

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Faculdade de Economia e Administração

Érico Soares Neto

ANÁLISE DE INTERAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS  
MACROECONÔMICAS E O IBOVESPA

São Paulo

2017

Érico Soares Neto

Análise de interações entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Dr. Marco Tulio Lyrio – Insper

São Paulo

2017

SOARES NETO, Érico

Análise de interações entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa / Érico Soares. – São Paulo: Insper 2017.

33 pg.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Dr. Marco Tulio Lyrio

1. Variáveis macroeconômicas 2.Ibovespa

Érico Soares Neto

**Análise de interações entre variáveis macroeconômicas e  
o Ibovespa**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do grau de Bacharel do Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa

DATA DE APROVAÇÃO: \_\_/\_\_/\_\_

**Examinadores**

---

Prof. Dr. Marco Tulio Lyrio

Orientador

---

Prof. Dr. Michael Viriato Araujo

Examinador

## Resumo

Soares Neto, Érico. Análise de interação entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. São Paulo, 2017. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

O principal objetivo deste estudo é verificar as possíveis relações de causalidade e cointegração entre um grupo de variáveis macroeconômicas e o desempenho do Índice Bovespa (Ibovespa). Para isso, serão analisadas variáveis como a taxa de câmbio (R\$/US\$), a taxa básica de juros (Selic), a taxa de inflação (IPCA) e o risco-país (EMBI+) cruzadas com o comportamento do Ibovespa, capturado pelo valor de seu fechamento diário. O intervalo de tempo a ser analisado será de Janeiro de 1996 até Dezembro de 2016. Por se tratar de uma série temporal, o modelo econométrico utilizado será o vetor autorregressivo (VAR). A partir dele, serão feitos os seguintes testes: teste de Engle-Granger para medir previsibilidade, a função de resposta ao impulso que pode servir como um exercício de estática comparativa e, por fim, uma análise da decomposição da variância.

Palavras-chave: Variáveis macroeconômicas. Ibovespa. Cointegração. Causalidade. Mercado de ações. Brasil.

## **Abstract**

Soares Neto, Érico. Interaction analysis among macroeconomic variables and Ibovespa. São Paulo, 2017. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa.

The main objective of this study is to establish the possible relationships of causality and cointegration between a group of macroeconomic variables and the São Paulo Stock Exchange index's (Ibovespa) performance. To this end, variables such as the exchange rate (R\$/U\$S), the benchmark interest rate (Selic), the inflation rate (IPCA) and the Country risk (EMBI+) will be cross-checked with Ibovespa's behavior, represented by its total daily points. This research will analyze data from January 1996 to December 2016. Since we are studying a time series, the vector autoregression (VAR) will be the econometric model used. Based on it, tests such as the Engle-Granger, used to measure predictability. The impulse response function can be employed as an exercise of comparative statics. Finally, the variance decomposition will be used to deal with the dynamic stochastic system.

Keywords: Macroeconomic variables. Ibovespa. Cointegration. Causality. Stock Exchange. Brazil

## Lista de ilustrações

<i>Figura 1 - Série Ibovespa em logaritmo - Janeiro 1996 até Dezembro 2016.....</i>	<i>20</i>
<i>Figura 2 - Função de resposta ao impulso - IBOV x Cambio – Cambio x IBOV.....</i>	<i>23</i>
<i>Figura 3 - Função de resposta ao impulso - IBOV x IPCA – IPCA x IBOV.....</i>	<i>24</i>
<i>Figura 4 - Função de resposta ao impulso - IBOV x EMBI - EMBI x IBOV.....</i>	<i>24</i>
<i>Figura 5 - Função de resposta ao impulso - IBOV x Selic - Selic x IBOV.....</i>	<i>25</i>
<i>Figura 6 - Decomposição da variância - IBOV x Câmbio - Câmbio x IBOV.....</i>	<i>26</i>
<i>Figura 7 - Decomposição da variância - IBOV x Embi - Embi x IBOV.....</i>	<i>26</i>
<i>Figura 8 - Decomposição da variância - IBOV x IPCA - IPCA x IBOV.....</i>	<i>27</i>
<i>Figura 9 - Decomposição da variância - IBOV x Selic - Selic x IBOV.....</i>	<i>27</i>

## Lista de tabelas

<i>Tabela 1 - Teste ADF para as séries logaritimizadas.....</i>	<i>21</i>
<i>Tabela 2 - Teste ADF para as variáveis Ibovespa, embi e câmbio na diferença.....</i>	<i>21</i>
<i>Tabela 3 - Critérios de informação para determinação da defasagem.....</i>	<i>22</i>



# Sumário

<b>1. Introdução</b>	10
<b>2. Revisão da Literatura</b>	12
<b>3. Modelo Teórico</b>	14
<b>4. Metodologia</b>	16
4.1 Amostra e Dados	16
4.2 Variáveis	16
4.2.1 Variável resposta	16
4.2.2 Variáveis explicativas	16
4.3 Modelo Econométrico	17
<b>5. Análise dos Resultados</b>	20
<b>6. Conclusão</b>	28
<b>7. Bibliografia</b>	29
<b>8. Anexos</b>	31
8.1 Condições de estabilidade do VAR	31
8.2 Teste de causalidade de Granger	32

## 1. INTRODUÇÃO

Conhecido como um país de muitos governos instáveis<sup>1</sup>, o Brasil sofreu por inúmeras vezes descontroles inflacionários<sup>2</sup> em sua história. Ao longo dos anos, se viu obrigado a contrair dívidas para consertar erros do passado e oscilou muito em relação aos seus aspectos macroeconômicos. Consequentemente, em grande parte da segunda metade do século XX não despertou demasiado interesse dos investidores locais e estrangeiros. Porém, em 1994, a criação do Plano Real permitiu uma estabilidade monetária ao país através de severo ajuste fiscal e a indexação da economia à Unidade Real de Valor (URV), uma nova unidade de medida. Somado a medidas que aumentaram a credibilidade dos governos como um regime de metas de inflação e a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), o Brasil obteve a oportunidade de prosperar um crescimento econômico.

O Índice Bovespa (Ibovespa) em atividade desde 2 de janeiro de 1968 demorou a se desenvolver diante de tal cenário. Naquela época, a primeira carteira do Ibovespa abrangia apenas 18 *blue chips* (grandes empresas de crescimento sólido). Hoje, segundo a BM&FBovespa, o valor de mercado do Ibovespa já supera os US\$ 716 bilhões com 56 (cinquenta e seis) empresas listadas no índice. O volume médio negociado no ano de 2016 foi de quase BRL 8 bilhões ao dia.

