} + \delta \text{LnCâmbio} + \gamma \text{LnIPCA} + \varphi \text{LnSelic} + \varepsilon \quad (2)$$

Esse ordenamento implica na descrição das variáveis de maior relevância para as de menor impacto sobre a variável dependente.

Na sequência, para observar a existência de cointegração, utilizou-se do método de Johansen com os testes do Traço e do Máximo-Autovalor. Ao constatar indícios de cointegração, aplicou-se a análise da função de Impulso-Resposta, que visa captar os efeitos de choques de um desvio-padrão (ENDERS, 1995).

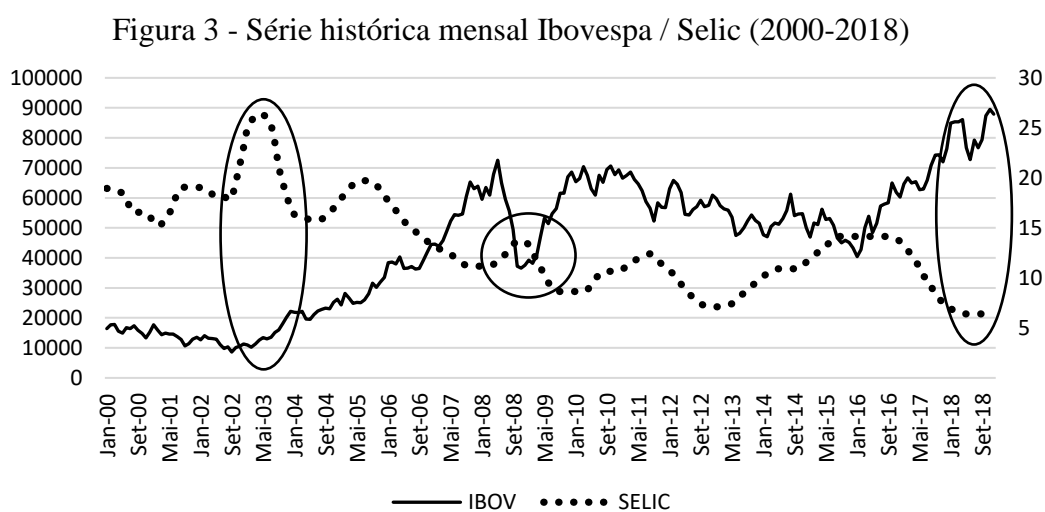
Aplicou-se também, o procedimento de decomposição da variância, que juntamente com o Impulso-Resposta são formas auxiliares de se analisar o modelo VEC,

sendo possível analisar o comportamento das variáveis no curto, médio e longo prazo na presença de choques não-esperados. Portanto, a seção seguinte, apresenta em detalhes, o resultado dos testes e as considerações sobre os resultados obtidos.

4. RESULTADOS

4.1 COEFICIENTE DE PEARSON

A Figura 3 apresenta, de forma clara, a existência de alguma correlação entre as variáveis Ibovespa e Selic. As áreas circuladas apresentam momentos de fortes distorções no mercado, como no início dos anos 2000 com a desvalorização do real e a mudança de regime câmbio fixo para câmbio flutuante vivido em 1999. Em 2008, a crise do *subprime* nos Estados Unidos verifica-se à forte queda no índice Ibovespa, fato que não impactou, de forma significativa a taxa Selic devido as políticas anticíclicas adotadas no período como a redução de impostos e aumento de subsídios. O último ponto importante aparece no fim da série (jan-2018 até dez-2018), em que a taxa Selic aparece em níveis baixos e o Ibovespa no sentido contrário atinge, naquele momento, seus maiores patamares históricos.



Fonte: Elaboração própria com dados coletados no Economática (2019).

A estimação do coeficiente de Pearson confirma a indicação de correlação negativa entre as variáveis Ibovespa e Selic, em que o r de Pearson apresentou um valor negativo de -0.8686 , de acordo com a escala de Dancey e Reidy (2018) sugere uma forte correlação negativa. Portanto, os resultados indicam direções contrárias para essas duas variáveis, em que, para o período 2000 a 2018, a tendência de queda da taxa Selic ocorreu em simultâneo a uma tendência de aumento no IBOV. Este resultado está em conformidade com os encontrados por Zimnoch (2012) que analisou o comportamento da taxa básica de juros e do índice Ibovespa no período de 1996 a 2012 com a finalidade de verificar a existência de correlação entre as duas variáveis.

Embora o coeficiente de Pearson seja importante para as conclusões iniciais, sua análise é limitada por ser bivariada. Para o entendimento da evolução dos valores Ibovespa, é importante haver o estudo de um conjunto mais amplo de variáveis, por isso a subseção seguinte apresenta uma análise multivariada.

