

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA**  
**INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

**DANIEL MAXIMO DE SOUZA**

**UMA ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO IBOVESPA (2008 A 2018)**

**UBERLÂNDIA**

**JANEIRO/2019**

**DANIEL MAXIMO DE SOUZA**

**UMA ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO IBOVESPA (2008 A 2018)**

Monografia apresentada ao Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

**Orientador:** Prof. Flavio Vilela Vieira.

**UBERLÂNDIA**

**JANEIRO/2019**

**DANIEL MAXIMO DE SOUZA**

**UMA ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO IBOVESPA (2008 A 2018)**

Monografia apresentada ao Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Uberlândia, 30 de janeiro de 2019

Banca examinadora

---

Prof. Flavio Vilela Vieira. (Orientador) – IERI/UFU

---

Prof. Humberto Eduardo de Paula Martins (Examinador 1) – IERI/UFU

---

Prof. Vitorino Alves da Silva (Examinador 2) – IERI/UFU

## **AGRADECIMENTOS**

Dentre tantas as pessoas que passaram pela minha vida durante os últimos anos, gostaria de destacar alguns agradecimentos. Primeiramente à minha mãe, Fabiana. Toda sua luta e dedicação me trouxeram até aqui. Essa vitória é tão sua quanto minha. À minha namorada, Débora. Seu apoio nos momentos difíceis foram fundamentais para que eu não desistisse. Ao Leider, meu professor do ensino médio. Conheci a economia através de suas aulas e me serviu como primeira inspiração profissional. Ao Germano, um dos professores que mais me marcou durante minha graduação. Graças aos seus ensinamentos, me vejo bem mais maduro e preparado para o vem pela frente. Por último, mas não menos importante, ao meu orientador, Flávio. Sem sombra de dúvidas é uma honra poder ser orientado por alguém cujo conhecimento na área que escolhi pesquisar é tão grande. Um exemplo profissional que eu almejo alcançar algum dia. Obrigado por partilhar comigo aquilo que você tão sabiamente domina. Essa formação não seria capaz se não houvesse na minha trajetória, um pouco de cada um de vocês.

## RESUMO

Esta monografia trata de um estudo sobre quais as principais variáveis determinantes do Ibovespa durante o período 2008-2018. Para este fim, haverá a utilização de modelo Vetor Auto Regressivo (VAR), o qual será antecedido por todos os testes necessários para uma modelagem não espúria. Dentre as variáveis escolhidas, a taxa de juros básica foi considerada, pois pode ser um fator explicativo tanto para o comportamento do Ibovespa como dos seus retornos. Além disso, crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), diferenciação na taxa de câmbio real, no mercado acionário externo, dentre outros, tendem a exercer impactos importantes sobre o preço das ações, enfatizando o cenário externo pós crise de 2008 como um possível canal onde o mercado acionário é impactado. Visto isso, o objetivo desse trabalho é estabelecer e avaliar a significância estatística ou não das principais variáveis macroeconômicas na formação do preço dos ativos, para que se possa conhecer as que mais afetam o valor do Ibovespa e seus retornos. O resultado final demonstra que a variável S&P 500, câmbio real e inflação possuem significância, em contrapartida do resultado esperado para o PIB, o qual não possuiu efeito significativo.

**Palavras-Chaves:** Ibovespa; Causalidade; Brasil; VAR.

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - CRESCIMENTO REAL DO PIB EUA 2003-2017 (%)	14
FIGURA 2 - TAXA DE JUROS EUA 2003-2018 – ULTIMOS 12 MESES (%)	15
FIGURA 3 - CRESCIMENTO REAL DO PIB BRASIL 2003-2017 (%)	16
FIGURA 4 - SELIC META 2003-2018 (%)	16
FIGURA 5 - CÂMBIO NOMINAL MENSAL 2003-2018 (R\$/US\$)	17
FIGURA 6 - IBOVESPA MENSAL EM PONTOS 2003-18	17
FIGURA 7 - TESTE DE RAÍZES AUTO REGRESSIVAS (AR ROOTS)	28
FIGURA 8 - FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA	29

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - TESTE ADF EM NÍVEL	22
TABELA 2 - TESTE ADF EM PRIMEIRA DIFERENÇA	22
TABELA 3 - TESTE PP EM NÍVEL	23
TABELA 4 - TESTE DF-GLS EM NÍVEL	23
TABELA 5 - TESTE DF-GLS EM PRIMEIRA DIFERENÇA	24
TABELA 6 - ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN	25
TABELA 7 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	25
TABELA 8 - CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE ORDEM DE DEFASAGEM	26
TABELA 9 - TESTE <i>GRANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD</i>	26
TABELA 10 - TESTE LM DE CORRELAÇÃO SERIAL	27
TABELA 11 - ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (IBOV)	30

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
COPOM	Comitê de Política Monetária
Bacen	Banco Central do Brasil
IBovespa	Índice Bovespa (B3)
PIB	Produto Interno Bruto
S&P 500	<i>Standard &amp; Poor's 500</i>
VAR	Vetor Auto Regressivo
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
NASDAQ	<i>National Association of Securities Dealers Automated Quotations</i>
EUA	Estados Unidos da América
H <sub>0</sub>	Hipótese nula
CDO	Obrigação de débito colateralizada.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
2. REVISÃO DA LITERATURA	9
3. A CRISE FINANCEIRA E SEUS DESDOBRAMENTOS	13
4. ANÁLISE ECONOMETRICA E RESULTADOS	18
CONSIDERAÇÕES FINAIS	31
REFERÊNCIAS	33

## 1. INTRODUÇÃO

O objetivo dessa monografia é investigar quais as principais variáveis determinantes do índice da B3 (IBovespa), uma *proxy* do mercado acionário brasileiro e que este está fortemente referenciados à economia interna e externa. O período a ser analisado se inicia no terceiro trimestre de 2008, após o auge da crise nas bolsas, e termina no terceiro trimestre de 2018 que são os últimos dados consolidados até o momento. Para a investigação é necessário prévia contextualização histórica.

O “Sistema monetário internacional” formado pelas inovações financeiras da década de 1960 aumentou em grande escala o volume de negociação em todas as bolsas de valores, devido à maior facilidade de movimentação de capitais, fortalecendo os mercados acionários nas décadas subsequentes e se popularizando em países com economias desenvolvidas e/ou estáveis.

Isso fez com que vários estudos acerca da precificação dos ativos e dos índices fossem realizadas. Um dos mais famosos são as afirmações de (1970) sobre o poder do mercado acionário refletir as informações disponíveis sobre o preço futuro de forma quase instantânea. Assim como estudos que encontraram relação entre o câmbio e o mercado acionário, tais como os de Dornbush e Fischer (1980) e Dimas (1978). Já o desenvolvimento específico do mercado acionário brasileiro desencadeou estudos como de Grôppo (2004) que identificou influencia estatisticamente significativa da taxa de juros. O capítulo 2 ilustra esses estudos e demonstra que a precificação das Bolsas tornaram-se importantes referenciais nas economias, pois demonstra as expectativas de lucros futuros.

No Brasil o mercado se desenvolveu com a participação de investidores domésticos e, principalmente, de estrangeiros de forma mais assídua após o Plano Real, que trouxe estabilização monetária, e também com a mudança do regime de câmbio fixo para flutuante (1999). Essa transferência de regime fez com que a taxa referenciada do Sistema de Liquidação e Custódia (SELIC) se tornasse instrumento principal da política monetária nacional, definida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM)<sup>1</sup>. Para o controle da inflação, a taxa SELIC foi

---

<sup>1</sup> Comitê constituído no âmbito do Banco Central em 1996 com intuito de definir a política monetária, a taxa de juros básica e estabelecer diretrizes para a inflação.

mantida em patamares altos, o que condicionava o desenvolvimento do mercado de capitais devido ao fluxo positivo de investimento no País.