A partir do fim do século XX foi notável o crescimento sustentado da Bolsa de Valores brasileira. Entre 1994 e 2007, por exemplo, a taxa de crescimento média do índice foi da ordem de 25,2% ao ano, o que significa que os preços das ações integrantes do Ibovespa cresceram a uma taxa média de 25,2% ao ano entre o final de 1994 e 2007. No entanto, apesar do crescimento médio da ordem de 3,9% ao ano entre os anos de 2006 e 2016, em 2016 o índice obteve em sua mínima anual,

---

<sup>1</sup> O Brasil viveu um regime de ditadura militar entre os anos de 1964 e 1985. Além disso, dois presidentes já sofreram impeachment na história brasileira: Fernando Collor em 1992 e Dilma Rousseff em 2016. O atual presidente Michel Temer será investigado por corrupção passiva, obstrução à justiça e participação em organização criminosa.

<sup>2</sup> O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) atingiu 2.447,2% a.a em 1993 e 916,5% a.a em 1994 antes da criação do Plano Real.

um valor de fechamento de 37.497,47 pontos. Aproximadamente o mesmo valor atingido em pregões de janeiro de 2006. Além do desempenho individual de cada empresa listada, o que mais poderia explicar o comportamento negativo da bolsa em seu passado recente?

Estudos mais consistentes sobre a relação entre as variáveis macroeconômicas e seus impactos no desempenho na bolsa de valores começaram na década de 80. Araújo e Bastos (2008) sugerem que variáveis macroeconômicas como taxa de juros e produção industrial podem exercer influência sobre o desempenho das ações no longo prazo. Ainda, países europeus e os Estados Unidos foram os grandes objetos de estudo realizados até então. Portanto, ainda há muito a se explorar nesse tema principalmente sobre os países da América Latina. Devido à importância do Brasil como a maior economia desse continente e a oitava maior do mundo, indubitavelmente o assunto desperta interesse por parte dos investidores a fim de fazer melhores projeções sobre seus investimentos.

O principal objetivo dessa monografia é estudar o comportamento do Ibovespa em função de choques nas variáveis macroeconômicas brasileiras ao longo do período de 1996 até 2016. Para tal, variáveis como inflação (IPCA), taxa de juros (Selic), risco-país (EMBI+) e taxa de câmbio (R\$/US\$) serão coletadas. Concomitantemente, será utilizado o valor de fechamento do Ibovespa para analisar as possíveis correlações e causalidades entre as variáveis e o índice. Para captar tal relação, será aplicado um modelo de vetores autorregressivos (VAR).

A partir desse modelo, serão feitos testes de causalidade e cointegração como o teste de Engle-Granger, a função de resposta ao impulso e uma análise da decomposição da variância.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

Um dos primeiros trabalhos que buscou estudar a relação entre uma variável macroeconômica e o retorno do mercado de ações foi o de Fama (1981), onde em seu estudo sobre os Estados Unidos no período pós 2ª guerra (de 1953 em diante) o autor comprovou a existência de uma correlação negativa entre a taxa de inflação e o retorno da bolsa de valores. Ele atribuiu tal relação ao fenômeno chamado *Proxy Effect*, onde o impacto negativo no mercado de ações vem, na verdade, da correlação negativa entre inflação e o índice de atividade econômica. No entanto, Nunes et al. (2005), refutou a hipótese de *Proxy Effect* quando concluiu que não há uma associação negativa entre inflação e o produto interno bruto (PIB). Ainda em seu trabalho, os autores puderam verificar que a taxa de juros ex-ante influencia diretamente em variações no mercado de ações.

Ainda sobre a política de juros, Bernanke e Kuttner (2005) buscaram estudar as reações do mercado acionário americano em função de políticas monetárias do Federal Reserve (Fed). Assim, os autores concluíram que uma queda não antecipada (pelo mercado) da taxa de juros em 25 pontos-base gera um aumento na casa de 1% nos preços das ações.

Com o objetivo de medir os diferentes efeitos das variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações, Chen, Roll e Ross (1986) encontraram evidências de que a produção industrial e mudanças no prêmio pelo risco apresentam resultados diretos sobre os preços das ações. Segundo o modelo de dividendos descontados (DDM) o preço de uma ação reflete seus fluxos de caixas futuros, ponderado por uma taxa de desconto. O fluxo de caixa é diretamente afetado pela quantidade produzida pela indústria enquanto a taxa de desconto é influenciada pelo prêmio de risco, corroborando as conclusões dos autores.

Ao analisar a relação entre a taxa de câmbio e o preço das ações para o mercado chinês, Li e Huang (2008) vão contra a maioria dos trabalhos já feitos sobre o assunto e afirmam que não há um vínculo estável entre essas duas variáveis observadas no longo prazo. Porém, asseguram existir uma relação de causalidade unidirecional da taxa de câmbio para o retorno das ações no curto prazo. Essa conclusão é reforçada pelo trabalho de Abdalla e Murinde (1997) em que os autores chegam ao mesmo resultado em seu estudo para a Coréia do Sul e o Paquistão.

Alguns estudiosos reforçam que a direção da causalidade irá depender especificamente do país e do período a ser estudado. No artigo de Aydemir e Demirhan (2009), os autores estudaram o mercado da Turquia de 2001 a 2008 e seus resultados apontaram uma associação bidimensional entre a taxa de câmbio e o retorno do mercado de ações.

Outros estudos buscaram analisar a relação de diversas variáveis sobre o desempenho da bolsa de valores de um determinado país. Darrat e Mukherjee (1986), por exemplo, estudaram o mercado de ativos indiano entre 1948 e 1983. Ao tentar descobrir relações de causalidade entre variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos indianos, os autores evidenciaram que a taxa de juros de longo prazo obteve forte impacto negativo sobre o retorno no mercado de ações. Mukherjee e Naka (1995) fizeram um trabalho similar para o mercado acionário japonês representado pelo Tokyo Stock Exchange (TSE). Além da relação negativa muitas vezes relatada entre a taxa de inflação e o índice da bolsa, os autores encontraram também um vínculo negativo entre a taxa de longo prazo dos títulos do governo e o TSE. Já no estudo de Kwon e Shin (1999) sobre a Coreia do Sul, atividades relacionadas ao comércio internacional mostraram-se mais impactantes sobre o mercado acionário coreano do que a taxa de inflação e taxa de juros, por exemplo.

O que se pode notar de uma abordagem sobre diversos estudos já realizados é que a maneira e a intensidade do impacto de uma determinada variável macroeconômica sobre o desempenho de um mercado acionário vincular-se-á às particularidades do país em questão e do período a ser observado.

### 3) MODELO TEÓRICO

Segundo o Modelo de Dividendos Descontados (MDD), o preço de uma ação ( $P_0$ ), pode ser definido da seguinte maneira:

$$P_0 = \sum_{t=1}^T \frac{D_t}{\prod_{i=1}^t (1 + k_i)} + \frac{P_T}{\prod_{i=1}^T (1 + k_i)}$$

Matematicamente, o preço de uma ação hoje será estabelecido a partir de um fluxo de caixa projetado dos dividendos futuros,  $D_t$ , ponderados por uma taxa de desconto,  $k$ , bem como seu preço de revenda futuro  $P_t$ . O conceito de desconto é utilizado quando se deseja calcular quanto vale em termos de hoje, algum valor a ser recebido no futuro. Há três motivos principais para que uma quantia no futuro valha menos do que a mesma quantia no presente. Em primeiro lugar, as pessoas têm preferências de consumo, e é um fato estilizado que essas pessoas preferem consumir hoje a consumir amanhã. Além disso, a inflação que corrói o poder de compra do dinheiro ao longo do tempo é a segunda razão. Por fim, fatores exógenos criam a possibilidade de que o dinheiro no futuro talvez não esteja mais disponível. De outra maneira, a espera envolve riscos.