4.2 RESULTADO DOS TESTES DO MODELO ECONOMÉTRICO

Para saber se há cointegração das variáveis em estudo, inicialmente foi observada a estacionariedade das séries em nível e em primeira diferença. Nesse ponto, os testes de Dickey-Fuller aumentado e Philips-Perron, ambos para raiz unitária, indicaram que as variáveis em nível são não-estacionárias, com exceção do IPCA (estacionária em nível). Ao aplicar a primeira diferença, elas se tornam estacionárias, sendo então integradas de ordem 1 denominada de I (1). Dessa forma, pode-se prosseguir para a verificação de possível relação de longo prazo⁵ entre as variáveis.

O procedimento de Johansen tem por base um modelo VAR, assim é necessário verificar o número de defasagens e a presença de possíveis termos determinísticos para serem incluídos no modelo. Por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), a sugestão foi de 2 defasagens (para SC e HQ) e 3 defasagens (para AIC). Em seguida, foi realizado o teste do traço e o teste de máximo-autovalor (*eigenvalue*), considerando 2 defasagens (devido à indicação da maioria dos critérios), proposto por Johansen e Juselius (1990) para determinar o possível número de integrações do modelo. Ambos os testes sugeriram a ocorrência de um vetor de cointegração no modelo.

A partir disso, foram analisados os resultados (e testes pós-estimação) dos diferentes modelos de cointegração para as variáveis em estudo, conforme as possíveis combinações de tendência de dados e existência de intercepto, e seguiu-se com a análise de um modelo sem intercepto, sem tendência e com dois *lags*, devido a seu melhor ajustamento nestes aspectos⁶.

Testes adicionais, para o modelo escolhido, indicaram a presença de heterocedasticidade e não-normalidade do modelo. Como destaca Hill *et al.* (2003) a heterocedasticidade pode ser encontrada em dados de corte transversal e também em dados de séries temporais, uma vez que a série temporal é formada por observações de uma unidade econômica ao longo do tempo, sendo possível que a variância se modifique.

Isso acontece quando um choque ou variação externa cria maior ou menor incerteza sobre a variável dependente, o que de fato é observado nas variáveis macroeconômicas brasileiras, e em especial, em longos períodos que contemplam alterações na condução de políticas macroeconômicas. Contudo, a heterocedasticidade não elimina as propriedades de inexistência de viés e consistência dos estimadores.

Com relação a não-normalidade do modelo, isso pode ser explicado em parte pela própria presença da heterocedasticidade e pela dificuldade de encontrar as variáveis macroeconômicas que melhor expliquem os movimentos do mercado acionário. Como destacou o trabalho de Pilinkus (2009), que ao analisar 40 diferentes variáveis macroeconômicas a fim de determinar quais variáveis no curto prazo influenciavam o índice do mercado de ações da Lituânia, observou-se dificuldade em se trabalhar com dados macroeconômicos, uma vez que a inclusão de mais variáveis, mudança de periodicidade ou outros tipos de ajustes podem ocasionar diversos outros erros que acabam impossibilitando a estimação do modelo.

⁵ Embora uma das variáveis (IPCA) tenha sido estacionária em nível, Campbell e Perron (1991) argumentam que isso não resulta em problemas para a análise de longo prazo caso a maioria das variáveis sejam integradas de ordem 1.

⁶ Os resultados detalhados dos testes desenvolvidos podem ser solicitados diretamente aos autores.

A respeito da autocorrelação, foi sugerida ausência desse problema no modelo. Em conjunto, foi observada a presença de um vetor de cointegração, como sugerido para o modelo, no limite do círculo para o teste do Polinômio Característico de Ar e as demais raízes se encontraram no interior do círculo unitário, o que sugeriu o modelo ser considerado estável.

4.3 ANÁLISE DE CURTO E LONGO PRAZO

Na análise de curto prazo, conforme resultado completo disponível no Anexo A, as oscilações do Ibovespa, do período presente, são influenciadas positivamente pelo próprio Ibovespa de dois meses atrás⁷. Isso faz sentido quando se analisa uma série temporal financeira, visto que as séries financeiras carregam uma “memória financeira” (Galbraith, 1994) e movimentos recentes tendem a influenciar nos resultados do momento presente.

As oscilações do Ibovespa também são influenciadas negativamente pelo IPCA de dois meses atrás. Isso pode ocorrer devido ao ajuste das expectativas dos agentes e antecipação dos movimentos de realocação dos seus investimentos. Os demais parâmetros não apresentaram significância estatística no curto prazo.

Com base no vetor de cointegração estimado (Anexo A), pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo do Ibovespa, em relação a seus determinantes, e interpretar os parâmetros na forma de elasticidade. Reparametrizando o vetor de cointegração normalizado⁸, tem-se a Equação 3, de longo prazo:

$$\text{LN}i\text{bov}_t = -1.189 \text{LN}r\text{isco}_t + 3.520 \text{LN}c\text{ambio}_t - 6.419 \text{LN}i\text{pca}_t + 3.469 \text{LN}S\text{elic}_t \quad (3)$$

(1.088) (-1.684)* (8.840)* (-1.589)

*Valores significativos a 10%.