Os crescentes investimentos externos direto e em carteira fez com que a participação de estrangeiros chegasse a 54% do fluxo de capital do mercado de derivativos na B3 em dezembro de 2018.<sup>2</sup> Esse alto volume se fortalece quando o país, em comparação com o resto do mundo, continua economicamente estável frente à crise *subprime* em 2008, conforme será discutido no capítulo 3, tornando-se boa alternativa aos investidores externos.

Com todo o ilustrado, esse trabalho visa estabelecer a significância de variáveis sobre o principal índice do mercado acionário brasileiro, o IBovespa através da estimação de um Vetor Auto Regressivo (VAR) no período pós crise *subprime*. As séries escolhidas para medir o poder preditivo foram a taxa Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC), Produto Interno Bruto (PIB), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), câmbio real e a variação do Índice *Standard & Poor's* (S&P 500). No capítulo 4 haverá uma breve explicação sobre essas variáveis e seus impactos na economia real e mercado acionário.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

Esta seção visa revisar estudos empíricos sobre a significância estatística dos fatores macroeconômicos no mercado de capitais, também conhecido como mercado acionário. Para que isso seja realizado, faz-se necessário introduzir alguns conceitos, tal como a diferenciação de composição de capital que gera agentes superavitários e deficitários com necessidades de montantes, prazos e finalidades diferentes na economia. Para melhor alocar o capital, existe o mercado financeiro, que pode ser subdividido em dois mercados distintos, porém de fácil confusão, sendo eles o mercado de crédito e o mercado de capitais, denominados como primário e secundário, respectivamente.

Segundo Assaf Neto (2008) o mercado primário é o segmento fundamental para a eficiência da organização monetária, uma vez que possibilita às instituições realizarem operações assumindo o risco envolvido em troca de um diferencial entre custo de captação e de remuneração do capital, o chamado *spread*. Porém, quando é necessário grandes volumes de

---

<sup>2</sup> B3, Participação por tipo de investidor 12/2018.

capitais, o risco tomado por somente um agente, ou pela instituição financeira se torna impeditivo quando traduzido na taxa de *spread*. Desenvolve-se assim o mercado de capitais.

Para Vieira Neto & Felix (2002) a sociedade anônima de capital aberto é capaz de pulverizar o risco para toda a sociedade, transformando-se assim no meio mais eficiente para captação e canalização de poupança oriundas às empresas. Confirmando tal teoria Grôppo (2014) articula que esse sofisticado mercado está sendo o principal responsável pela eficiência na alocação de recursos de países centrais, ajudando em seu desenvolvimento econômico, tais como Estados Unidos e Europa.

Segundo CVM (2014) o desenvolvimento do mercado primário depende da solidez do secundário, uma vez que os agentes demandam liquidez para poderem realizar o investimento inicial, legitimando assim a necessidade de uma instituição intermediadora para melhorar a eficiência, conhecido como Bolsa de Valores, a qual auxilia na negociação das empresas de capital aberto. A Bolsa de Valores brasileira é conhecida como B3<sup>3</sup> e é o maior centro da América Latina.

O índice mais famoso ligado à bolsa de valores é o *Dow Jones Average (DJIA)*, que quando criado em 1896 era composto pela média ponderada de ações de seis empresas ligadas ao ramo Industrial dos EUA, sendo quatro de locomotivas e duas de barco a vapor. Segundo Dow (1896), o preço das ações de uma empresa refletirá seu comportamento nas médias do mercado. No entanto, movimentos individuais podem ser distanciados de médias longas por circunstâncias particulares. Com o desenvolvimento do mercado, a composição foi alterada de 6 para 30 empresas, sendo a *General Electrics* a única ação a manter-se no índice. Para que o valor do índice não seja alterado, o divisor de Dow é ajustado, fazendo com que o índice possa chegar a até 17.000 pontos, enquanto a soma dos preços das ações não chega nem perto desse valor.

Devido à pequena quantidade de empresas no DJIA, foi escolhido como *proxy* do mercado acionário internacional o S&P 500 que possui as mesmas características, porém é composto pelas 500 maiores empresas cotadas em *New York Stock Exchange (NYSE)* ou *National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ)*.

Segundo Pimenta Jr. & Higuchi (2008) na América Latina, o mais importante indicador de desempenho do mercado acionário é o índice Bovespa (IBovespa). Sua relevância é

---

<sup>3</sup> Referente à Brasil, Bolsa e Balcão implementado após a fusão da BM&FBOVESPA e CETIP em março de 2017.

embasada tanto em sua tradição, uma vez que sua série histórica possui total integridade, quanto pelo fato de retratar o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa. Segundo De Paula Leite & Sanvicente (1994) os índices têm papel irrefutável ao demonstrar a tendência do mercado acionário, podendo ser comparados entre diversos índices em diversos mercados e países. Os autores também afirmam que além de tais papéis desempenhados, os índices refletem também o desempenho geral da economia, uma vez que sua precificação leva em consideração as expectativas do futuro da empresa segundo a visão dos agentes, indicando antecipadamente a previsão consensual da atividade econômica do país analisado.

Assim como ocorre com o lado real da economia, a estabilidade econômica é crucial para a manutenção do mercado acionário, demandando assim políticas monetárias, fiscais e cambiais em fina sintonia. Sendo o desempenho da economia e as políticas adotadas impulsores do preço dos índices, a busca por explicações sobre a precificação do mercado acionário fez surgir diversos estudos evidenciando a relação de causalidade entre as variáveis macroeconômicas e o movimento do preço do mercado de ações.

Fama (1970) considera que os preços dos ativos refletem rapidamente as informações disponíveis sobre o mesmo, porém isso não constitui uma igualdade entre o preço **real** e de **mercado** dos ativos. Para o autor há aleatoriedade no passeio do preço de carteiras, ou seja, o preço do ativo pode estar tanto sobrevalorizado, quanto subvalorizado, chegando à conclusão de que o investidor não é capaz de identificar ativos com preços muito defasados, não podendo assim gerar taxas de retorno anormais. Uma vez que os investidores são racionais e pensam na relação risco retorno, o autor define que o preço de **mercado** de um ativo nada mais é que o consenso dos investidores com relação ao futuro desempenho da emissora do papel, sendo formado com base em diversas informações que estão disponíveis a qualquer *player* de forma gratuita, instantânea e homogênea.

Segundo Chen et al. (1986) o mercado acionário responde às variáveis macroeconômicas, uma vez que elas definem a capacidade de geração de lucros e fluxos de caixa de uma empresa. Dumas (1978) define a relação entre as variações na taxa de câmbio e no valor da empresa como sendo uma exposição ao risco. Dornbush e Fischer (1980) ao analisar a relação entre a taxa de juros e o câmbio, encontraram uma relação positiva entre a desvalorização cambial e a valorização das ações, uma vez que a diferenciação no preço internacional impulsionaria sua competitividade e suas vendas, caso a empresa for de enfoque exportador.

Ao desenvolver a hipótese *proxy effect*, Fama (1981) defende que o preço dos ativos desenvolve-se de modo inverso à inflação, podendo assim então ser considerado como uma *proxy* entre a relação de inflação e nível de atividade econômica, contrariando desta forma a relação positiva evidenciada pela curva de Phillips. Merikas (2002) argumenta que tal fato ocorre devido à pressão inflacionária causada por níveis de atividades sobreaquecidos, que por sua vez induz à uma política monetária recessiva. Desta forma, o impacto refletido nos preços das ações é fruto da revisão de expectativas por parte dos agentes ancoradas na possível reação contracionista dos *policy makers*.

Granger (1986) sugeriu que a conclusão de Chen et al. (1986) fosse examinada através de aplicação de co-integração, pois caso houvesse uma combinação linear e integrada de mesma ordem, seria estabelecido uma relação de equilíbrio de longo prazo, o que poderia viesar os resultados obtidos. Lee (1992) ao analisar o retorno das ações através da auto regressão vetorial (VAR) com enfoque no nível de atividades real dos Estados Unidos da América (EUA) e as taxas de juros praticadas, chegou a conclusão da existência da relação causal entre taxa de juros e inflação.