Para uma empresa, o risco é indicado pelo *Weighted Average Cost of Capital* (WACC), ou custo total do capital. Esse custo é definido a partir de uma média ponderada entre o custo do capital próprio e o custo de capital de terceiros com os pesos dados pelo uso proporcional de cada fonte de financiamento. Se utilizarmos o *Capital Asset Price Model* (CAPM), o custo do capital próprio é composto por três elementos: a taxa livre de risco, o prêmio pelo risco da ação e o risco relativo, também chamado de beta.

A taxa livre de risco é usualmente associada às taxas dos títulos públicos federais de longo prazo (superior a dez anos), assumindo que não existe a possibilidade de o governo dar calote.

O prêmio pelo risco da ação é o prêmio que os investidores exigem para estar investindo em determinado ativo ao invés de aplicar na taxa livre de risco. Tal

prêmio depende da percepção de risco que o investidor tem da ação e de sua aversão ao risco.

Já o risco relativo ou beta, mede a correlação de determinado ativo com um índice de mercado. Se o beta de uma ação é igual a um, significa que o ativo replica fielmente todas as variações da carteira de mercado.

Os três inputs podem ser encontrados no modelo CAPM, ferramenta utilizada para precificação de ativos financeiros. Em tal modelo, o retorno esperado de um investimento é dado pela fórmula:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i[E(R_M) - R_f]$$

O retorno esperado  $E(R_i)$  do ativo  $i$  é encontrado quando se soma a taxa livre de risco  $R_f$  ao prêmio pelo risco  $[E(R_m) - R_f]$  multiplicado pelo fator beta  $\beta_i$ , correlação entre o ativo  $i$  e a carteira de mercado.

Através desses mecanismos de transmissão, surge a hipótese de que variáveis macroeconômicas podem afetar direta ou indiretamente os preços das ações e por consequência, influenciar o desempenho do Ibovespa.

## 4. METODOLOGIA

### 4.1 Amostra e Dados

De forma a cumprir os objetivos dessa monografia, foram coletados dados de todas as variáveis descritas no primeiro item. O valor de fechamento diário do Ibovespa foi extraído no próprio site da BM&FBovespa. Os dados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foram coletados no site do *IBGE*. Os dados da taxa básica de juros (SELIC) foram coletados no site oficial do *Banco Central do Brasil*. Tanto a taxa de câmbio (R\$/U\$) quanto o risco-país (EMBI) foram coletados no site do *Ipeadata*. Todos os dados foram coletados mensalmente no período entre Janeiro de 1996 até Dezembro de 2016 totalizando 240 observações para cada variável.

### 4.2 Variáveis

#### 4.2.1 Variável Resposta

- Índice Ibovespa: Atualmente, o índice é composto por 59 diferentes ações. Para obter uma carteira de mercado, as ações são ponderadas em função de seu valor de mercado e sua liquidez. A unidade de medida é pontos.

#### 4.2.2 Variáveis explicativas

- Taxa de inflação: variação acumulada da inflação nos últimos 12 meses, dada em porcentagem. Representado pelo IPCA.
- Taxa básica de juros nominal: Taxa SELIC estabelecida pelo Banco Central do Brasil. As reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom) acontecem em média a cada 45 dias, porém os dados aqui informados dizem respeito ao valor da taxa SELIC no último dia útil do mês.
- Risco-país (EMBI): Esse índice é baseado nos títulos de dívidas emitidos pelo governo. A unidade de medida é ponto-base, cem pontos-base equivalem a 1%. O cálculo é feito a partir da diferença entre a taxa de retorno oferecida pelos títulos do governo americano e a taxa de retorno oferecida pelos títulos



públicos do país, no caso o Brasil. Essa diferença é conhecida como *spread* soberano.

- Taxa de câmbio (R\$/U\$S): O preço de um dólar medido em unidades monetárias domésticas, no Brasil, o Real. O valor coletado ao final do período foi o valor de venda da moeda. Dado que a taxa de câmbio reflete o custo de uma moeda em relação à outra, ela influencia diretamente, por exemplo, o desempenho de empresas exportadoras e importadoras que compõem o Ibovespa.

#### 4.3 Modelo econométrico

Por se tratar de séries temporais, foi utilizado um modelo de vetores autorregressivos (VAR). De modo geral, pode se expressar o modelo VAR da seguinte maneira:

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t, \quad (1)$$

Em que:  $A$  é uma matriz  $n \times n$ , que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $X_t$ , composto pelas variáveis endógenas do sistema;  $\beta_0$  é um vetor de constantes e  $B$  é uma matriz diagonal de desvios-padrão;  $\varepsilon_t$  é um vetor de erros aleatórios não correlacionados entre si contemporaneamente, isto é:

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \sim RB_2 \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} \sigma_{\varepsilon_1}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon_2}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon_3}^2 \end{pmatrix} \right] \quad (2)$$

Quando o vetor de erros não se correlaciona temporalmente entre si, o mesmo é chamado de ruído branco (RB).

Em nosso estudo, a matriz  $X_t$  é composta pelo índice Ibovespa, taxa de câmbio, taxa de juros nominal, risco-país e taxa de inflação acumulada.

$$X_t = \begin{pmatrix} Ibov \\ IPCA \\ Selic \\ Câmbio \\ Embi \end{pmatrix} \quad (3)$$

Quando trabalhamos com vetores autorregressivos, é necessário verificar antes da realização de qualquer teste, se as séries utilizadas são estacionárias. Caso seja evidenciado pelo gráfico dos dados ou pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) que a série em questão não é estacionária, será necessário trabalhar com a série na primeira diferença, ou de outra maneira, com a taxa de variação da série.

A hipótese nula do teste ADF  $H_0$ , sugere que a série contém raiz unitária. Caso a estatística de teste seja superior ao nível crítico adotado (5%), a hipótese nula não poderá ser rejeitada e, portanto o teste indica que a série possui raiz unitária. Para estimar corretamente a ordem de defasagem  $p$  do modelo VAR, será utilizado um recurso do programa *Eviews* em que a defasagem obtida será o menor critério de informação de *Akaike* (AIC), *Schwarz* (SC) e *Hannan-Quin* (HQ)<sup>3</sup>.

O teste de Engle-Granger (1969) define causalidade em termos de previsibilidade. Ele afirma que a variável X “granger causa” uma variável Y se o presente de Y puder ser previsto com maior eficiência utilizando valores passados de X do que não utilizando esses valores. É do interesse de todos os tipos de investidores pode fazer suas previsões com uma maior precisão; esse teste pode dar mais qualidade às informações que se difundem no mercado.