A maioria dos resultados obtidos indica uma convergência com resultados sugeridos pela teoria econômica, o risco-país, por exemplo, apresenta-se influenciando negativamente o Ibov. Embora o parâmetro não tenha apresentado significância estatística, conforme encontrado na literatura (como em Santos, 2009) o resultado negativo é condizente e explica que o aumento do risco-país faz com que os agentes econômicos reduzam os investimentos no mercado acionário. Isso corrobora ao fato de que, com aumento do risco-país, a taxa básica de juros pode ser elevada tornando os títulos da dívida pública e títulos de dívida privada mais atraentes por apresentarem menor volatilidade e conseqüentemente menor risco, portanto reduzindo a busca no mercado de ações. Mesmo que os juros não se elevem, a menor volatilidade e menor risco dos títulos podem atrair os investimentos, reduzindo a busca por ações, conforme o risco envolvido nessas ações se eleva.

O Câmbio apresentou parâmetro positivo, resultado pertinente ao encontrado na literatura (como em Maysami et al., 2004), onde verificou uma relação positiva entre a desvalorização cambial e o aumento do índice Ibovespa. Isto deve-se ao fato de que parte

⁷ No caso da análise de cointegração para curto e longo prazo, aqui obtida a partir do *software* Eviews, os sinais do *output* estimado (Anexo A) devem ser interpretados de maneira invertida. Isso ocorre devido à normalização dos vetores de curto e longo prazo a partir de sua forma teórica, em que, para obter o formato de equação com variável dependente e suas explicativas, é necessário colocar em evidência a variável dependente de interesse. Para maiores detalhes, ver Bueno (2011), Enders (2015) e Pereira, Silva e Maia (2017).

significativa das empresas que compõe o Ibovespa é produtora e exportadora de *commodities*. Logo, uma depreciação cambial aumenta as exportações caso a demanda seja suficientemente elástica. Com a desvalorização cambial, aumenta-se a competitividade dessas empresas no mercado internacional, impactando positivamente no preço de seus ativos.

Para o Índice de Preços (IPCA), verificou-se um parâmetro negativo, resultado pertinente ao encontrado por Adrangi et al. (2002), que utilizando-se das variáveis inflação, índice de produção industrial e preço das ações constatou a relação negativa entre o mercado acionário e inflação. O trabalho também confirma a hipótese de Fama (1981), onde argumenta que a relação negativa entre inflação e o mercado acionário advém de uma transmissão envolvendo a atividade real da economia. Como destaca Silva (2011, p. 87), “esse efeito negativo justifica-se caso os efeitos esperados de uma política contracionista a fim de reduzir a inflação forem superiores ao ganho esperado decorrente do aumento de produção”.

Por fim, a taxa Selic apresentou parâmetro não estatisticamente significativo, pertinente ao encontrado por Pimenta Junior e Higuchi (2008), Silva (2011) e Nunes, Costa Junior e Meurer (2005, p. 600), sendo que estes últimos atribuem o resultado não significativo ao fato de que o “Banco Central não considera as informações contidas nas variações do mercado de ações em suas decisões sobre o direcionamento da taxa de juros”. Além disso, no trabalho de Pimenta Junior e Higuchi (2008), a hipótese de relação negativa entre Ibov e Selic foi rejeitada, os autores descreveram que a Selic não tem causalidade de Granger sobre o Ibovespa. Resultado semelhante é descrito em Riberto et al. (2016), no qual mostra a existência de uma relação de curto prazo entre Selic e Ibov, e sugere que os movimentos da Selic somente refletem nos retornos momentâneos/temporâneos no Ibovespa. Esses resultados da análise de longo prazo divergem do coeficiente de Pearson, o que ilustra a divergência e a complexidade em se trabalhar com as séries financeiras.