Também se utilizando de VAR, houve uma análise por Bjorland & Leitemo (2004) sobre a causalidade entre a política monetária americana e o S&P 500, que é outro indicador do mercado acionário, identificando um elevado nível de dependência entre a taxa de juros e o retorno dos ativos, porém os autores atribuem a maior parte desses efeitos aos choques não fundamentais.

Grôppo (2004) ao analisar as variáveis macroeconômicas e o preço do mercado acionário brasileiro chegou à conclusão de que a taxa básica de juros (SELIC) é o fator primordial de oscilação nos preços – o que demonstra a elasticidade alta entre o investimento em renda fixa e ações. Para Pimenta Jr. & Higuchi (2008) a taxa de juros também foi a que apresentou conclusões mais expressivas, porém sem relevância estatística e com rejeição somente ao nível de 25% à hipótese nula de não causalidade no teste de Causalidade de Granger. Burgos (2017) em seu estudo observou que SELIC e IPCA possuem poder de influência negativa sobre o valor de mercado das companhias.

Vale ressaltar que este estudo se utilizará também de dados macroeconômicos dos EUA para poder atingir melhores determinações, uma vez que, segundo B3 (2018) em dezembro de 2018 a participação de investidores estrangeiros atingiu a marca de 54% no saldo de transações

do mercado acionário brasileiro, o qual utilizaremos seu principal índice (IBovespa) como *proxy*.

### 3. A CRISE FINANCEIRA E SEUS DESDOBRAMENTOS

Com o intuito de definir o marco temporal e a importância do setor externo no retorno do IBovespa, faz-se necessário primeiramente ressaltar o contexto econômico no período da crise e posterior através da análise de dados macroeconômicos selecionados.

A crise financeira global iniciou-se com a queda no preço das moradias nos EUA em 2007, ante o crescimento de cerca de 130% entre os anos de 2002 e 2006, impulsionado fortemente pelos baixos níveis da taxa de juros norte-americana. Para Busnardo (2014) após a queda do preço das moradias era evidente que em muitos casos o empréstimo era muito mais arriscado do que acreditava o credor, o devedor e as próprias agências de *rating*.

Segundo Borça Jr. & Teixeira Filho (2009) a redução na taxa de juros do período visava estimular o consumo, a produção e o crédito. O crescimento do preço das moradias se deu principalmente por dois motivos: em primeiro lugar devido ao surgimento de agentes *subprime* no mercado, e em segundo devido ao crescimento da securitização desses créditos. O fato se torna problemático quando a taxa de juros nos EUA sobem bruscamente de 1% ao ano (a.a.) em 2004 para cerca de 5,25% a.a. em 2006, desaquecendo o mercado imobiliário, além de suceder em inadimplência devido ao custo do crédito gerado às famílias com capacidade limitada de pagamento.

Com a queda do preço das moradias, houve a redução do preço dos derivativos ligados ao mercado imobiliário, garantindo grandes perdas à instituições. Borça Jr. & Teixeira Filho (2009) defende que a quebra do Lehman Brothers foi o ponto principal do agravamento da crise, pois a partir desse marco, houve um intenso processo de aumento da desconfiança e incertezas, fazendo com que bancos iniciassem um processo de venda de ativos, acabando em excesso de oferta e corrida bancária, causado pelo motivo especulação<sup>4</sup> de preferência pela liquidez, pondo em enfoque a saúde do sistema bancário norte americano e os prováveis impactos para a economia em geral. A redução do preço dos ativos converteu-se em uma redução do patrimônio

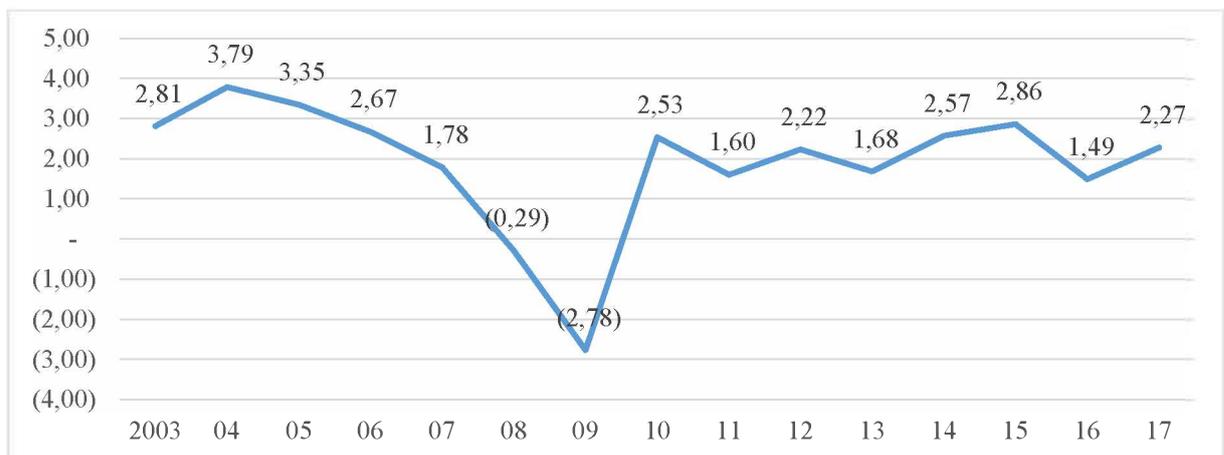
---

<sup>4</sup> Cf. KEYNES, 1936, p. 177.

dos EUA, que devido à conexão financeiro-comercial existente com a economia global, causou uma redução do patrimônio em geral, espalhando a crise à países emergentes e desenvolvidos.

Quando ocorreu a crise, os bancos já não estavam ocupando seus balanços de pagamentos nem se preocupando com a qualidade do crédito, uma vez que a dívida era securitizada e tais processos pertenciam exclusivamente aos avaliadores de riscos independentes. Além disso, as Obrigações de Crédito Colateralizada (CDOs), ou seja, os títulos de securitização, eram interessantes pela diferenciação de juros disponibilizada através da alta rentabilidade paga aos títulos. Porém, o funcionamento de tal mecanismo, somado à redução do preço de moradias, fez com que todo o mercado financeiro e de crédito entrasse em ruína.

Segundo Borça Jr. & Teixeira Filho (2009) o comportamento do PIB (Figura 1) tem como principal característica o aumento de dificuldades em obter novos recursos e linhas de crédito, mesmo empresas que contavam com condições favoráveis, fazendo com que a economia entrasse em um círculo vicioso de não renovação dos investimentos necessários, causando assim fragilidade em empresas não financeiras. A figura 1 demonstra o forte rompimento da média de crescimento do país nos anos 2008 e 2009, seguido de crescimento estável no momento pós *subprime*.

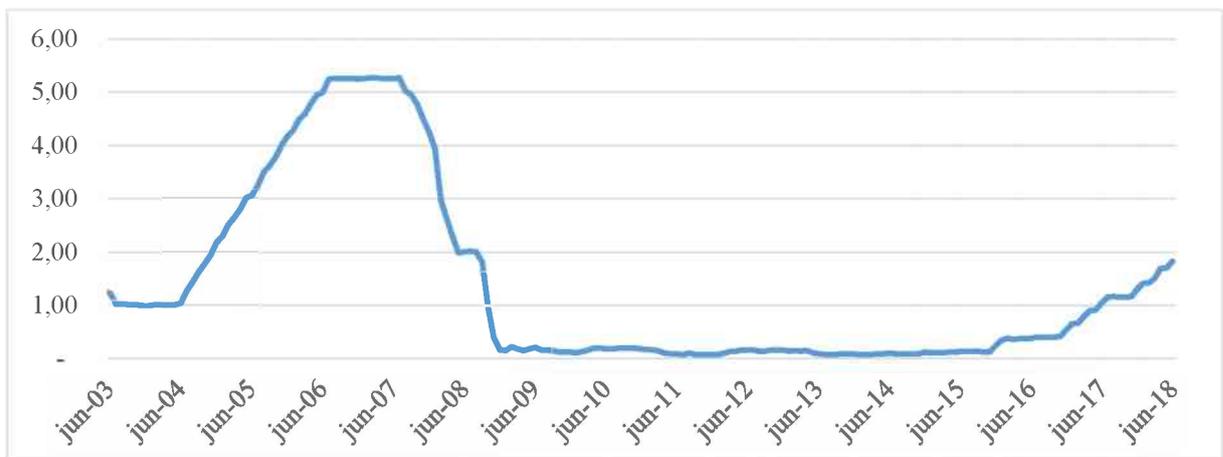


**FIGURA 1 - CRESCIMENTO REAL DO PIB EUA 2003-2017 (%)**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do World Development Indicators

