

VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: INFLUÊNCIAS NO CURTO E LONGO PRAZO SOBRE O IBOVESPA

Hulisson Fernando Sanches Nunes¹
Helis Cristina Zanuto Andrade Santos²
Angel dos Santos Fachinelli Ferrarini³

Resumo: O trabalho tem por objetivo verificar a influência de determinadas variáveis econômicas sobre o índice Ibovespa e as relações de curto e longo prazo no período pós implementação do Sistema de Metas Inflacionárias. O estudo utiliza o ferramental do Vetor de Correção de Erros (VEC) para analisar as relações de curto e longo prazo com a função Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância. Na equação de longo prazo, a Taxa de Câmbio impactou positivamente o Ibov, enquanto que o IPCA o impactou negativamente. A partir das funções Impulso-Resposta, as variáveis IPCA e Selic apresentaram maior relevância sobre o Ibovespa no longo prazo, enquanto que as variáveis Câmbio e Risco foram mais expressivas sobre o Ibovespa no curtíssimo prazo. O IPCA e a taxa Selic se destacaram na Decomposição da Variância do índice Ibov, bem como foi sugerida forte influência do próprio índice Ibov sobre ele mesmo, o que pode ser justificado por uma possível “memória financeira”.

Palavras-chave: Mercado financeiro. Taxa de juros Selic. Cointegração.

MACROECONOMIC VARIABLES: SHORT- AND LONG-TERM INFLUENCES ON THE IBOVESPA

Abstract: This paper aims to verify the economic variables influence on the Ibovespa index and, short- and long-term relationships in the period after Inflationary Targets. The study uses the Error Correction Vector (VEC) tool to analyze the short and long-term relationships together with the Impulse-Response function and the Variance Decomposition. In the long-term equation, the Exchange Rate had a positive impact on the Ibov, while the IPCA had a negative impact. From the Impulse-Response functions, the IPCA and Selic variables showed greater relevance over the Ibovespa in the long run, while the Exchange and Risk variables were more expressive over the Ibovespa in the short run. The IPCA and the Selic rate stood out in the Decomposition of the Variance of the Ibov index, as well as a strong influence of the Ibov index on itself, which can be justified by a possible “financial memory”.

Keywords: Financial market. Selic prime rate. Cointegration.

VARIABLES MACROECONÓMICAS: INFLUENCIAS A CORTO Y LARGO PLAZO EN IBOVESPA

Resumen: Este trabajo tiene como objetivo verificar la influencia de las variables económicas en el índice Ibovespa, relaciones de corto y largo plazo en el período

¹ Universidade Estadual de Maringá, Departamento de Economia, Maringá, Brasil, hulissonn@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-2546-5384>

² Universidade Estadual de Maringá, Departamento de Economia, Maringá, Brasil, helis_czas@hotmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-9705-1124>

³ Universidade Federal de Rondonópolis, Departamento de Ciências Econômicas, Rondonópolis, Brasil, angel.ferrarini@ufr.edu.br, <https://orcid.org/0000-0002-6736-0364>

posterior a las Metas Inflacionarias. El estudio utiliza la herramienta Error Correction Vector (VEC) para analizar las relaciones a corto y largo plazo junto con la función Impulso-Respuesta y la Descomposición de la Varianza. En la ecuación de largo plazo, el Tipo de Cambio tuvo un impacto positivo en el Ibov, mientras que el IPCA tuvo un impacto negativo. A partir de las funciones Impulso-Respuesta, las variables IPCA y Selic mostraron mayor relevancia sobre el Ibovespa en el largo plazo, mientras que las variables Intercambio y Riesgo fueron más expresivas sobre el Ibovespa en el corto plazo. En la Descomposición de la Varianza del índice Ibov destacaron el IPCA y la tasa Selic, así como una fuerte influencia del índice Ibov sobre sí mismo, que puede justificarse por una posible “memoria financiera”.

Palabras clave: Mercado financiero. Tasa prima selic. Cointegración

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; 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.

No Brasil, tem-se o Índice Ibovespa como indicador de desempenho do mercado acionário. Porém esse indicador sofre alterações ao longo do tempo e a volatilidade se condiciona a determinadas características, inerentes ou não ao mercado, e as variáveis macroeconômicas, nacionais e internacionais, não sendo possível prever com exatidão seus movimentos (BERNARDELLI; BERNARDELLI, 2016).