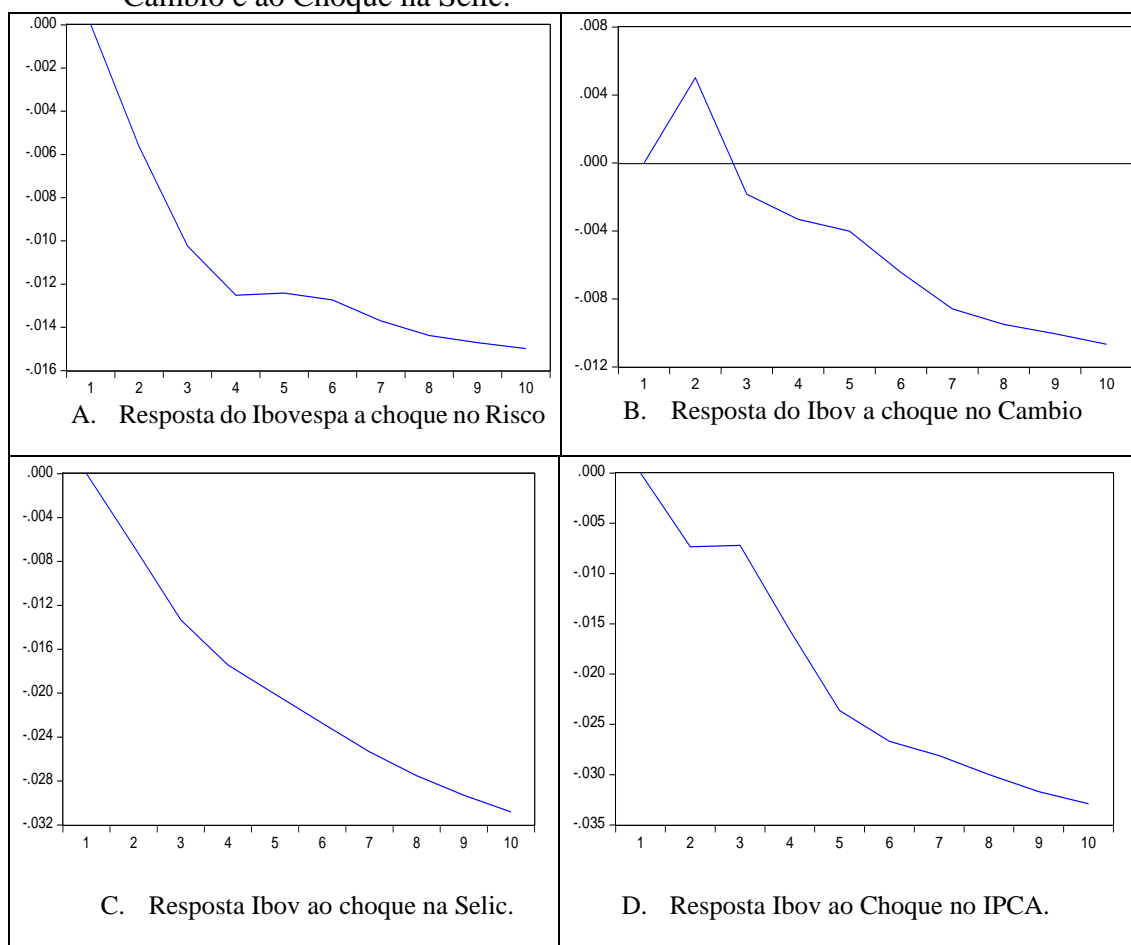
De modo geral os resultados, de curto e longo prazo, se mostraram pertinentes aos encontrados na literatura. No entanto, ressalta-se que o modelo econométrico apresenta limitações, uma vez que medidas importantes como as expectativas, fatores políticos, dentre outros fatores, também impactam sobre os movimentos da carteira teórica do Ibovespa, mas são de difícil mensuração e não foram captadas pelo modelo.

4.4 ANÁLISE DA FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA

Para a análise da função impulso resposta foi utilizado um período de 10 meses após a ocorrência do choque. Portanto, a Figura 4, foi dividida em quatro quadrantes para ilustrar os choques das variáveis (Risco, Câmbio, Selic e IPCA) e seu efeito sobre a variável IBOV.

A resposta a um choque inesperado inerente a um forte aumento do risco-país, Figura 4A, provoca, nos quatro primeiros meses, uma queda mais acentuada do índice IBOV. Após esse período o efeito passa a ser menos expressivo. Essa mesma influência negativa foi observada na análise da equação de longo prazo.

Figura 4 - Resposta do Ibovespa a um choque de inovação no Risco, ao choque no Câmbio e ao Choque na Selic.



Fonte: Elaboração própria com os dados do modelo.

A resposta ao choque inesperado no câmbio, Figura 4B, causa em um primeiro momento impacto positivo no Ibov. No entanto, a partir do terceiro mês, sua influência no Ibov passa a ser gradativamente negativa. Esse resultado vai ao encontro do descrito em Silva (2011), cujo o movimento inicial, positivo, pode ser explicado pelo fato de que uma depreciação cambial pode elevar a competitividade dos produtos domésticos no mercado internacional, melhorando os fluxos de receitas das empresas e impactando positivamente em seus ativos. Por outro lado, uma apreciação cambial tende a diminuir a competitividade das empresas internamente, além de tornar vantajosa a realização de lucros por parte dos investidores estrangeiros. Este comportamento pode explicar o movimento negativo a partir do terceiro mês, em que depreciações do câmbio podem desestimular a aplicação em ativos da bolsa de valores, reduzindo o Ibov.