A função de resposta ao impulso rastreia a resposta das variáveis explicativas de um VAR a um choque nos termos de erros. Essa função é geralmente utilizada para avaliar o impacto de medidas econômicas. Assim, a partir dessa análise será possível concluir a dimensão do impacto causado pela volatilidade das variáveis macroeconômicas presentes no estudo sobre o Ibovespa. Uma ferramenta alternativa à função de resposta ao impulso é a decomposição da

---

<sup>3</sup> O teste oferece cinco critérios de informação, caso haja um ‘empate’ entre a defasagem a ser escolhida, opta-se pela defasagem indicada pelo critério de *Akaike* (AIC).

variância do erro de previsão. A medida é obtida como um percentual da variância total do erro de previsão. O objetivo é estudar como os choques relacionados às variáveis presentes no modelo atingem a variância do erro de previsão da variável que está sendo estudada.

Todas essas técnicas econométricas podem fornecer aos investidores melhores recursos na hora de escolher os países de seus investimentos. Além de estudar individualmente o desempenho de uma empresa, a partir desse estudo ele poderá analisar mais profundamente a estabilidade macroeconômica de um determinado país a fim de mitigar os riscos associados ao investimento em renda variável.

Para o desenvolvimento do trabalho, todas as cinco séries: Ibovespa, taxa de inflação, taxa de juros, risco-país e taxa de câmbio foram logaritmizadas a fim de melhorar a qualidade das análises.

## 5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Ao analisar o desempenho do Ibovespa ao longo dos últimos vinte anos, (Figura 1) há três pontos em que se pode notar algum choque externo que provocou forte oscilação na bolsa de valores. Para cada um dos choques, foi criada uma variável dummy para controlar as possíveis distorções estatísticas. O *ponto 1* representa a mudança de regime cambial ocorrida em janeiro de 1999. Até então, o câmbio brasileiro era fixo. A partir dessa data, o Banco Central tornou o câmbio flutuante gerando desconfiança por parte dos investidores devido à incerteza trazida pela nova política. O dólar que estava cotado em R\$ 1,21 chegou a atingir R\$ 2,16 no mês de março, mostrando forte depreciação da moeda brasileira. Para tal, foi criada uma variável dummy (DummyCambio) de janeiro de 1999 em diante. O *ponto 2* é representado pelo período que precedeu as eleições presidenciais quando Luís Inácio Lula da Silva se tornou pela primeira vez presidente do Brasil. O mercado não via com bons olhos a presidência de Lula e em junho e julho de 2002 o Ibovespa recuou mais de 12% em cada mês. Ainda em setembro de 2002 a bolsa recuou 16,95% no mês e subiu mais de 17% no mês seguinte. Por isso, foi criada a variável dummy (DummyLula) para controlar tal período. Finalmente o *ponto 3* representa a crise externa financeira ocorrida em 2008. Resumidamente, um famoso banco de investimentos americano, Lehman Brothers, foi à falência em setembro de 2008 causando um caos no mercado financeiro global. Por conta disso, o ano de 2009 ainda foi um extremamente atípico no cenário mundial. Para controle desse intervalo de tempo, foi criada a última dummy (DummyCrise).

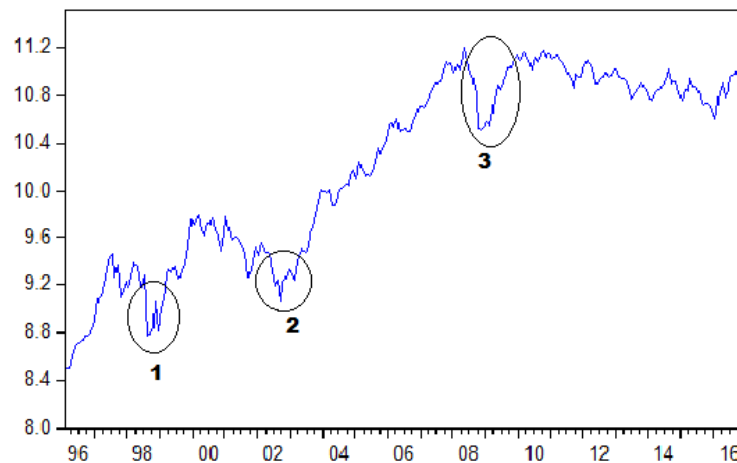


Figura 1 - Série Ibovespa em logaritmo - Janeiro 1996 até Dezembro 2016

Assim, damos início aos testes econométricos. Todas as séries foram submetidas ao teste ADF para verificar se as mesmas eram estacionárias. A tabela 1 mostra todos os resultados. Com exceção da taxa Selic e da taxa de inflação, a hipótese nula de que a série contém uma raiz unitária não pôde ser rejeitada ( $p$ -valor  $> 0,05$ ). Portanto, foi tirada a diferença para o Ibovespa, Embi e câmbio. Como mostra a Tabela 2, tomada a diferença, a hipótese nula foi rejeitada para todas e, portanto, as variáveis mostraram ser estacionárias na diferença.

Tabela 1 - Teste ADF para as séries logaritimizadas

Variáveis	T-Statistic	Prob
Log (Ibovespa)	-2.036641	0.578
Log (Embi)	-1.797474	0.703
Log (Selic)	-3.635694	0.028
Log (Câmbio)	-1.797474	0.703
Log (IPCA Acumulado)	-3.853167	0.015

Fonte: Software Eviews 9

Tabela 2 - Teste ADF para as variáveis Ibovespa, embi e câmbio na diferença

Variáveis	T-Statistic	Prob
DLog (Ibovespa)	-15.35829	0.00
DLog (Embi)	-11.62942	0.00
DLog (Câmbio)	-10.14803	0.00

Fonte: Software Eviews 9

Com a finalidade de determinar os critérios de defasagem ( $p$ ) do VAR estimado, foi utilizado o recurso do *Eviews* chamado *Lag Length Criteria*. A

defasagem escolhida foi a que os critérios de informação indicaram em sua maioria. Como houve “empate” entre o sétimo *lag* e o segundo *lag*, escolhemos o *lag* indicado pelo critério de *Akaike* (AIC), no caso, sete defasagens como indicado na Tabela 3. O VAR foi portanto, estimado com sete defasagens e atendeu a todos os critérios de estabilidade<sup>4</sup> para dar prosseguimento às análises.