A taxa de juros norte americana verificada no ano de 2002, tinha como objetivo impulsionar o crescimento econômico, que foi afetado negativamente pelo atentado de 11 de setembro de 2001 e pelas crises do fim dos anos 1990, tal como a bolha da internet, crise asiática e moratória de países emergentes, em especial os latinos. Analisando a figura 2, observamos o

crescimento a partir de 2004, atingindo patamares de 5,25% a.a. no período de junho de 2006. Segundo Ozenda (2013) a partir de 2007, já sentindo o efeito da queda do preço das moradias e aumento da inadimplência, o FED implementa o Tern Auction Facility, onde aceitam uma larga gama de ativos “podres” advindo dos créditos subprime do mercado imobiliário como garantia, realizam leilões com taxas inferiores que a de redesconto e reduz de taxa de empréstimos do Banco Central aos bancos comerciais.



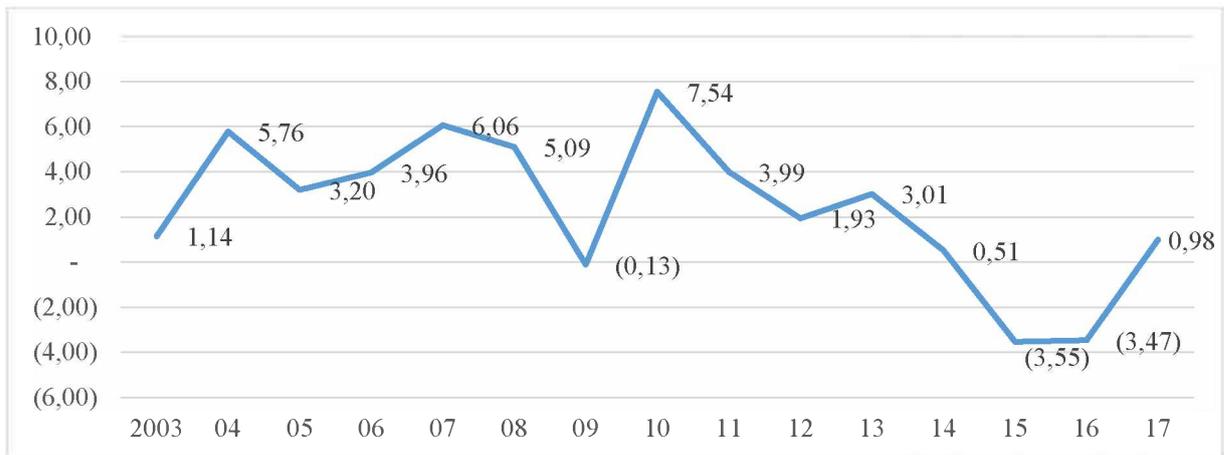
**FIGURA 2 - TAXA DE JUROS EUA 2003-2018 – ULTIMOS 12 MESES (%)**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do World Development Indicators

No auge da crise, o Brasil já vinha conduzindo uma política econômica com menor vulnerabilidade, o que favorecia a estrutura econômica para enfrentar as turbulências de uma eventual crise. Mesmo com tal estrutura em prontidão, o Brasil teve muita perda de capital ligados à investimentos externos tanto diretos quanto em carteira, ocasionando assim um forte desaquecimento da atividade econômica no ano. No quarto trimestre de 2008 o crescimento é sufocado para uma taxa de 0,9% e nos três semestres consecutivos amarga retrações de -2,6, -2,3 e -1,3%, respectivamente, ratificando assim o impacto de uma crise financeira externa nas contas internas (Figura 3).

Em meados de 2009, com a implementação de políticas anticíclicas, de crédito e de fortalecimento do mercado interno definidas pelo então governo, o 4º trimestre almejou crescimento, porém inferior ao demandado para anular o efeito negativo acumulado. Contudo, no 1º trimestre de 2010 houve a impressão que o Brasil havia superado a crise e asseverava uma tendência de recuperação para os anos seguintes. Como pode-se observar na figura 3, a

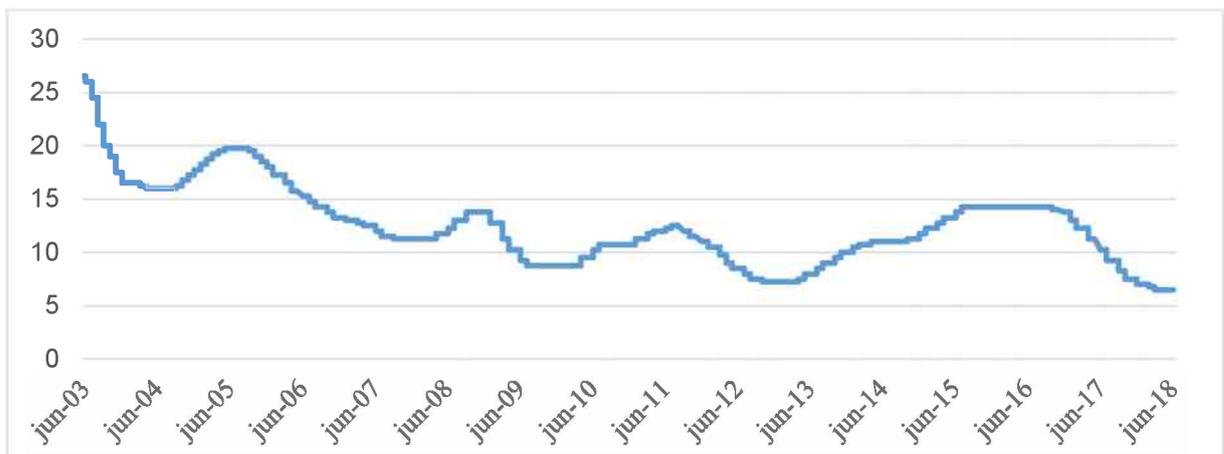
recuperação do crescimento brasileiro foi mais rápida e em níveis superiores ao dos EUA, até sua nova estagnação advinda da crise interna de 2014.



**FIGURA 3 - CRESCIMENTO REAL DO PIB BRASIL 2003-2017 (%)**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do World Development Indicators

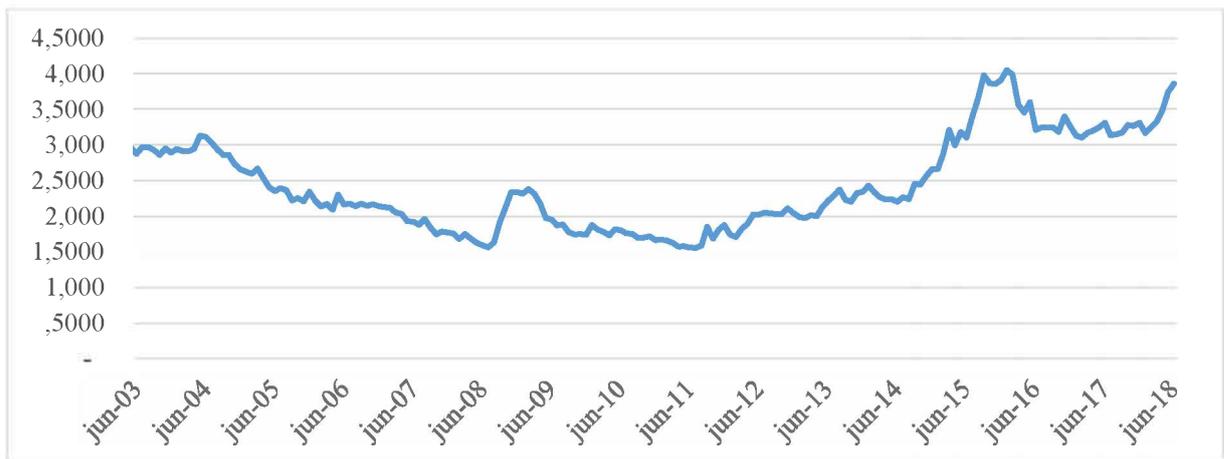
A figura 4 revela que nos primeiros sinais da crise, o Bacen resolveu não intervir na taxa de juros da economia iniciando somente em meados de 1998 uma trajetória de aumento da taxa de juros para se proteger dos ataques especulativos e fuga de capitais, que desvalorizava a moeda nacional e aquecia a inflação, tendo sua trajetória redefinida para baixo quando a liquidez internacional se torna mais favorável e o país começa a ser visto como grau de investimento para as agências de *rating*, em 2009.