Na Figura 4C, observa-se que, um impacto inesperado na Selic possui influência negativa no Ibov em todo o período, assim como havia sido encontrado pelo coeficiente de Pearson. Esse comportamento de impacto negativo, da Selic no IBOV, pode ser explicado pelo fato de que os aumentos na taxa de juros tornam os investimentos em renda fixa mais atraentes, isso poderia provocar uma migração do capital de renda variável para renda fixa, reduzindo o Ibov. Entretanto a transferência e migração de investimentos não ocorre de forma instantânea, dado que volumosas quantias de capital são realocadas de forma gradual.

Com a variável IPCA, pela Figura 4D, um choque inesperado provoca inicialmente uma queda mais acentuada no Ibov, tornando-se mais branda a partir do

sexto mês. Esse resultado corrobora com o encontrado na análise de longo prazo. Com base nessas funções e, de modo complementar, a subseção seguinte apresenta o resultado para a decomposição da variância.

4.5 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Por meio da Tabela 2, pode-se observar qual o “peso” de cada da variável na composição do índice Ibovespa. Nota-se que, no curto prazo, em geral o IPCA e Selic impactam mais fortemente o Ibovespa quando comparado ao Risco e Câmbio. Ainda assim, a maior parte das oscilações do IBOV pode ser explicada pelo próprio Ibovespa, ou seja, os movimentos individuais das empresas listadas no Ibov impactam, no agregado, os movimentos do Ibov. Nesse ponto, ressalta-se que os movimentos da política monetária brasileira são absorvidos, de forma única e independente, pelas empresas atuantes no mercado e, seu resultado é suavizado no agregado pelo índice.

Tabela 2 - Resultado da Decomposição da Variância

Período	S.E.	LNIBOV	LNRISCO	LNCAMBIO	LNIPCA	LNSELIC
1	0.068960	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.103342	98.55713	0.297373	0.235793	0.503266	0.406435
3	0.125841	96.89652	0.861297	0.180361	0.666039	1.395782
4	0.145983	94.33374	1.374579	0.185706	1.641953	2.464025
5	0.165697	91.47912	1.627675	0.202970	3.307536	3.382697
6	0.183996	88.86027	1.799142	0.287246	4.784625	4.268716
7	0.201172	86.49620	1.968858	0.422240	5.955658	5.157041
8	0.217795	84.36094	2.115633	0.550449	6.977440	5.995542
9	0.233894	82.45599	2.229687	0.661769	7.886305	6.766245
10	0.249376	80.75645	2.322497	0.765172	8.677658	7.478220

Fonte: Elaboração própria com os dados do modelo.

À medida que avançam os períodos, observa-se que a situação é mais balanceada, de modo que as variáveis passam a apresentar impactos com peso semelhante sobre o Ibovespa, com exceção do câmbio. Mesmo assim, no longo prazo verifica-se que Risco e Câmbio não alcançam o peso que IPCA e Selic adquirem, que respondem juntos a aproximadamente 15% da composição do Índice Ibovespa.

Fazendo um comparativo entre os resultados das equações de curto e longo prazo da seção anterior, Impulso-Resposta e Decomposição da Variância, verificou-se que, na equação de longo prazo, IPCA e Câmbio apresentaram parâmetros significativos e influenciaram fortemente as oscilações do Ibovespa, embora no longo prazo da decomposição de variância o destaque tenha sido para IPCA e Selic. Para o curto prazo, observou-se um comportamento similar em termos de magnitude de influência das variáveis sobre o IBOV: as variáveis Câmbio e Risco pareceram apresentar influência mais fraca, enquanto que Selic e IPCA se mostraram com maior relevância no médio prazo.

Em suma, todos estes resultados podem sugerir que, no curtíssimo prazo, as variáveis de modo geral não impactam de forma tão representativa no IBOV, contudo, no decorrer dos períodos subsequentes, as expectativas são revistas e os agentes econômicos tendem a realocar suas posições, resultado que vai ao encontro das teorias sobre as expectativas dos agentes. Logo, interpretou-se que os choques iniciais e mudanças no curto prazo levam um tempo para serem absorvidos pelo IBOV, como também observado

nos testes econométricos iniciais, que indicaram a presença da relação de longo prazo, sugerindo que o modelo VEC utilizado no trabalho foi o mais adequado a este conjunto de variáveis.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou analisar a influência das variáveis macroeconômicas Risco-País, Taxa de Câmbio, IPCA e Selic sobre o Ibovespa. Para isso, a primeira e segunda seção enfatizaram elementos da teoria econômica e contextualização de cenário, com a finalidade de criar a base para construção do modelo econométrico. Desse modo, as variáveis Risco-Brasil (EMBI+), taxa de câmbio dólar Ptax, índice de preços IPCA e taxa básica de juros Selic pareceram se destacar nos argumentos teóricos a respeito das influências no Ibovespa.