Tabela 3 - Critérios de informação para determinação da defasagem

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.19E-09	-6.357007	-6.066089	-6.239775
1	1555.338	1.70E-12	-12.91014	-12.25558	-12.64637
2	157.4161	1.04E-12	-13.40056	-12.38235*	-12.99025*
3	18.19435	1.18E-12	-13.27406	-11.8922	-12.71721
4	51.82373	1.15E-12	-13.30589	-11.56039	-12.6025
5	51.5354	1.11E-12	-13.3421	-11.23294	-12.49217
6	56.35137	1.04E-12	-13.40778	-10.93498	-12.41131
7	50.85202	<b>1.00e-12*</b>	<b>-13.45283*</b>	-10.61639	-12.30982
8	21.33272	1.12E-12	-13.35302	-10.15293	-12.06347
9	58.54069*	1.02E-12	-13.45193	-9.888189	-12.01584
10	22.92057	1.12E-12	-13.36662	-9.439232	-11.78399
11	21.28798	1.24E-12	-13.27568	-8.984647	-11.54651
12	22.83629	1.37E-12	-13.19697	-8.542288	-11.32126

Para verificar a relação de causalidade, o primeiro teste feito foi o de causalidade de Granger, para verificar se o histórico de uma variável ajuda a melhor prever outra variável. Caso isso aconteça, é dito que ‘x’ granger causa ‘y’. Verificando a relação de causalidade entre o Ibovespa e as variáveis macroeconômicas, com exceção do risco-país, as outras três variáveis detêm uma relação de bicausalidade com o Ibovespa<sup>5</sup>. De outra maneira, o Ibovespa ajuda a prever melhor a taxa de câmbio, a taxa de inflação e a taxa de juros futura e a recíproca é verdadeira. Com relação ao EMBI, há uma relação de causalidade

<sup>4</sup> Ver Anexo 1.

<sup>5</sup> Ver Anexo 2.

unilateral do Ibovespa para o risco-país, ou seja, os dados da bolsa de valores ajudam a fazer melhores previsões sobre o risco futuro.

Introduzindo a função de resposta ao impulso, essa análise tem como propósito verificar a magnitude do impacto de um choque de uma variável macroeconômica no Ibovespa. Ao analisar a Figura 2 é possível notar que um choque no câmbio não interfere no desempenho do Ibovespa ao longo de 12 meses (a média da variação é em torno de zero). No entanto, um choque no Ibovespa tem um impacto mais relevante na taxa de câmbio até o segundo mês, causando uma variação de quase 0,02% no câmbio. Após esse período o choque vai se dissipando e a influência vai gradualmente deixando de existir.

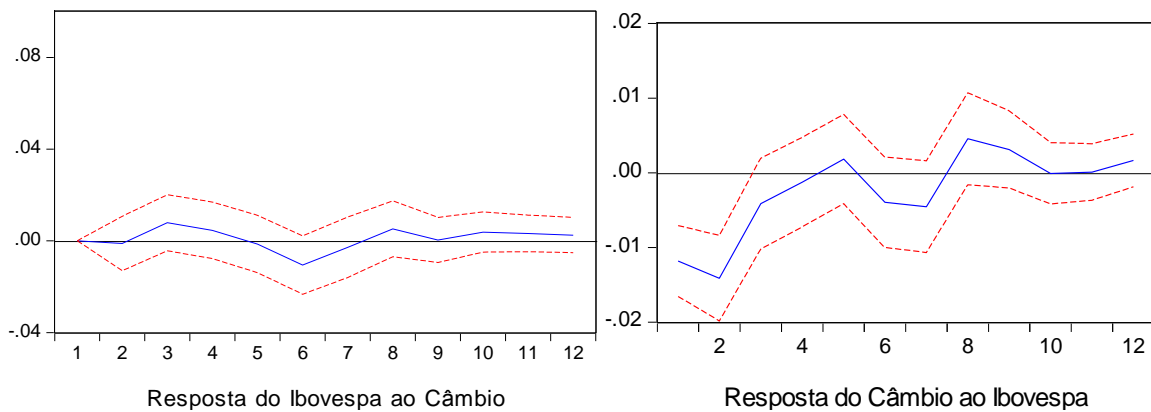


Figura 2 - Função de resposta ao impulso - IBOV x Câmbio – Câmbio x IBOV

Analisando a relação Ibovespa e IPCA (Figura 3), um choque no IPCA tem influência irrisória no desempenho da bolsa de valores. No entanto, uma variação abrupta do Ibovespa causa uma variação no IPCA que perdura ao longo de um ano. Essa variação se dá na magnitude de -0,03% e se reflete na taxa de inflação apenas a partir do sétimo mês, mas o choque não se dissipa ao longo de um ano.

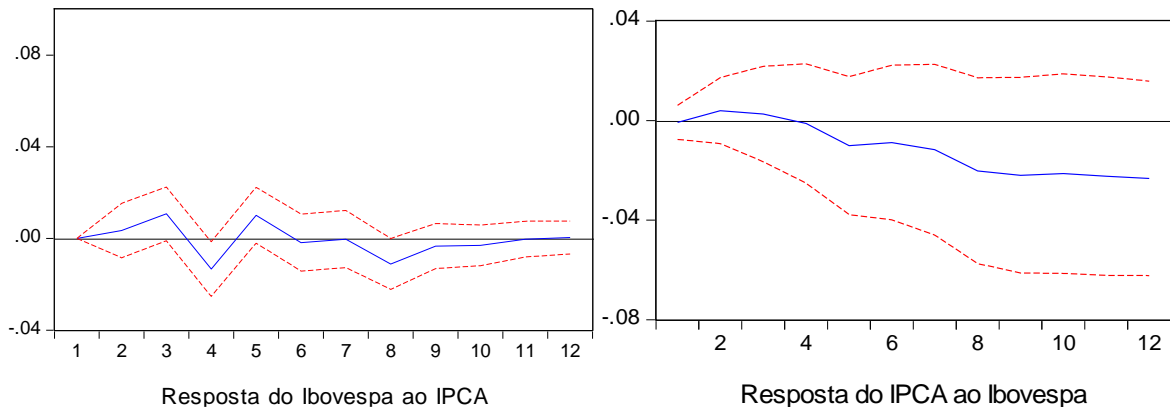


Figura 3 - Função de resposta ao impulso - IBOV x IPCA – IPCA x IBOV

A relação Ibovespa e Embi (Figura 4) mostra que um choque no risco-país quase não exerce influência no desempenho do Ibovespa ao longo dos meses. No entanto, uma forte variação na bolsa de valores causa uma variação de quase -0,06% no risco país durante os dois primeiros meses. Após esse período, o choque vai se dissipando e no quarto mês não pode ser mais sentido.