Posto isso, o presente artigo tem por base teórica as discussões 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 de determinadas variáveis econômicas, a saber: 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); e como estas variáveis podem refletir nos movimentos da carteira teórica do índice Ibovespa (IBOV).

As expectativas, neste estudo, são avaliadas ao analisar horizontes temporais diferentes. Estas 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.

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 2000 e 2018⁴?

Para que tal objetivo seja atingido e a indagação respondida, utiliza-se da modelagem VEC que permite entender as relações de curto e longo prazo em conjunto com as funções de impulso-resposta e a decomposição para a variância. A escolha do modelo reflete os aspectos da literatura sobre quando se tem variáveis não estacionárias, mas cointegradas, em que o modelo deve ser ajustado pelo VEC. Assim, essa escolha também reflete os resultados dos testes que foram aplicados a fim de se verificar estatisticamente a sugestão de ocorrência de cointegração entre as variáveis. Essa condição é esperada ocorrer quando as variáveis em análise apresentam comportamento de uma evolução conjunta no longo prazo.

Harris (1995) explica sobre a importância de se verificar a possibilidade de ocorrência de relações entre as variáveis no longo prazo. Nesse sentido, entende-se que as características do comportamento das variáveis macroeconômicas de um país muitas vezes podem contemplar aspectos de *path dependence* que inclusive podem influenciar nas expectativas dos agentes. Isso por sua vez estaria intimamente relacionado com a influência desses agentes da carteira do Ibovespa, resultando na hipótese que de há uma evolução conjunta de variáveis macroeconômicas e do Ibovespa ao longo do tempo, mesmo que fatores de curto prazo possam eventualmente desviar essa relação de longo prazo para um novo caminho.

⁴ A escolha do período buscou abordar o início do tripé macroeconômico e o período final contempla o governo Temer e, no momento da seleção dos dados, o período pandêmico não existia.

Outras pesquisas também observam essa relação de longo prazo entre o índice Ibovespa e diferentes variáveis macroeconômicas, como é o caso de Santos et al. (2013), Ribeiro, Leite e Justo (2016) e Bernardelli et al. (2020). Ademais, além de contribuir para a literatura sobre o tema, este estudo visa contribuir na discussão sobre a condução da política monetária, via sistema de Metas de Inflação e apresentar a complexidade do tema apresentado para as análises econométricas macroeconômicas e, diante do exposto, os resultados apresentados pelo VEC vão ao encontro dessa discussão.

O artigo está estruturado em cinco seções, sendo esta a primeira seção. A segunda seção apresenta uma contextualização histórica e o 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.

A política monetária brasileira e a evolução das variáveis macroeconômicas

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 quanto aos cenários de ajustes fiscais, condução da política monetária e melhora da balança de pagamentos (MELO, 2006). 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 (MELO, 2006).

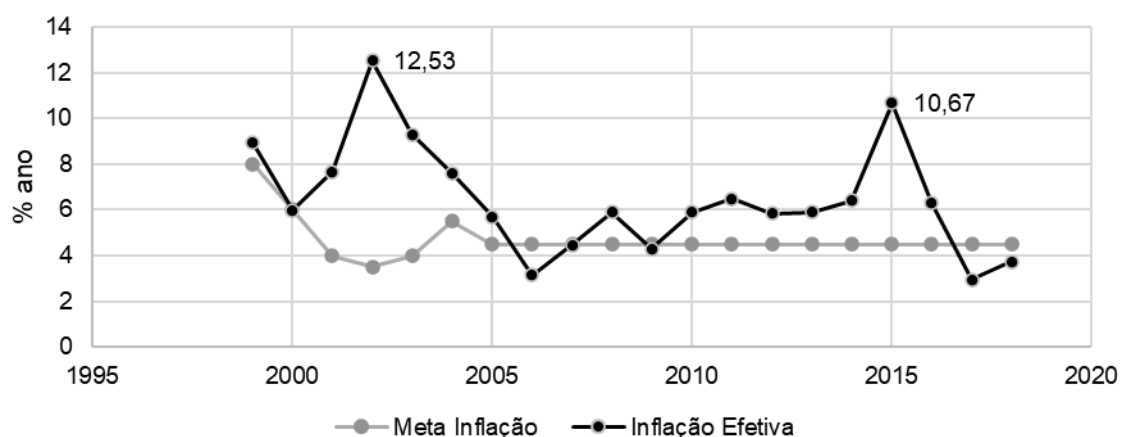
Nesse contexto, a estratégia fundamentada na implementação de uma âncora cambial e na adoção de um novo padrão monetário passou a ser a estratégia adotada pelo governo na busca pela estabilidade de preços. Segundo Modenesi (2005), a implementação do plano pode ser dividida em três preceitos, sendo estes: 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, choques externos pressionaram as reservas internacionais e levaram a sua redução ao longo dos anos de 1997 e 1998 (ALMEIDA et al., 2000). Para Bresser-Pereira e Gomes (2009), 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.