**FIGURA 4 - SELIC META 2003-2018 (%)**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB

Conforme demonstrado na figura 5, a taxa cambial foi fortemente pressionada nos anos da crise global devido ao retorno de capitais para seus países de origem e portos seguros, uma vez que o montante era essencial para encobrir prejuízos retidos no mercado americano e proteger o capital que ainda era disponível.



**FIGURA 5 - CÂMBIO NOMINAL MENSAL 2003-2018 (R\$/US\$)**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Sisbacen

Sabendo que o Ibovespa é uma *proxy* do mercado acionário brasileiro e que o valor de mercado de uma empresa não depende somente de seu valor presente e sim de seu valor esperado, a queda brusca ocorrida a partir de abril de 2008 (Figura 6) é compreensivo, uma vez que os agentes retiraram o Brasil e os países emergentes de seu portfólio para poder investir em mercados de menor risco e gerir seus prejuízos acumulados.



**FIGURA 6 - IBOVESPA MENSAL EM PONTOS 2003-18**

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BMF&Bovespa

Porém, como pode ser observado nas figuras anteriores, as variáveis de mensuração do desempenho macroeconômico do País se reestruturaram, causando assim a reversão do ciclo de decadência, iniciado em maio de 2008 já no mês de dezembro, como pode ser observado na figura 6, quando se torna uma boa alternativa para investimentos estrangeiros, sendo considerado em primeiro momento como grau de investimento pela agência de *rating Standard & Poor's*, saindo assim da categoria de especulação.

#### 4. ANÁLISE ECONOMETRICA E RESULTADOS

Com o intuito de encontrar a relação entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa, o presente trabalho busca através do modelo econométrico Vetor Auto Regressivo (VAR) analisar o efeito das variáveis explicativas sobre a dependente através de dados secundários, informado por elementos intermediários. O VAR foi escolhido devido à sua característica de investigar relações entre variáveis selecionadas. Esse modelo foi proposto por Sims (1980) como alternativa aos modelos com grandes restrições nos parâmetros estruturais. A metodologia VAR tem algumas características, que podem ser assim destacadas:

“Essa metodologia (VAR) tem como principal característica o tratamento simétrico das variáveis, isto é, a questão relativa da dependência ou independência das variáveis deixa de existir. Os modelos de autorregressão vetorial (VAR) são modelos aleatórios que somente utilizam-se das regularidades e padrões passados de dados históricos como base na previsão. Pelo fato de não serem teóricos, os modelos de series temporais vetoriais (VAR) poderão ser estimados sem que ocorra a necessidade de uma especificação prévia de um modelo estrutural que retrate o relacionamento das variáveis envolvidas. (...)” GROPPPO (2004)

Podemos representar um modelo auto regressivo através da seguinte expressão:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + \dots + A_pX_{t-p} + B_0Z_1 + B_1Z_{t-1} + \dots + B_pZ_{p-1} + \varepsilon_t$$

Onde:

- $A_p$ = matrizes de coeficientes que relacionam as variáveis endógenas defasadas;
- $X_t$ = vetor de variável endógena
- $Z_t$ = vetor de variável exógena
- $B_p$ = matrizes que relacionam os valores atuais e defasados das variáveis;
- $\varepsilon_t$ = vetor de erros.

De acordo com a equação acima, é possível observar que as variáveis do sistema são explicadas também por seu passado. Ou seja, no VAR todas as variáveis abaixo são tratadas como endógenas, com isso, em cada equação uma delas é tratada como dependente, e as demais incluindo ela própria defasada são utilizadas como explicativas. Para os fins deste estudo, primeiramente denotaremos as escolhidas para a modelagem no *software Eviews 10*. Destaca-se então a descrição das séries a serem utilizadas.

1. Ibovespa (Ibov): Variável a ser explicada neste estudo foi coletada no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central (SGS) em pontos com dados, com a fonte de dados fornecida pela B3. Será o valor de fechamento do índice no último dia do trimestre. Todas as demais serão consideradas variáveis explicativas.
2. Produto Interno Bruto (PIB): Representa a soma de todos os bens e serviços na economia brasileira. A utilização dessa variável se dará como uma *proxy* da atividade econômica do País. Para eliminar os efeitos inflacionários, foi utilizado a variação percentual do PIB real trimestral em relação ao mesmo período do ano anterior. A fonte de dados é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). É esperado uma relação positiva entre PIB e o Ibovespa, pois o aumento da atividade real da economia influi positivamente os ativos listados.
3. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA): Medida de inflação oficial da economia brasileira. Produzida pelo IBGE, a série de dados coletados é de periodicidade mensal e foi necessário a sua transformação para trimestral através da acumulação dos meses referentes à cada trimestre. Espera-se um efeito negativo sobre o Ibovespa, uma vez que os ganhos nominais não refletem os reais assim, com o mercado acionário sendo majoritariamente de não residentes, inflação maior acarreta em ganhos reais menores.
4. Taxa de juros (SELIC): Taxa básica de juros de curto prazo da economia. Disponibilizada pelo Bacen, a série coletada foi da taxa Selic acumulada no mês, contando com a mesma transformação para taxas trimestrais. Juros mais elevados (baixos) devem ter um impacto negativo (positivo) sobre o IBOVESPA.
5. S&P500: Índice disponibilizado em pontos, com dados coletados através do terminal de informações e de negociação Cartezyan. Será utilizado o valor de fechamento do último dia útil do trimestre. O S&P500 pode ser considerado uma *proxy* da liquidez internacional para ativos de risco e volatilidade (mercado acionário) vis à vis o mercado de mais baixo risco (renda fixa), sendo esperado uma relação positiva com o Ibovespa.

6. Taxa de câmbio real ( $E_r$ ): Elaborada através da taxa de câmbio nominal PTAX com referência no último dia útil de cada trimestre, disponibilizada pelo SGS Bacen. É esperado uma relação negativa entre o câmbio real e o retorno do índice, uma vez que a depreciação da moeda pode, em um regime de câmbio flutuante, estar demonstrando a queda nas expectativas do País e de suas empresas, implicando assim em menor atratividade para as empresas estrangeiras atuarem no mercado acionário doméstico. A taxa de câmbio real é dada pela seguinte expressão:

$$E_r = E_n \cdot \frac{P_e}{P_i}$$

Onde:

- $E_r$ : Taxa de câmbio real;
- $E_n$ : Taxa de câmbio nominal (Real / US\$);
- $P_e$ : Índice de preços estrangeiro (IPC EUA);
- $P_i$ : Índice de preços doméstico (IPCA Brasil).

Devido à análise ser voltada para o período pós crise *subprime*, o marco inicial do recorte temporal será no terceiro trimestre de 2008, onde há uma inversão do ciclo de queda e sinais recuperação do PIB brasileiro e do Ibovespa, até o terceiro trimestre de 2018 por ser o último período com dados disponíveis até o presente momento, compreendendo assim 41 trimestres.