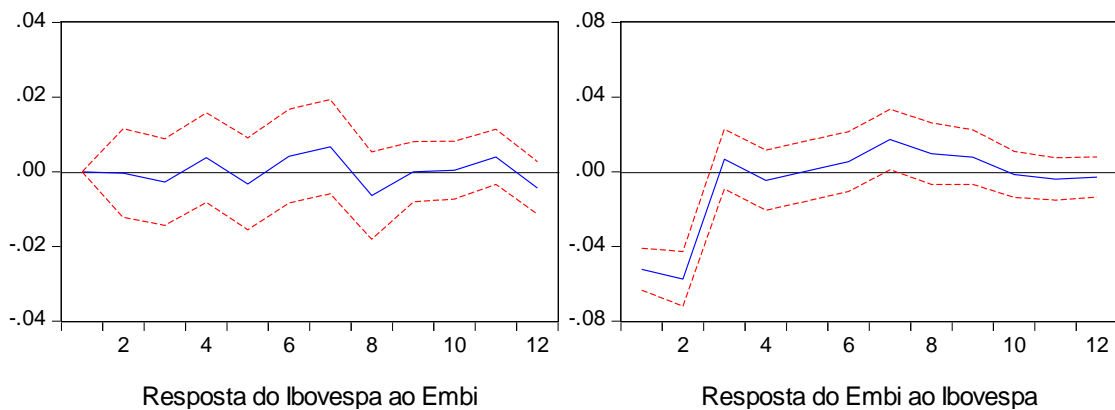


Figura 4 - Função de resposta ao impulso - IBOV x EMBI - EMBI x IBOV

A última relação dada entre o Ibovespa e a Selic (Figura 5) tem dentre as quatro relações a maior variação do Ibovespa a um choque externo. Um choque na taxa básica de juros influencia um o desempenho do Ibovespa em 0,02% até o segundo mês. Após essa data, o choque se dissipa gradualmente em oscila em torno da média zero. Muito similar ao IPCA, um choque do Ibovespa tem uma influencia



duradoura que persiste ao longo de doze meses na taxa Selic na magnitude de -0,04%.

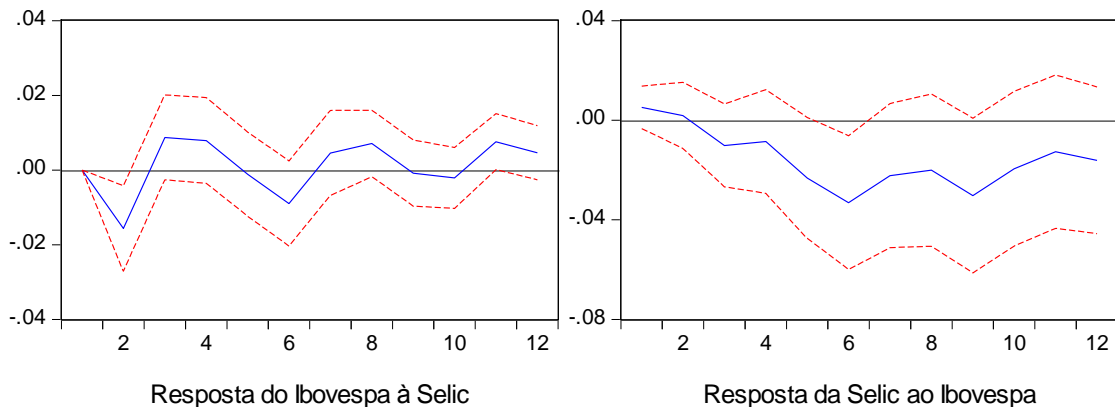


Figura 5 - Função de resposta ao impulso - IBOV x Selic - Selic x IBOV

No geral, choques nas variáveis macroeconômicas têm impacto de curtíssimo prazo no desempenho da bolsa de valores, mas se dissipam rapidamente de maneira que tal choque não seja mais percebido um mês depois. Por outro lado, choques no Ibovespa podem causar uma influência estrutural (não pontual) em variáveis macroeconômicas como se evidenciou na taxa de inflação e na taxa Selic.

A última análise que ainda concerne ao modelo VAR consiste na decomposição da variância. Corroborando com os resultados encontrados na função de resposta ao impulso, a decomposição da variância evidenciou que o percentual de variação da bolsa de valores atribuída a outras variáveis se mostrou baixo, por ser a variável mais endógena. Contudo, parcela considerável da variância de variáveis macroeconômicas como taxa de inflação, taxa de câmbio e taxa de juros é atribuída ao comportamento do índice Bovespa.

Estudando a relação Ibovespa e câmbio (Figura 6), temos que ao longo de doze meses apenas 3,5% da variação da bolsa pode ser conferida à taxa de câmbio. Todavia, em doze meses 20% da variação da taxa de câmbio pode ser atribuída ao desempenho da Bovespa.

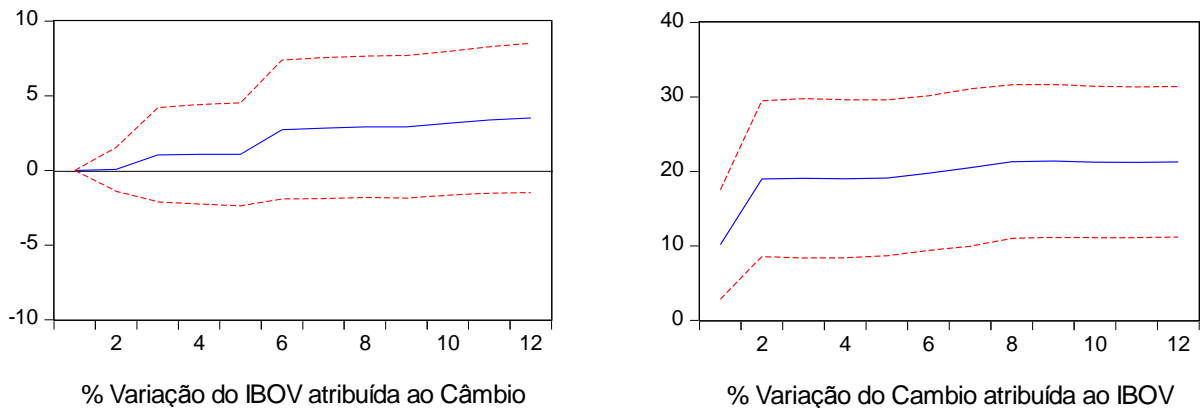


Figura 6 - Decomposição da variância - IBOV x Câmbio - Câmbio x IBOV

Analisando a relação entre o Ibovespa e o Embi (Figura 7), a decomposição da variância nos mostra que apenas 2% da variação do Ibovespa pode ser atribuída ao risco-país em um período de doze meses. No entanto, a relação se mostra extremamente relevante quando estudamos qual a variação do Embi que pode ser atribuída ao Ibovespa. Na média, 45% da variação do índice risco-país pode ser explicada pelo comportamento da bolsa de valores ao longo de doze meses. Esse percentual chega a 50% no segundo mês.