Nesse regime, o principal instrumento é a taxa de juros administrada pelo governo, que no Brasil é a taxa básica de juros Selic conduzida na política monetária de Sistema de Metas de Inflação desde 1999. 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, o Gráfico 01 mostra a evolução do Sistema de Metas de Inflação, após sua implementação, de 1999 com dados até 2018. A inflação efetiva oscilou de forma considerável e, conseqüentemente, a taxa Selic, representada no Gráfico 02 pela Selic *over* acumulada, foi ajustada para combater as oscilações da inflação efetiva.

Gráfico 01 - Evolução da Meta de inflação, Inflação (1999-2018)



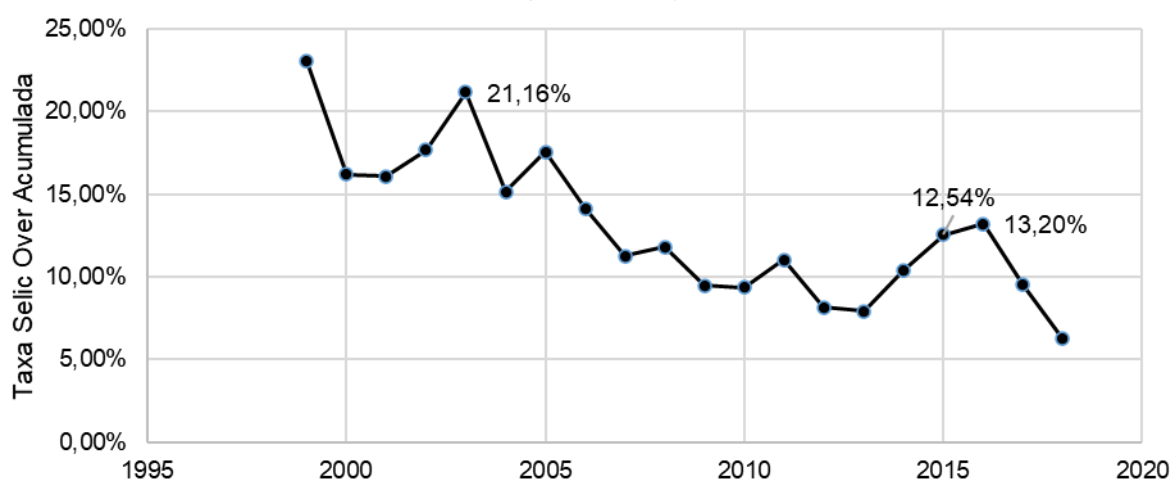
Fonte: Elaboração própria com dados coletados do BCB (2019).

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 e, além disso, a escassez de chuva, entre 2014-2015, provocou queda na produção de alimentos impactando diretamente na inflação.

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).

Gráfico 02 – Taxa Selic-Over Acumulada (1999-2018)



Fonte: Elaboração própria com dados coletados do BCB (2019).

Com relação à taxa Selic, é nítida sua redução em todo o período, em que passou de aproximadamente 23% em 1999 para 6,24% em 2018. 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 em 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 começou 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)

Barboza (2015) salienta que os mecanismos de transmissão de política monetária apresentam obstruções decorrentes das características da economia brasileira, como a segmentação no mercado de crédito com a alta participação do