Considerando as variáveis relatadas, a modelagem econométrica se dará nas seguintes formas:

$$ibov_t = \beta_1 er_t + \beta_2 ipca_t + \beta_3 pib_t + \beta_4 selic_t + \beta_5 sp500_t + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$er_t = \gamma_1 ibov_t + \beta_2 ipca_t + \beta_3 pib_t + \beta_4 selic_t + \beta_5 sp500_t + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$$ipca_t = \delta_1 er_t + \beta_2 ibov_t + \beta_3 pib_t + \beta_4 selic_t + \beta_5 sp500_t + \varepsilon_{3t} \quad (5)$$

$$pib_t = \alpha_1 er_t + \beta_2 ipca_t + \beta_3 ibov_t + \beta_4 selic_t + \beta_5 sp500_t + \varepsilon_{4t} \quad (6)$$

$$selic_t = \pi_1 er_t + \beta_2 ipca_t + \beta_3 pib_t + \beta_4 ibov_t + \beta_5 sp500_t + \varepsilon_{5t} \quad (7)$$

$$sp500_t = \rho_1 er_t + \beta_2 ipca_t + \beta_3 pib_t + \beta_4 selic_t + \beta_5 ibov_t + \varepsilon_{6t} \quad (8)$$

O foco da análise aqui proposta envolverá o entendimento dos determinantes do IBOV através dos dois instrumentos, análise de decomposição de variância (ADV) e da função impulso resposta (FIR) do IBOV, ainda que o VAR seja especificado de acordo com as equações (3) a (8).

Depois de realizado a coleta, tais séries temporais devem ser submetidas à testes de estacionariedade, uma vez que a maioria dos procedimentos de análise estatística supõe que as séries respeitam tal resultado. Segundo Grôppo (2004), só será possível estimar um modelo de regressão se as séries forem estacionárias. Uma série é considerada estacionária quando se desenvolve aleatoriamente no tempo ao redor de uma média constante. Na prática, a maioria das séries apresentam algum tipo de não estacionariedade, por exemplo, tendência. Foi utilizado o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) para verificar presença de não estacionariedade, e para que se tornem estacionárias, quando necessário, houve a aplicação do processo de diferenciação, o qual pode ser definido para uma variável  $Z$  qualquer, como:

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad (9)$$

O teste ADF pode ser representado pela seguinte equação:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Onde:

- $\beta_1$  = intercepto;
- $\beta_2$  = coeficiente de tendência;
- $\delta$  = coeficiente de presença de raiz unitária ( $H_0: \delta=0$ , não estacionariedade)
- $m$  = número de defasagens tomadas na série;

O número de defasagens foi escolhido automaticamente pelo *Stata* de acordo com o Critério de Informações Akaike (AIC), devido à quantidade reduzida de amostra. O teste compara a estatística  $t$  com o valor apropriado tabelado por Dickey e Fuller, no qual será utilizado a variação que contempla a presença de tendência e intercepto. Caso o valor calculado da estatística  $t$  extrapolar o valor tabelado, a hipótese nula ( $H_0$ ) de não estacionariedade da série é rejeitada. Os resultados podem ser analisados na tabela 1.

**TABELA 1 - TESTE ADF EM NÍVEL**

<b>Variável</b>	<b>Lag</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Rejeição H<sub>0</sub></b>
IBOV	0	-2,241131	Não
ER	0	-2,897932	Não
<b>IPCA</b>	<b>7</b>	<b>-3,264313</b>	<b>10%</b>
PIB	5	-2,060824	Não
SELIC	5	-1,742154	Não
<b>S&amp;P500</b>	<b>8</b>	<b>-4,069638</b>	<b>5%</b>

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

As respostas demonstraram que somente a série S&P 500 rejeita a hipótese nula a 5%, e que a série IPCA também é estacionária, porém somente a 10%. Com isso, para obtenção de ausência de raiz unitária, foi realizado o teste novamente, porém com a primeira diferença das demais séries, como pode ser observado na tabela 2.

**TABELA 2 - TESTE ADF EM PRIMEIRA DIFERENÇA**

<b>Variável</b>	<b>Lag</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Rejeição H<sub>0</sub></b>
DIBOV	1	-4,242066	1%
DER	0	-5,774622	1%
DPIB	3	-4,593789	1%
DSELIC	4	-3,675422	5%

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

Os resultados da tabela 2 corrobora que com a primeira diferença, todas as variáveis já recusaram a hipótese de não estacionariedade a pelo menos 5% de confiança. Para confirmar as respostas obtidos nos testes ADF, as séries foram submetidas também ao teste de Philips Perron (PP), que é uma generalização do teste Dickey-Fuller onde possivelmente os erros são heterocedásticos. Assim como na maioria dos teste de raiz unitária, a hipótese nula é de não estacionariedade.

**TABELA 3 - TESTE PP EM NÍVEL**

Variável	Lag	t-Statistic	Rejeição H <sub>0</sub>
IBOV	2	-2,324592	Não
ER	2	-2,915007	Não
<b>IPCA</b>	<b>2</b>	<b>-3,955816</b>	<b>5%</b>
PIB	0	-1,814052	Não
SELIC	4	-2,113850	Não
S&P500	1	-2,929289	Não

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

O teste confirma a possível presença de estacionariedade na série IPCA indicado pelo ADF a 10%, porém o teste PP não rejeita a hipótese de raiz unitária para o S&P500, certificando assim a necessidade de realizar outro teste para tal fim. Será utilizado o Dickey-Fuller-GLS (DF-GLS) também de acordo com AIC. A hipótese nula do teste é de presença de raiz unitária.

**TABELA 4 - TESTE DF-GLS EM NÍVEL**

Variável	Lag	t-Statistic	Rejeição H <sub>0</sub>
IBOV	0	-1,967424	Não
ER	0	-2,118769	Não
<b>IPCA</b>	<b>5</b>	<b>-3,381033</b>	<b>5%</b>
PIB	3	-2,610976	Não
SELIC	5	-1,519098	Não
<b>S&amp;P500</b>	<b>5</b>	<b>-3,815072</b>	<b>1%</b>

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

O teste demonstrado na tabela 4 confirma os corolários anteriores, com estacionariedade presente nas séries IPCA e S&P500 com níveis de rejeição de 5 e 1%, respectivamente, fazendo com que seja vital a realização da constatação em primeira diferença com as variáveis IBOV, ER, PIB e SELIC.

**TABELA 5 - TESTE DF-GLS EM PRIMEIRA DIFERENÇA**

<b>Variável</b>	<b>Lag</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Rejeição H<sub>0</sub></b>
DIBOV	0	-5,702846	1%
DER	0	-5,882107	1%
DPIB	3	-5,125581	1%
DSELIC	4	-3,134554	10%

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

No caso de estacionariedade na série, a solução que se recomendava era estimar a regressão utilizando as variáveis em primeira diferença. Porém, Phillips & Durlauf (1986) explanam que há a possibilidade de se trabalhar com séries em nível sem correr o risco de regressões espúrias, ou seja, com relação estatística, mas sem relação de causa e efeito, desde que as séries sejam cointegradas, fazendo com que as séries tenham reversão de média e convirjam para o equilíbrio no longo prazo. Esse fato é desejável uma vez que ao se trabalhar com as primeiras diferenças, acabamos por perder as propriedades de longo prazo das variáveis econômicas, o que é a razão da estimação do modelo.

Para validar a possibilidade de estimação de um modelo VAR, mesmo com existência de não estacionariedade das séries, há a necessidade de verificação de co-integração entre duas séries temporais. Quando duas variáveis são cointegradas, há a existência de equilíbrio de longo prazo.

O teste que será utilizado para tal verificação de cointegração e estabelecer a quantidade de vetores é o elaborado por Johansen com teste do traço. A hipótese a ser falseada é  $H_0: r = 1$  e  $H_1: r > 1$ , ou seja, a hipótese nula é que existe  $r$  séries temporais cointegradas.