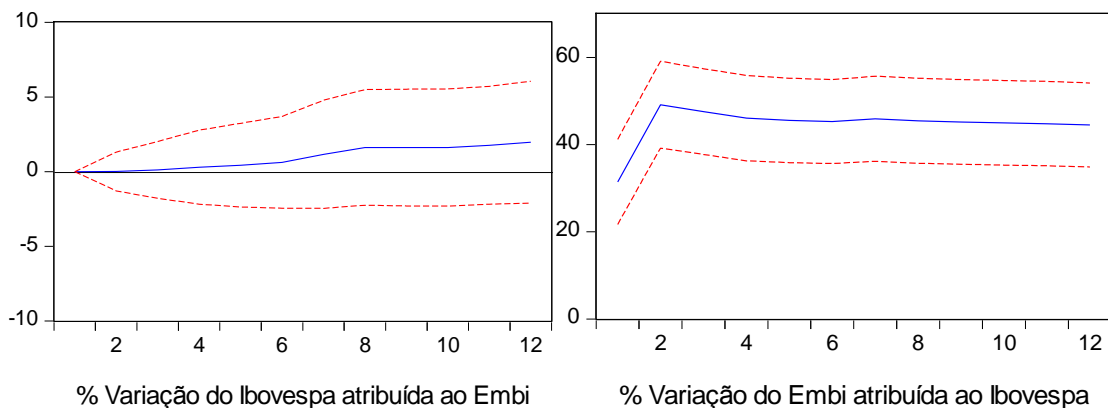


Figura 7 - Decomposição da variância - IBOV x Embi - Embi x IBOV

Examinando a interação entre o Ibovespa e o IPCA obtivemos um caso em que a influência da variável macroeconômica sobre a bolsa de valores é maior do que a relação inversa. Enquanto 6% da variação do Ibovespa pôde ser atribuída a variações do IPCA, apenas 3% da variação do IPCA pôde ser atribuída pela bolsa

de valores brasileira. A intuição econômica sustenta esse resultado uma vez que a composição do IPCA incorpora bens de consumo amplo.

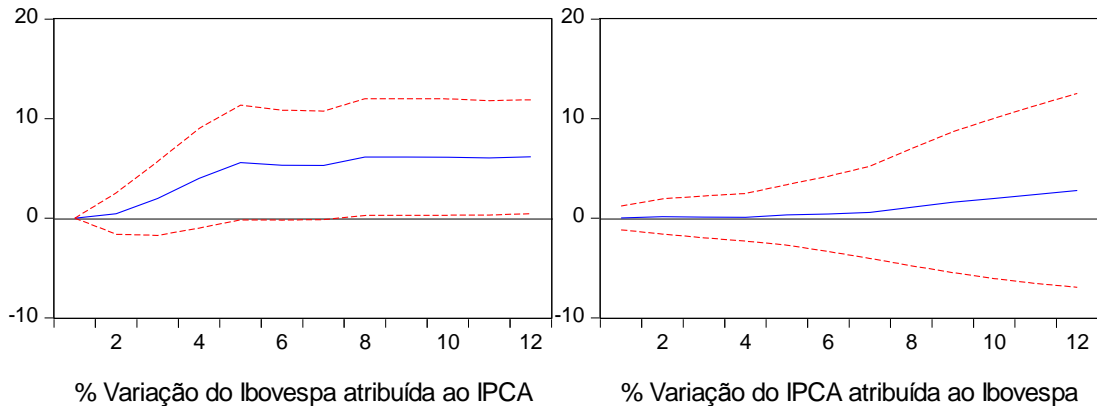


Figura 8 - Decomposição da variância - IBOV x IPCA - IPCA x IBOV

Por fim, a relação entre o Ibovespa e a taxa básica de juros (Figura 9) mostrou que as magnitudes do impacto sobre a variância de uma variável são similares. Enquanto 7% da variância do Ibovespa pôde ser atribuída à taxa Selic no décimo segundo mês, 8% da variância da Selic pôde ser atribuída ao Ibovespa depois de um ano.

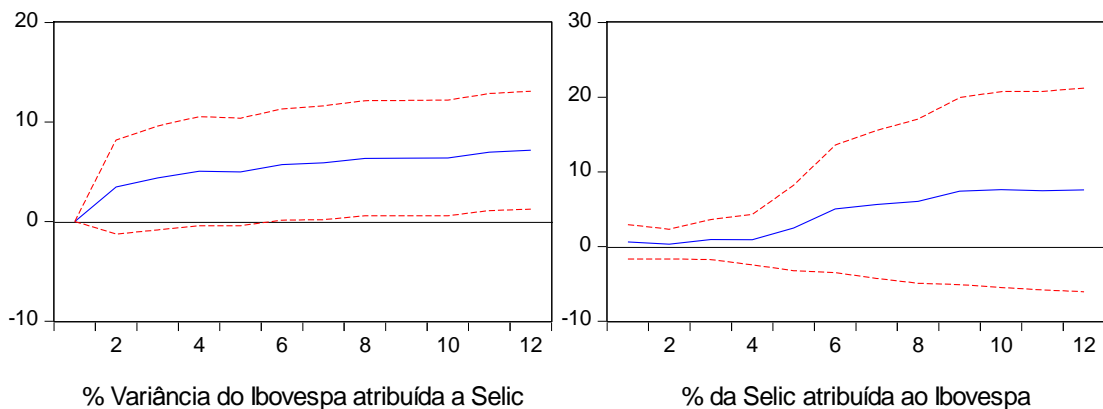


Figura 9 - Decomposição da variância - IBOV x Selic - Selic x IBOV

## 6. CONCLUSÃO

O principal objetivo desse estudo foi medir as possíveis relações de causalidade e cointegração existentes entre a bolsa de valores brasileira e as principais variáveis macroeconômicas. Como indicaram os testes de causalidade de Granger, a análise da função de resposta ao impulso e a decomposição da variância, todas as variáveis possuem uma correlação entre si evidenciado pelo teste de Granger, onde três variáveis apresentaram bicausalidade com o Ibovespa e uma apresentou causalidade unilateral.

De acordo com as análises, o Ibovespa é a variável mais endógena do estudo uma vez que é pouco explicada pela variação de outras variáveis macroeconômicas no longo prazo. O que se viu é que um choque na taxa de juros, por exemplo, pode causar reações de curtíssimo prazo no comportamento do Ibovespa. No entanto, um mês após o choque quase não foi percebida influência direta de nenhuma das variáveis macroeconômicas. Contudo, a relação inversa não é recíproca. A variável que se mostrou mais sensível a variações do Ibovespa foi o risco país, Embi. A análise dessa variável chegou a atribuir quase 50% de sua variação ao comportamento da bolsa de valores. Ainda, a taxa de câmbio atribuiu 20% de sua variação em doze meses ao desempenho do Ibovespa.

É plausível dizer que há inúmeros fatores que podem influenciar o desempenho de uma bolsa de valores além de variáveis macroeconômicas. Dentre eles, uma hipótese seria de que a qualidade e credibilidade de instituições econômicas e políticas de um país exercerão influência sobre o desenvolvimento do mercado acionário principalmente no longo prazo.

A principal limitação desse estudo é o fato de que o Ibovespa faz mudanças constantes das ações componentes do índice. Portanto, o objeto de estudo esteve sob permanente mudança ao longo dos vinte anos analisados, o que prejudicou a qualidade das conclusões.