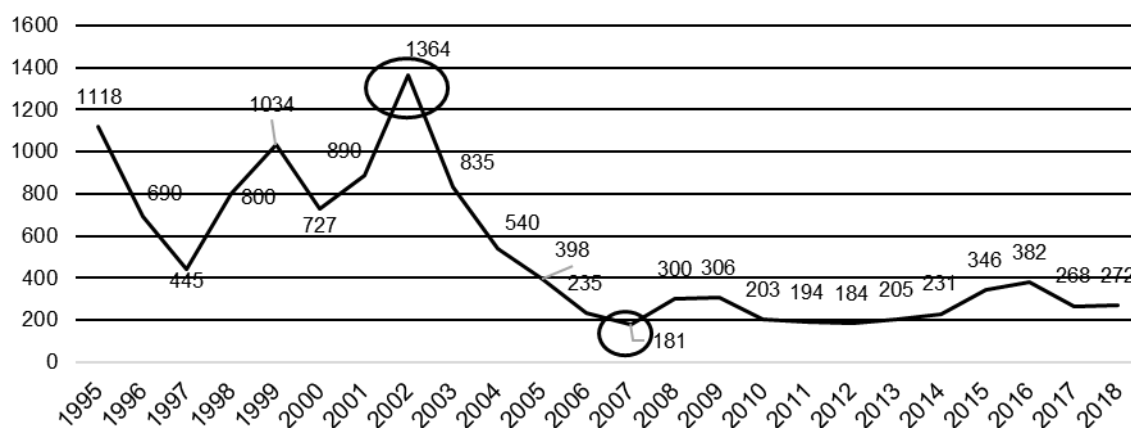
crédito direcionado; baixa penetração do crédito livre no processo de determinação da renda; participação de Letras Financeiras do Tesouro na composição da dívida pública; truncada estrutura a termo da taxa de juros; e participação de preços administrados na composição do IPCA, o que provoca elevação da volatilidade da taxa de juros e elevação destas em decorrência dos choques.

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 (CHEN, ROLL; ROSS, 1986).

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 no Gráfico 03. 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).

Gráfico 03 - EMBI+ Risco-Brasil (Média anual)



Fonte: 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 a Argentina, explica Bernal-Meza (2002). Conforme o autor, com o agravante das eleições presidenciais, o grau de incertezas em relação condução das políticas pelo novo governo gerou movimentos especulativos no mercado e elevação do risco. 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 quanto a futura direção política, um duplo efeito pode ocorrer sobre o câmbio: os agentes econômicos locais buscam a proteção de seus investimentos comprando moeda estrangeira, e 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).

Diante do exposto, 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 e a metodologia de análise empregada.

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 2018⁵, 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 no Quadro 01.

Quadro 01 - 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.

Modelo econométrico

A literatura apresenta alguns importantes instrumentos econométricos para estabelecer relações entre variáveis macroeconômicas, dentre eles, tem-se a cointegração pelo método sugerido por Johansen (1988), para verificar se há um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Para os métodos de Granger e Johansen, parte-se 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).

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

⁵ Optou-se por iniciar a análise no ano 2000 com intuito de averiguar as mudanças após a adoção de regime de câmbio flutuante.

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.

Como explica Harris (1995), a possibilidade de um relacionamento de longo prazo resulta na verificação de ocorrência de cointegração entre as variáveis e assim seguir com testes de raiz unitária para entender a estacionariedade das séries de tempo. Assim, o presente trabalho se utilizou dos testes de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado e Philips Perron, conforme Tabela 01. Os resultados dos testes mostraram que todas as variáveis foram não-estacionárias em nível, com exceção da variável IPCA⁶, o que indica possível relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 01 - Resultados dos testes de ADF e PP em nível e em primeira diferença

Variáveis	Nível			1ª Diferença		
	ADF ^a	PP ^b	<i>t crit</i> ^c	ADF	PP	<i>t crit</i>
LN (IBOV)	-1,6002	-1,7535	-3,9989	-13,2775	-13,2517	-3,9989
LN (RISCO)	-2,1766	-1,9864	-3,9989	-10,8648	-10,8322	-3,9989
LN (IPCA)	-10,0186	-10,0924	-3,9989	-16,1810	-28,5142	-3,9989
LN (SELIC)	-2,8953	-2,3766	-3,9989	-5,1868	-4,7875	-3,9989
LN (CÂMBIO)	-1,2399	-1,5068	-3,9989	-8,9357	-15,6556	-3,9989

Fonte: Resultados obtidos com o software *Eviews 8*.

Nota: a: Teste Dickey-Fuller aumentado; b: Teste de Philips-Peron; c: Valores críticos com 1% de significância.