A partir disso, verificou-se inicialmente o comportamento da relação bivariada entre a taxa básica de juros e o índice Ibov por meio da análise de correlação de Pearson. O resultado do Coeficiente de Pearson apresentou uma forte correlação negativa entre Selic e Ibov, resultado pertinente ao encontrado na literatura para uma relação bivariada. Em seguida, testou-se o conjunto das variáveis selecionadas para uma análise pelo mecanismo de correção de erros (VEC) e, ao observar indicação de um vetor de cointegração, seguiu-se para as análises de curto e longo prazos, além da Função Impulso-Resposta e a decomposição da variância.

As estimativas do VEC indicaram que as informações representadas pelas variáveis macroeconômicas apresentam relação de curto e longo prazo com o mercado de ações do Brasil. No curto prazo, apenas o próprio Ibov e o IPCA, ambos na segunda defasagem, foram estatisticamente significativos no impacto sobre o Ibovespa. Na equação de longo prazo, as variáveis Taxa de Câmbio e IPCA mostraram-se significativos a 10%, enquanto Taxa Selic e Risco Brasil não apresentaram parâmetros significativos, mas os resultados, em geral, foram pertinentes ao encontrado na literatura.

A observação a partir das funções Impulso-Resposta mostrou que, na presença de choques exógenos, as variáveis IPCA e Selic parecem apresentar maior relevância sobre o Ibovespa no longo prazo. Já as variáveis Câmbio e Risco, na presença de choque inesperado, pareceram impactar de maneira expressiva sobre o Ibovespa no curtíssimo prazo. Na análise de decomposição da variância, IPCA e Selic em todo o período pareceram incorporar importante representatividade, em relação às demais variáveis, para a variância do Ibov. Nessa decomposição, também há a uma forte sugestão de “memória financeira”, uma vez que o próprio Ibov compõe grande parte de sua própria variância.

Ressalta-se que, em geral, os resultados encontrados no presente trabalho corroboram aos trabalhos de outros pesquisadores. Contudo, um diferencial desta pesquisa foi apresentar uma análise exploratória e comparativa, passando pelo coeficiente de Pearson, relações de curto prazo, longo prazo, função impulso-resposta e decomposição variância. Houve também a preocupação em apresentar quais os testes realizados. Dessa maneira, espera-se que este estudo consiga contribuir para a literatura do tema, agregando para discussões presentes e para trabalhos futuros, em especial, na solução econométrica dos problemas elencados ao longo do texto.

REFERÊNCIAS

- ADRANGI, Bahram; CHATRATH, Arjun; SANVICENTE, Antonio Z. Inflation, output, and stock prices: Evidence from Brazil. **Journal of Applied Business Research (JABR)**, v. 18, n. 1, 2002.
- ALMEIDA, Mirian; FONTES, Rosa Maria Oliveira; ARBEX, Marcelo A. Restropectiva dos regimes cambiais brasileiros com ênfase em bandas de câmbio. **Ensaio FEE**, v. 21, n. 1, p. 7-43, 2000.
- BARBOZA, Ricardo de Menezes. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, [s.l.], v. 35, n. 1, p.133-155, mar. 2015
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB), **Home Page**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/>>Acesso em: 15 abr. 2019.
- BEGG, David. The rational expectations revolution. **Economic Outlook**, v. 6, n. 9, p. 23-30, 1982.
- BERNARDELLI, Luan Vinicius; BERNARDELLI, Alessandro Garcia. Análise sobre a Relação do Mercado Acionário com as Variáveis Macroeconômicas no Período de 2004 a 2014. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, v. 4, n. 1, p. 4-17, 2016.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; GOMES, Cleomar. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio. In: OREIRO, José Luís; PAULA, Luiz Fernando de; SOBREIRA, Rogério. **Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira**. Rio de Janeiro: FGV, 2009. Cap. 1. p. 21-51.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. Revista e atualizada. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- CAMPBELL, John Y.; PERRON, Pierre. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. **NBER macroeconomics annual**, v. 6, p. 141-201, 1991.
- CARVALHO, Laura. **Valsa brasileira: do boom ao caos econômico**. Editora Todavia SA, 2018.
- CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic forces and the stock market. **Journal of business**, p. 383-403, 1986.
- CURADO, Marcelo. Por que o governo Dilma não pode ser classificado como novo-desenvolvimentista?. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 37, n. 1, p. 130-146, 2017.
- DANCEY, Christine; REIDY, John. **Estatística Sem Matemática para Psicologia-7**. Penso Editora, 2018.

ECONOMÁTICA: banco de dados. Disponível em: < <http://economica.com/> >. Acesso em: 26 set. 2019.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

_____. **Applied econometric time series**. 4. ed. [s.l.]: Wiley, 2015

FAMA, Eugene F. Stock returns, real activity, inflation, and money. **The American economic review**, v. 71, n. 4, p. 545-565, 1981.