## 7. BIBLIOGRAFIA

- A. MORETTIN, Pedro. **Econometria Financeira**: Um curso em séries temporais financeiras. 2 ed, São Paulo: Blucher, 2011. 383p
- ABDALLA, Issam SA; MURINDE, Victor. **Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets**: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. Applied financial economics, v. 7, n. 1, p. 25-35, 1997.
- ARAÚJO, Eurilton; SILVA BASTOS, Felipe Augusto da. **Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação**: evidências para a América Latina. BBR-Brazilian Business Review, v. 5, n. 1, 2008.
- AYDEMIR, Oguzhan; DEMIRHAN, Erdal. **The relationship between stock prices and exchange rates evidence from Turkey**. International Research Journal of Finance and Economics, v. 23, n. 2, p. 207-215, 2009.
- BERNANKE, Ben S.; KUTTNER, Kenneth N. **What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?**. The Journal of finance, v. 60, n. 3, p. 1221-1257, 2005.
- CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. **Economic forces and the stock market**. Journal of business, p. 383-403, 1986.
- DAMODARAN, Aswath. **Valuation**: Como avaliar empresas e escolher as melhores ações. Rio de Janeiro: LTC 2017. 207p
- DARRAT, Ali F.; MUKHERJEE, Tarun K. **The behavior of the stock market in a developing economy**. Economics Letters, v. 22, n. 2-3, p. 273-278, 1986.
- DE LOSSO DA SILVEIRA BUENO, Rodrigo. **Econometria de séries temporais**. 2 ed, São Paulo: Cengage Learning, 2011. 341p
- FAMA, Eugene F. **Stock returns, real activity, inflation, and money**. The American Economic Review, v. 71, n. 4, p. 545-565, 1981.
- KWON, Chung S.; SHIN, Tai S. **Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns**. Global Finance Journal, v. 10, n. 1, p. 71-81, 1999.
- LI, Yaqiong; HUANG, Lihong. **On the Relationship between stock return and exchange rate: evidence on China**. In: 19th Annual Conference of the CEA (UK) took place. 2008. p. 1-2.
- MUKHERJEE, Tarun K.; NAKA, Atsuyuki. **Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market**: an application of a vector error correction model. Journal of Financial Research, v. 18, n. 2, p. 223-237, 1995.

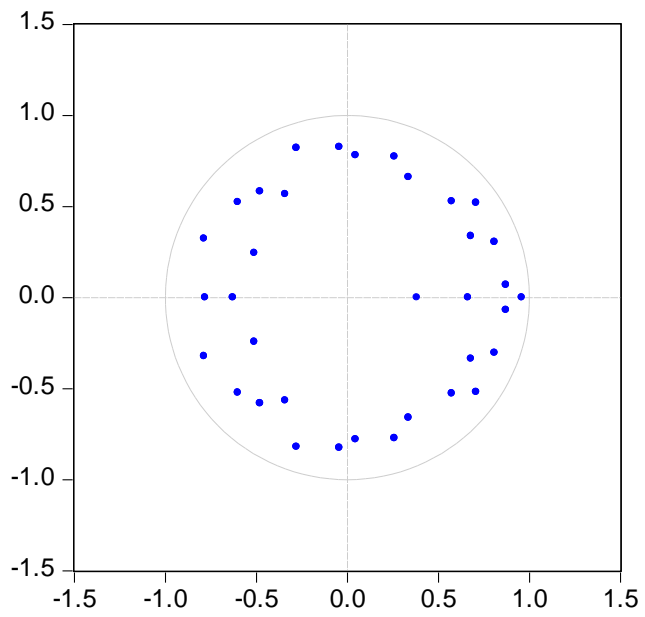
NUNES, Maurício S.; DA COSTA JR, Newton CA; MEURER, Roberto. **A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas**: uma análise econométrica para o Brasil. Revista Brasileira de Economia, v. 59, n. 4, p. 585-607, 2005.

## 8. ANEXOS

### 8.1 Condições de estabilidade do VAR

Raízes inversas dentro do círculo unitário

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



## Raízes inversas em módulo

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: DLNBOVESPA DLNCAMBIO ...

Exogenous variables: C DUMMYCAMBIO DUMMYCR...

Lag specification: 1 7

Date: 09/17/17 Time: 14:21

Root	Modulus
0.960375	0.960375
0.708574 - 0.519119i	0.878386
0.708574 + 0.519119i	0.878386
0.871600 - 0.068796i	0.874311
0.871600 + 0.068796i	0.874311
-0.277934 + 0.820492i	0.866287
-0.277934 - 0.820492i	0.866287
0.808506 - 0.305466i	0.864286
0.808506 + 0.305466i	0.864286
-0.785513 + 0.321855i	0.848895
-0.785513 - 0.321855i	0.848895
-0.043574 + 0.824925i	0.826075
-0.043574 - 0.824925i	0.826075
0.259689 - 0.773264i	0.815706
0.259689 + 0.773264i	0.815706
-0.599848 + 0.523279i	0.796014
-0.599848 - 0.523279i	0.796014
0.045766 + 0.780477i	0.781817
0.045766 - 0.780477i	0.781817
0.575940 + 0.527341i	0.780894
0.575940 - 0.527341i	0.780894
-0.779634	0.779634
0.680757 + 0.336793i	0.759512
0.680757 - 0.336793i	0.759512

0.680757 + 0.336793i	0.759512
0.680757 - 0.336793i	0.759512
-0.479264 - 0.581405i	0.753476
-0.479264 + 0.581405i	0.753476
0.336469 - 0.660028i	0.740843
0.336469 + 0.660028i	0.740843
0.663911	0.663911
-0.339591 - 0.566472i	0.660464
-0.339591 + 0.566472i	0.660464
-0.627443	0.627443
-0.508933 - 0.243638i	0.564245
-0.508933 + 0.243638i	0.564245
0.383028	0.383028

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

## 8.2 Teste de Causalidade de Granger

Dependent variable: DLNBOVESPA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNCAMBIO	15.00705	7	0.0359
DLNEMBI	6.386944	7	0.4954
LNIPCA	19.37793	7	0.0071
LNSELIC	21.72869	7	0.0028
All	55.54305	28	0.0015

Dependent variable: DLNCAMBIO

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNBOVESPA	16.33136	7	0.0223
DLNEMBI	1.159567	7	0.9918
LNIPCA	9.623406	7	0.2109
LNSELIC	3.715822	7	0.8119
All	42.36587	28	0.0400



Dependent variable: DLNEMBI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNBOVESPA	67.70330	7	0.0000
DLNCAMBIO	16.68106	7	0.0196
LNIPCA	30.58639	7	0.0001
LNSELIC	8.377998	7	0.3004
All	118.6932	28	0.0000

Dependent variable: LNIPCA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNBOVESPA	16.90265	7	0.0180
DLNCAMBIO	25.79124	7	0.0005
DLNEMBI	19.98360	7	0.0056
LNSELIC	22.09280	7	0.0024
All	81.47118	28	0.0000

Dependent variable: LNSELIC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNBOVESPA	16.76662	7	0.0190
DLNCAMBIO	15.86934	7	0.0263
DLNEMBI	26.54330	7	0.0004
LNIPCA	12.90448	7	0.0745
All	99.48527	28	0.0000