A partir dessa indicação, prosseguiu-se para o teste de cointegração pelo método de Johansen. Para isso, o ordenamento das variáveis a serem testadas 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 1:

$$LnIbov = \beta LnRisco + \delta LnCâmbio + \gamma LnIPCA + \varphi LnSelic + \varepsilon \quad (1)$$

(2,173951)* (2,492411)* (5,020840)* (6,310728)*

*Valor estatístico de Qui-Quadrado.

⁶ 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.

Também foi necessário verificar o número de defasagens a serem incluídas no modelo, sendo apresentados os principais resultados na Tabela 02. Como os critérios indicaram número de defasagens diferentes, a escolha foi realizada com base no mesmo número de defasagens indicada pela maioria critérios – nesse caso Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) indicaram duas defasagens.

Tabela 02 - Definição do número de defasagens do modelo VAR, para as variáveis macroeconômicas e o índice Ibovespa, janeiro-2000 a dezembro-2018

Defasagem	AIC	SC	HQ
0	3,465	3,543	3,497
1	-10,156	-9,693	-9,969
2	-11,527	-10,679*	-11,185*
3	-11,538*	-10,304	-11,040
4	-11,426	-9,806	-10,772
5	-11,362	-9,357	-10,552

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 8*.

Nota: * Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério; AIC – Critério de informação de Akaike; SC – Critério de informação de Schwarz e HQ - Critério de informação Hannan-Quinn.

Na sequência, para observar a existência de cointegração pelo método de Johansen, verificou-se os testes do Traço e do Máximo-Autovalor conforme é proposto por Johansen e Juselius (1990) para determinar o possível número de integrações do modelo, os resultados são expostos na Tabela 03.

Tabela 03 - Resumo do teste do traço e Máximo Autovalor das séries para as variáveis macroeconômicas, janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Tendência de dados	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrático
Tipo do Teste	S/ Intercepto S/ Tendência	C/ Intercepto S/ Tendência	C/ Intercepto S/ Tendência	C/ Intercepto C/ Tendência	C/ Intercepto C/ Tendência
Traço	1	1	1	1	1
Máximo Autovalor	1	1	1	1	1

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 8*.

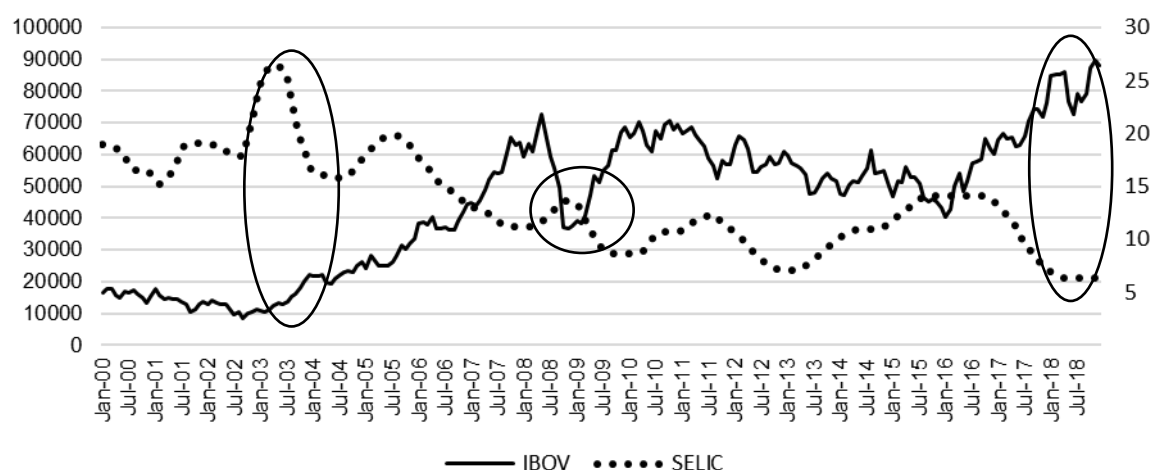
Ambos os testes sugeriram a ocorrência de um vetor de cointegração, então prosseguiu-se para verificar qual desses modelos seria o mais indicado. Assim sendo, foram analisados os resultados (e testes pós-estimação) dos diferentes modelos de cointegração para as variáveis em estudo, conforme as possíveis combinações de tendência e existência de intercepto. Essas verificações e comparações são necessárias, pois seus resultados impactam na dinâmica e nos procedimentos corretos a serem adotados.