Mesmo com uso limitado devido a estacionariedade das séries IPCA e S&P500, o teste de Johansen foi utilizado para verificar a presença de co-integração entre as séries. Os resultados se encontram na tabela 6 e exterioriza que a hipótese de que os mercados são cointegrados em nível e que existe uma relação de longo prazo entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas não pode ser descartada, uma vez que o teste indicou 2 vetores integrantes.

**TABELA 6 - ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

Hipótese	Autovalor	Estatística Traço	Prob.	Estatística	
				Max.	Prob.
				Autovalor	
Nenhum*	0,781952	129,5680	0,0000	54,82942	0.0006
Máximo 1*	0,623304	74,73862	0,0192	35,14741	0.0351
<b>Máximo 2</b>	<b>0,397260</b>	<b>39,59121</b>	<b>0,2375</b>	<b>18,22570</b>	<b>0.4764</b>
Máximo 3	0,301591	21,36551	0,3352	12,92223	0.4594
Máximo 4	0,209053	8,443277	0,4193	8,442866	0.3355

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

Segundo Granger & Newbold (1973), a causalidade no sentido Granger deve revelar se uma série provoca a outra, além de mostrar se seus valores defasados são preditores consideráveis em relação à outra série. Sua  $H_0$  é que a variável  $x$  não possui causalidade sobre  $y$ . Para a verificação, foram utilizados duas defasagens no teste e as resultâncias são encontrados na tabela 7, que indica a rejeição de  $H_0$  somente para SELIC em relação ao IBOV (em primeira diferença), com isso a relação de causalidade é estatisticamente significativa e essa variável é um preditor ponderoso do retorno do mercado acionário brasileiro.

**TABELA 7 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER**

Hipótese nula	f-Stat	Prob.
<b>DSELIC não tem causalidade Granger em DIBOV</b>	<b>3,84021</b>	<b>0,0324</b>
IPCA não tem causalidade Granger em DIBOV	1,36420	0,2705
DER não tem causalidade Granger em DIBOV	0,46740	0,6310
SP500 não tem causalidade Granger em DIBOV	0,16700	0,8470
DPIB não tem causalidade Granger em DIBOV	0,13751	0,8721

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

A escolha errada do número de defasagens do VAR pode acarretar em um modelo instável, por isso faz-se necessário aplicar as variáveis a três testes de erro de previsão final para a seleção do melhor modelo. Serão eles: o Critério de Akaike (AIC), Critério de Schwarz

(SC) e Hannan-Quinn (HQ). Foi selecionado o número de defasagens no intervalo  $[0, n]$ . Como pode se ver na tabela 8, os resultados indicaram a seleção do modelo VAR(1).

**TABELA 8 - CRITÉRIO DE SELEÇÃO DE ORDEM DE DEFASAGEM**

<b>Lag</b>	<b>AIC</b>	<b>SC</b>	<b>HQ</b>
0	40,50007	40,76670	40,59211
<b>1</b>	36,46450	<b>38,33092*</b>	<b>37,10879*</b>
2	36,52504	39,99125	37,72158
3	<b>36,12328*</b>	41,18927	37,87206

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

Para a estimação de um modelo VAR, Sims (1980) recomenda que as variáveis sejam ordenadas segundo o grau de endogeneidade, pois ordenações distintas convertem-se em funções de resposta a impulso distintas. Assim, para a ordenação, utilizaremos os Testes *Granger Causality/Block Exogeneity Wald*, onde estatísticas demonstram a significância conjunta. Verificando a tabela 9 foi possível verificar que a variável DSELIC é a mais endógena, quando DER é a mais exógena.

**TABELA 9 - TESTE GRANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD**

<i>All</i>	<b>Estatística qui-quadrado</b>
DSELIC	15,06460
DPIB	9,309437
SP500	8,625590
DIBOV	8,006841
IPCA	7,774073
DER	7,096166

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

Os erros não podem estar correlacionados para que o modelo seja consistente, ou seja, verificar a ausência de auto correlação. Para este fim, será realizado o teste LM de correlação serial com 15 *lags*. O teste é particularmente útil devido a não ser adequado apenas para auto

correlação de qualquer ordem, mas também é adequado para modelos com variáveis dependentes defasadas. Os resultados do teste são esclarecidos na tabela 10, onde observa-se que na grande maioria não há rejeição da hipótese nula de não correlação serial, ou seja, o modelo se mostra consistente em 13 das 15 defasagens.

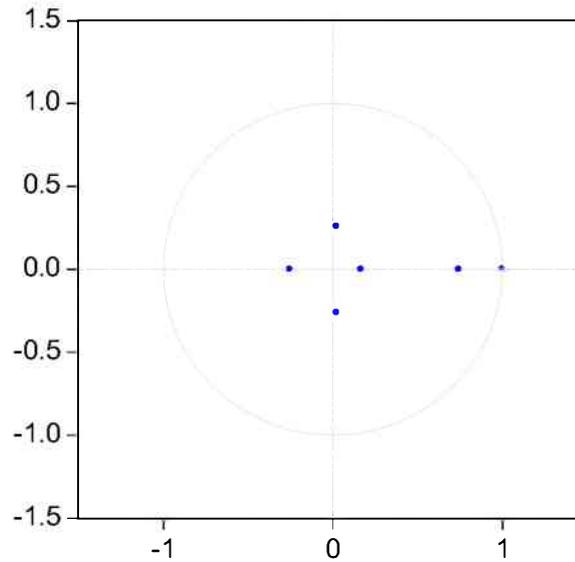
**TABELA 10 - TESTE LM DE CORRELAÇÃO SERIAL**

<b>LAG</b>	<b>LRE<sup>5</sup>stat</b>	<b>Prob</b>	<b>Rao F-stat</b>	<b>Prob</b>
1	39,70201	0,3085	1,123443	0,3247
2	44,28363	0,1617	1,283142	0,1743
3	27,98251	0,8278	0,745795	0,8365
4	32,16268	0,6517	0,875604	0,6658
5	30,68445	0,7192	0,829098	0,7316
6	37,95250	0,3804	1,064308	0,3972
7	29,81461	0,7567	0,802041	0,7678
8	37,10663	0,4178	1,036075	0,4346
9	49,69625	0,0640	1,481173	0,0713
10	31,48999	0,6830	0,854358	0,6963
<b>11</b>	<b>54,79521</b>	<b>0,0232</b>	<b>1,677473</b>	<b>0,0267</b>
12	31,54921	0,6802	0,856223	0,6936
<b>13</b>	<b>54,63741</b>	<b>0,0240</b>	<b>1,671252</b>	<b>0,0276</b>
14	32,38048	0,6415	0,882512	0,6558
15	35,06191	0,5130	0,968773	0,5294

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

É primordial também se atentar à necessidade do modelo VAR ter estabilidade, e para tal fim, utilizaremos o Teste de Raízes Auto Regressivas (AR-ROOTS), que relata as raízes inversas do polinômio AR característico, ou seja, se o VAR for estável se todas as raízes tiverem módulo menor que um e estiverem dentro do círculo unitário. Caso isso não ocorra, as soluções não são validas. A figura 7 roborá que o VAR é estável, uma vez que todos os pontos se encontram dentro do círculo unitário.

<sup>5</sup> A expansão de Edgeworth corrigiu a estatística da razão de verossimilhança.