FIGUEIREDO FILHO, Dalson Britto; SILVA JÚNIOR, José Alexandre da. Desvendando os Mistérios do Coeficiente de Correlação de Pearson (r). **Revista Política Hoje**, Pernambuco, v. 18, n. 1, p.115-146, jan. 2009.

FISHER, Irving. **A teoria do Juro**. São Paulo. Nova Cultura 1986.

GALBRAITH, John Kenneth. **A short history of financial euphoria**. Penguin Books, 1994.

GARCIA, Márcio GP; DIDIER, Tatiana. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico PPE**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 2, p.253-297, ago. 2003.

GUIMARÃES, Pablo Miranda. **Uma análise de Cointegração para os contratos de Soja**: A verificação das relações de longo prazo. 2013. 27 f. Monografia (Especialização) - Departamento de Ciências Exatas, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2013.

HILL, Carter; GRIFFITHS, William; JUDGE, George. **Econometria**, 2ª edição Editora Saraiva, São Paulo, 2003.

IPEADATA. Dados macroeconômicos e regionais. **Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx> >. Acesso em 20 out. 2019.

JOHANSEN, Soren. Statistic analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-219, 1990.

MAIA, Paulo Roberto Bastos. **Análise comparativa da previsão de demanda de energia elétrica industrial no período pós – crise**: uma aplicação dos modelos VAR e BVAR. 2011. 75 f. Tese (Doutorado) - Curso de Engenharia Elétrica, Puc-rio, Rio de Janeiro, 2011.

MAYSAMI, Ramin Cooper; HOWE, Lee Chuin; RAHMAT, Mohamad Atkin. Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: Cointegration

evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. **Jurnal Pengurusan (UKM Journal of Management)**, v. 24, 2005.

MELO, Andrea Sabbaga de. **O Brasil, a dependência e o fundo monetário internacional: perspectiva crítica à luz das cartas de intenções do governo de Luiz Inácio Lula da Silva**. 2006. 202 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Direito, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2006.

MODENESI, André de Melo. **Regimes monetários: teoria e a experiência do real**. Editora Manole Ltda, 2005.

NUNES, Maurício S.; DA COSTA JR, Newton CA; MEURER, Roberto. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 585-607, 2005.

PEREIRA, Elenildes Santana; SILVA, Joaquim Ramos; MAIA, Sinézio Fernandes. Os efeitos da taxa de câmbio e dos preços do petróleo nos preços internacionais das commodities brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 48, n. 1, p. 131-144, 2017.

PIMENTA JUNIOR, Tabajara; HIGUCHI, Rene Hironobu. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. **REAd-Revista Eletrônica de Administração**, v. 14, n. 2, p. 296-315, 2008.

PINTO, Tales dos Santos. O apagão energético de 2001. **Brasil Escola**, 2001. Disponível em: < <https://brasilecola.uol.com.br/historiab/apagao.htm> >. Acesso em 22 out. 2019.

PILINKUS, Donatas. Stock Market and macroeconomic variables: evidences from Lithuania. **Economics & Management**, n. 14, 2009.

PRATES, Daniela Magalhães; FARHI, Maryse. A crise financeira internacional, o grau de investimento e a taxa de câmbio do real. **IE/Unicamp**, n. 164, 2009.

RIBEIRO, Alex Alves da Silva; LEITE, Áydano Ribeiro; JUSTO, Wellington Ribeiro. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa. **Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria**, v. 9, n. 1, p. 121-137, 2016.

SANTOS, Alex Gama Queiroz dos. **Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro: uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos**. 2009. 89f. Dissertação (Mestrado em economia) – Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009.

SILVA, Fabiano Mello da. **Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa**. 2011. 141 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Administração, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

SILVA, Fabiano Mello da; CORONEL, D.A. Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. **Revista de Administração FACES Journal**, 2(3) 31-52. 2012.

SIMS, Christopher A. **Macroeconomic and Reality**. *Econometrica*, v. 48, n.1, p. 1-48, 1980.

SOUZA, Francisco Eduardo Pires de. Sem medo de flutuar? O regime cambial brasileiro pós-1998. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, [s.l.], v. 35, n. 3, p.519-545, set. 2005.

TESOURO DIRETO. Histórico de preços e taxas. Página online. Disponível em:> <https://www.tesourodireto.com.br/titulos/historico-de-precos-e-taxas.htm>> Acesso em janeiro de 2020.

ZIMNOCH, Gisele. **Relação entre a taxa Selic e o índice Bovespa**. Porto Alegre, 2012, p. 42. TCE (Especialização) - Curso de Especialização em Finanças, Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012. Disponível em: <<https://lume.ufrgs.br/handle/10183/83565>>. Acesso em: 28 out. 2018.