Seguiu-se com o modelo sem intercepto, sem tendência e com dois *lags*, devido a seu melhor ajustamento⁷. Desse modo, prosseguiu-se para as análises das equações de curto e longo prazos e da função Impulso-Resposta, que visa captar os efeitos de choques sobre os valores das variáveis do modelo, conforme descrito em 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. Portanto, a seção seguinte apresenta em detalhes as considerações sobre os resultados obtidos.

Resultados

O Gráfico 04 apresenta a existência de possível correlação entre as variáveis Ibovespa e Selic. As áreas circuladas apresentam momentos de fortes distorções no mercado, como no início dos anos 2000 com as alterações no câmbio diante da mudança de regime câmbio fixo para câmbio flutuante vivido em 1999. Em 2008, com a crise do *subprime* nos Estados Unidos verifica-se uma forte queda no índice Ibovespa. O último ponto importante aparece no fim da série (jan-2018 em diante), em que a taxa Selic aparece em níveis baixos e o Ibovespa no sentido contrário, o que atinge, naquele momento, seus maiores patamares históricos.

Gráfico 04 - Série histórica mensal Ibovespa / Selic (2000-2018)



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

⁷ Os resultados detalhados de todos os testes desenvolvidos podem ser solicitados diretamente aos autores.

Ao observar as tendências (gráficas) nas séries e averiguar a mudança de direção em diferentes subperíodos e, considerando a possibilidade de cointegração entre o índice Ibovespa e as diferentes variáveis macroeconômicas aqui exploradas, prosseguiu-se com a verificação da modelagem econométrica que permitisse observar tendências de curto e longo prazo. Foram feitos testes adicionais para o modelo escolhido, que 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. Por exemplo, choques que afetam as incertezas, como no caso das variáveis macroeconômicas brasileiras ou então longos períodos de análises que contemplam alterações na condução de políticas.

Com relação a não-normalidade do modelo, isso pode ser explicado em parte pela dificuldade de encontrar as variáveis macroeconômicas que melhor expliquem os movimentos do mercado acionário. O trabalho de Pilinkus (2009), ao analisar 40 diferentes variáveis macroeconômicas a fim de determinar quais variáveis no curto prazo influenciavam o índice do mercado de ações da Lituânia, evidenciou 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.

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.

Análise de curto e longo prazo

Para as relações de curto prazo, cabe ressaltar inicialmente as oscilações do Ibovespa, do período presente, sendo influenciadas positivamente pelo próprio

Ibovespa de dois meses atrás⁸. 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. Logo, os efeitos de dependência do passado (*path dependence*), que são comuns de serem verificados em indicadores macroeconômicos, pareceram estar presentes para esse período de 2000 a 2018 considerado para o estudo do índice Ibovespa. Os principais resultados da análise de curto prazo são resumidos na Tabela 04.

Tabela 04 - Relação de Curto Prazo para variáveis estatisticamente significativas

Error Correction	CointEq1	D(LNIBOV(-2))	D(LNIPCA(-2))
D(LNIBOV)	-0.002552	-0.259988	0.014515

Fonte: elaboração própria com os dados do modelo.

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, o que seria possível por exemplo diante de informações disponíveis quanto às previsões de inflação e sinalizações de política monetária por parte do Banco Central. Os demais parâmetros não apresentaram significância estatística no curto prazo, conforme resultado completo disponível no Apêndice A.

Com base no vetor de cointegração estimado (Apêndice 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 normalizado, já apresentando-os com sinal trocado, tem-se a Equação 2, de longo prazo:

$$LNibov_t = - 1.189 LNrisco_t + 3.520 LNcambio_t - 6.419 LNipca_t + 3.469 LNselic_t$$

(2)

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

*Valores significativos a 10%.

⁸ No caso da análise de cointegração para curto e longo prazo, aqui obtida a partir do *software* Eviews, os sinais do *output* estimado (Apêndice 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).

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, conforme encontrado em Santos (2009). Embora o parâmetro não tenha apresentado significância estatística, o resultado negativo é condizente e sugere 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 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 se utilizando 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”. Cabe ainda destacar que essa relação de longo prazo encontrada pela Equação 2 corrobora com os resultados encontrados por meio da relação de curto prazo, ambos sugerindo uma influência negativa do IPCA sobre o Ibovespa. Então é possível inferir que ao longo do tempo, 2000 a 2018, a inflação permaneceu afetando as decisões e expectativas dos agentes.