Anexo A - Vetores de cointegração de curto e longo prazos

VECTOR ERROR CORRECTION ESTIMATES

Date: 10/21/19 Time: 16:38

Sample (adjusted): 4 228

Included observations: 225 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LNIBOV(-1)	1.000000				
LNRISSCO(-1)	1.189896 (1.09323) [1.08843]				
LNCAMBIO(-1)	-3.520701 (2.08969) [-1.68480]				
LNIPCA(-1)	6.419593 (0.72614) [8.84066]				
LNSELIC(-1)	-3.469683 (2.18323) [-1.58924]				
Error Correction:	D(LNIBOV)	D(LNRISSCO)	D(LNCAMBIO)	D(LNIPCA)	D(LNSELIC)
CointEq1	-0.002552 -0.001015 0.000175 -0.087294 0.001202 (0.00124) (0.00159) (0.00088) (0.01311) (0.00035) [-2.06570] [-0.63940] [0.19860] [-6.65739] [3.43294]				
D(LNIBOV(-1))	0.098400 -0.524311 -0.024792 0.909043 -0.002391 (0.09534) (0.12245) (0.06782) (1.01192) (0.02703) [1.03212] [-4.28172] [-0.36557] [0.89834] [-0.08848]				
D(LNIBOV(-2))	-0.259988 0.106690 0.087084 1.666490 -0.010386 (0.09840) (0.12638) (0.06999) (1.04439) (0.02789) [-2.64223] [0.84417] [1.24417] [1.59565] [-0.37236]				
D(LNRISSCO(-1))	-0.084960 0.079786 0.143920 -1.117351 -0.010631 (0.06811) (0.08748) (0.04845) (0.72292) (0.01931) [-1.24741] [0.91204] [2.97058] [-1.54562] [-0.55064]				
D(LNRISSCO(-2))	-0.052737 0.035253 0.031766 0.030364 -0.006258 (0.05873) (0.07543) (0.04177) (0.62332) (0.01665) [-0.89803] [0.46738] [0.76042] [0.04871] [-0.37593]				
D(LNCAMBIO(-1))	0.127422 0.280986 -0.197336 2.149240 0.055428 (0.12875) (0.16537) (0.09158) (1.36656) (0.03650) [0.98969] [1.69914] [-2.15468] [1.57273] [1.51870]				
D(LNCAMBIO(-2))	-0.127593 -0.143114 0.107522 4.783005 0.001518 (0.12806) (0.16449) (0.09109) (1.35925) (0.03630) [-0.99634] [-0.87007] [1.18033] [3.51884] [0.04183]				
D(LNIPCA(-1))	0.007137 6.05E-06 -0.004815 0.047748 -0.004730 (0.00735) (0.00944) (0.00523) (0.07800) (0.00208) [0.97126] [0.00064] [-0.92103] [0.61216] [-2.27046]				

D(LNIPCA(-2))	0.014515	-0.003275	-0.003661	-0.055896	-0.001378
	(0.00649)	(0.00834)	(0.00462)	(0.06888)	(0.00184)
	[2.23681]	[-0.39289]	[-0.79311]	[-0.81152]	[-0.74928]
D(LNSELIC(-1))	-0.347891	0.780298	0.036291	-0.621864	0.663818
	(0.23916)	(0.30719)	(0.17013)	(2.53850)	(0.06780)
	[-1.45462]	[2.54014]	[0.21332]	[-0.24497]	[9.79132]
D(LNSELIC(-2))	-0.038376	-0.587278	-0.018218	3.387024	0.124532
	(0.23543)	(0.30239)	(0.16747)	(2.49882)	(0.06674)
	[-0.16301]	[-1.94215]	[-0.10878]	[1.35545]	[1.86601]
R-squared	0.103454	0.290467	0.088777	0.330495	0.669897
Adj. R-squared	0.061559	0.257311	0.046196	0.299209	0.654471
Sum sq. resids	1.017660	1.678872	0.514937	114.6480	0.081777
S.E. equation	0.068960	0.088573	0.049053	0.731942	0.019548
F-statistic	2.469380	8.760672	2.084915	10.56389	43.42818
Log likelihood	288.0807	231.7614	364.7177	-243.4099	571.7235
Akaike AIC	-2.462939	-1.962323	-3.144157	2.261421	-4.984209
Schwarz SC	-2.295930	-1.795314	-2.977148	2.428431	-4.817200
Mean dependent	0.007092	-0.003925	0.003540	-0.001702	-0.004800
S.D. dependent	0.071185	0.102778	0.050227	0.874344	0.033256
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.09E-12			
Determinant resid covariance		4.74E-12			
Log likelihood		1337.089			
Akaike information criterion		-11.35190			
Schwarz criterion		-10.44094			