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, sugere que os movimentos da Selic somente refletem nos retornos momentâneos/contemporâneos no Ibovespa.

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

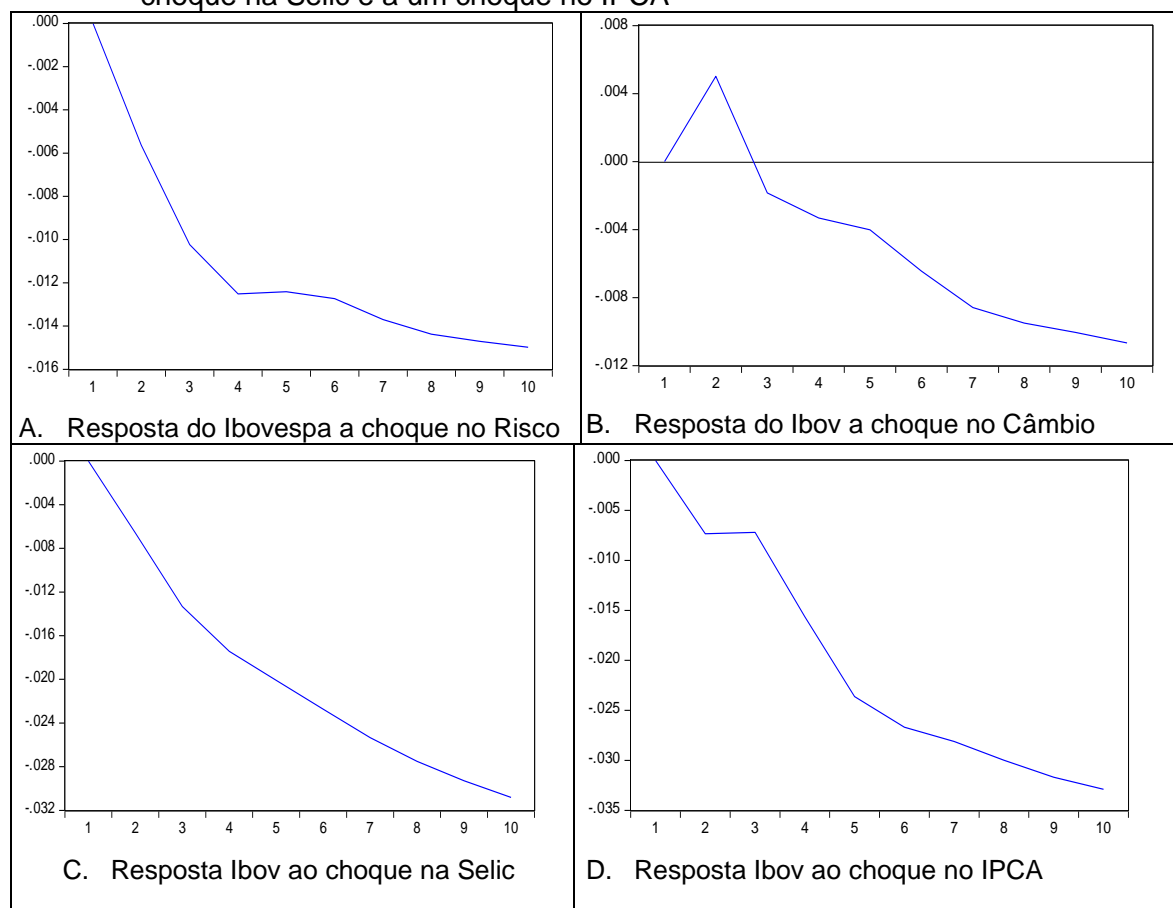
Análise da função impulso-resposta

A análise da função de resposta ao impulso capta o efeito de choques de um desvio-padrão, um choque exógeno ou aumento temporário não-esperado a uma mudança nos valores correntes e futuros das variáveis endógenas no modelo (ENDERS, 1995). Para a análise da função impulso-resposta, foi utilizado um período de 10 meses após a ocorrência do choque. Portanto, a Figura 01, 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 1A, provoca, nos quatro primeiros meses, uma queda mais acentuada do índice IBOV. Após esse período o efeito passa a ser menos expressivo chegando ao décimo mês de maneira mais suavizada.

A resposta ao choque inesperado no câmbio, Figura 1B, causa em um primeiro momento impacto positivo no Ibov positivo, mas a partir do terceiro mês o impacto passa a ser negativo. 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. 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.

Figura 01 - Resposta do Ibovespa a um choque no Risco, a um choque no Câmbio, a um choque na Selic e a um choque no IPCA



Fonte: elaboração própria com os dados do modelo.

Na Figura 1C, observa-se que um impacto inesperado na Selic possui influência negativa no Ibov em todo o período. Esse comportamento, 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 1D, um choque inesperado provoca inicialmente uma queda mais acentuada no Ibov, tornando-se mais branda a partir do sexto mês. Ressalta-se novamente a persistência desse resultado referente ao IPCA nas diferentes maneiras de analisar a relação entre as variáveis escolhidas, nas relações de curto e longo prazos o mesmo impacto negativo é observado. Uma maneira de entender esse cenário seria considerar inclusive os aspectos da influência negativa da Selic sobre o Ibov, apresentados na função impulso-resposta. Assim, argumenta-se que a relação negativa (Selic-Ibov) poderia estar relacionada com o estímulo que a Selic pode provocar nos agentes econômicos ao incentivar (estes agentes) a realizar seus portfólios em direção a capital de renda fixa. Aumentos da inflação poderiam gerar a busca por outros tipos de ativos que não os de renda variável como os ativos negociados no Ibov. Com base nessas análises e, de modo complementar, a subseção seguinte apresenta o resultado para a decomposição da variância.

Decomposição da variância

Por meio da Tabela 05, pode-se observar qual o “peso” de cada da variável na composição do índice Ibovespa, por meio da decomposição da variância. 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. Isso corrobora com a possibilidade de “memória financeira” discutida para os resultados encontrados nas relações de curto prazo. 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. 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.

Tabela 05 - 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.

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. Isso demonstra a importância da condução da política monetária no Índice e que a adoção do tripé econômico pela equipe econômica se reflete no comportamento dos agentes econômicos sobre a carteira teórica do Ibovespa.

Ao comparar os resultados se verifica, na equação de longo prazo, que o 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 (Sistema de Metas de Inflação) se mostraram com maior relevância no médio prazo.

Os resultados sugerem que, no curtíssimo prazo, as variáveis 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 às 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, 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. 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 pelas 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.
- BERNAL-MEZA, Raúl. A política exterior do Brasil: 1990-2002. **Revista Brasileira de Política Internacional**, [s.l.], v. 45, n. 1, p.36-71, jun. 2002.
- 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.
- BERNARDELLI, Luan Vinicius et al. A relação entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: Novas evidências para o Brasil. **Revista Mineira de Contabilidade**, v. 21, n. 3, p. 97-112, 2020.
- 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.

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

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

ENDERS, Walter. **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.

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.

HARRIS, Richard I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. Prentice Hall, 1995.

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.

SANTOS, Allan Sil Veira et al. Interaction between Macroeconomics Variables and IBOVESPA, the Brazilian Stock Market's Index. **Transnational Corporations Reviews**, v. 5, issue 4, p. 81-95, 2013.

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.

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

NOTAS DE AUTOR

CONTRIBUIÇÃO DE AUTORIA

Hulisson Fernando Sanches Nunes- Concepção, Coleta de dados, Modelagem econométrica, Análise de dados, Elaboração do manuscrito, Participação ativa da discussão dos resultados.

Helis Cristina Zanuto Andrade Santos – Metodologia, Modelagem econométrica e validação dos dados. Participação ativa da discussão dos resultados; Revisão e edição da versão final do trabalho.

Angel dos Santos Fachinelli Ferrarini - Concepção, Validação dos dados e resultados, Elaboração do manuscrito, Participação ativa da discussão dos resultados; Revisão e edição da versão final do trabalho

FINANCIAMENTO

Não se aplica.

CONSENTIMENTO DE USO DE IMAGEM

Não se aplica.

APROVAÇÃO DE COMITÊ DE ÉTICA EM PESQUISA

Não se aplica.

CONFLITO DE INTERESSES

Não se aplica.

LICENÇA DE USO

Este artigo está licenciado sob a [Licença Creative Commons CC-BY](#). Com essa licença você pode compartilhar, adaptar, criar para qualquer fim, desde que atribua a autoria da obra.

HISTÓRICO

Recebido em: 01-09-2020

Aprovado em: 08-02-2023