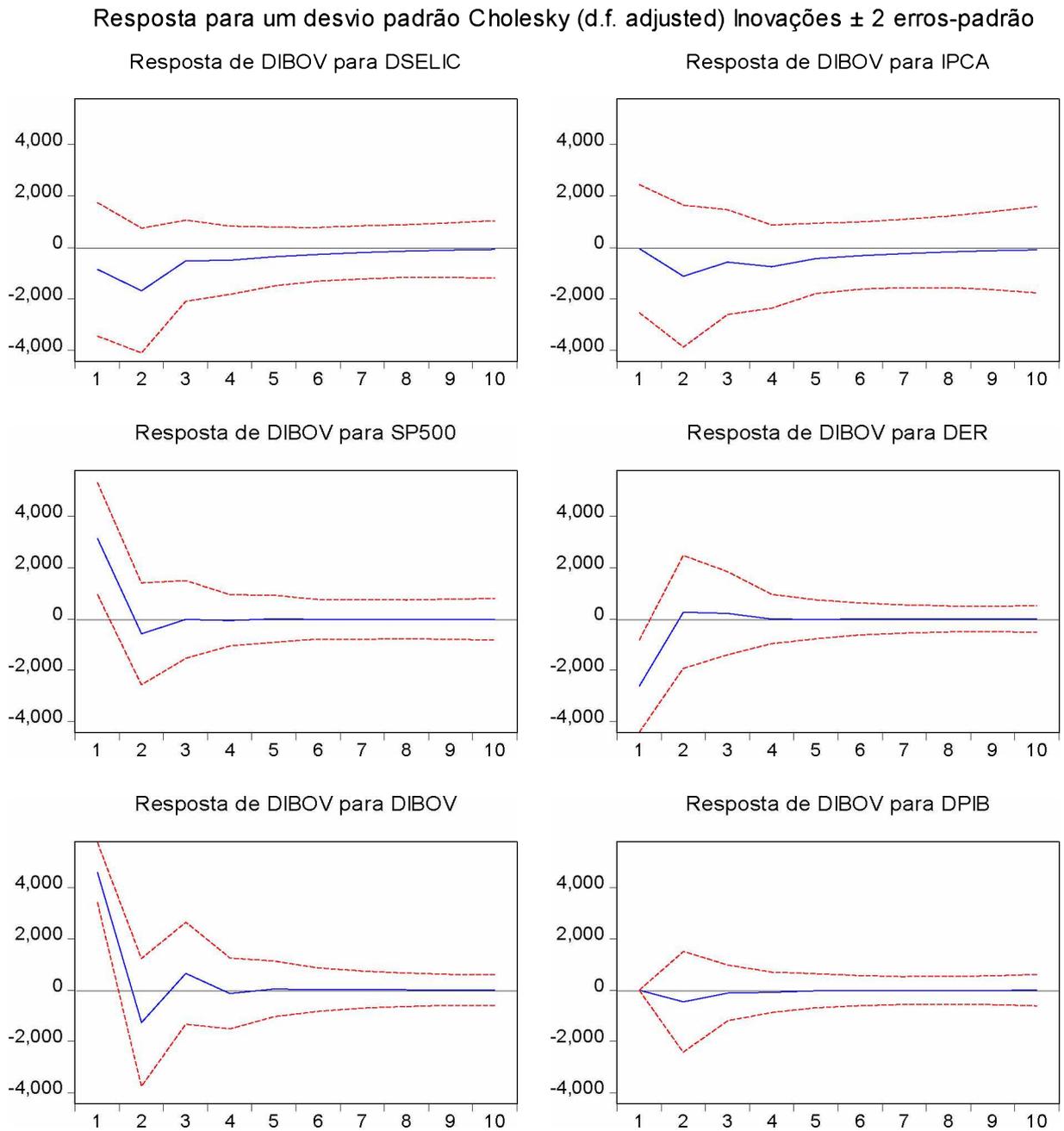


**FIGURA 7 - TESTE DE RAÍZES AUTO REGRESSIVAS (AR ROOTS)**

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

Depois de confirmar a possibilidade de executar o modelo de forma que não nos traga conclusões incorretas ou estimativas sub ótimas devido à realização de uma modelagem espúria, podemos analisá-lo através de instrumentos. Como instrumento do VAR para medir a contribuição relativa de cada variável em um período de tempo, foi utilizado em primeiro momento da Função Impulso Resposta (FIR) devido à sua característica de demonstrar a reação impulsiva em resposta a alguma mudança pré determinada. O método utilizado na figura 8 e tabela 11 é Monte Carlo, com 1.000 repetições e foram gerados a partir da decomposição de Cholesky. Lembrando que a ordem das variáveis são de acordo com os resultados encontrados na tabela 8.

A figura 8 valida que as variáveis SELIC, IPCA influem negativamente e com baixa dissipação, enquanto DER corrobora com maior nível de impacto, porém com dissipação rápida, já no 4º trimestre. S&P500 é significativo e positivo, assim como uma mudança na dinâmica do próprio índice. O DPIB é o que possui menor influência na variação do IBovespa, com pouca variação e dissipação rápida.



### FIGURA 8 - FUNÇÃO IMPULSO RESPOSTA

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

Em segundo momento, foi utilizado para sustentar a hipótese deste trabalho a Análise de Decomposição da Variância (ADV). Segundo Vartanian (2012) “Resumidamente, consiste na identificação da responsabilidade de cada uma das variáveis na explicação da variância de todas as variáveis do sistema após um choque”. Complementando:

“A decomposição de variância mede a contribuição relativa de cada choque sobre as variáveis endógenas do sistema VAR, ou seja, tem a capacidade de mostrar a fração da variância do erro projetado para cada valor, que resulta do efeito das próprias inovações, e aquelas que provêm de inovações da outra variável e avaliam o poder de explicação de cada variável em intervalos de tempo”. GROPPPO, 2004

Os resultados da tabela 11 demonstraram que a maior parte dos desvios da variância é causado pelo próprio índice, seguidos por SP500, DER e DSELIC, com níveis no décimo trimestre de 21,52%, 14,71% e 9,14%, respectivamente. Outro ponto a se destacar é o fraco poder preditivo observado em PIB, com um máximo de 0,48% de correspondência no quinto e no décimo trimestre. Assim o comportamento da variação do Ibovespa no curto prazo depende majoritariamente de mudanças na dinâmica do próprio índice, seguido de SP500, DER e DSELIC.

**TABELA 11 - ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (IBOV)**

T	DIBOV	SP500	DER	DSELIC	IPCA	DPIB
1	54,74	25,59	17,78	1,88	0,01	0,00
5	49,19	21,69	14,83	8,9	4,92	0,48
10	<b>48,82</b>	<b>21,52</b>	<b>14,71</b>	<b>9,14</b>	5,32	0,48

Fonte: Elaboração própria com base nos cálculos efetuados no pacote Eviews (2010)

Assim, quando examinado a figura 8 e a tabela 11 em conjunto, observa-se que S&P500, DER, DSELIC e o próprio índice defasado possuem maior grau preditivo da variável DIBOV. Ao contrário de uma variação na taxa de câmbio real (DER) ou na taxa de juros (DSELIC), um aumento no S&P500 influi positivamente na precificação do índice interno. Já uma variação do PIB (DPIB) não produz impactos significativos ao longo dos 10 trimestres. O resultado de DSELIC contrasta com o do teste de causalidade de Granger da tabela 7, isso pode ser explicado devido a uma economia ostentando taxas de juros em alto patamar faz com que mercados relacionados diretamente à taxa de juros se torne mais rentável, reduzindo assim a disponibilidade de recursos para o mercado acionário, além de também influir negativamente no fluxo de caixa das empresas.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar os principais determinantes do Ibovespa entre os anos 2008 e 2018, avaliando que depois da crise *suprime*, o mercado real e financeiro internacional foi abalado, atraindo cada vez mais investidores nacionais e estrangeiros para o mercado acionário brasileiro que se convencia robusto. Depois da análise empírica da relação entre o mercado acionário e o mercado real, este estudo se dedicou a investigar as evidências empíricas de existência de relações causais entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. As relações foram investigadas sobre a ótica do modelo VAR, através de seus instrumentos de decomposição da variância e funções de resposta a impulso.

Após a coleta dos dados, foi realizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron e Dickey-Fuller-GLS, para a constatação de estacionariedade de séries em nível, o que ocorreu com a série de dados do índice *Standard & Poor's 500* (SP500) e do Índice de Inflação ao consumidor Amplo (IPCA). Todas as demais se tornaram estacionárias através da primeira diferença. Em seguida, foi realizado o teste de Cointegração de Johansen, que apontou para a presença de dois vetores de cointegração, evidenciando relações de longo prazo entre o comportamento das variáveis.

Com todos os testes indicando que as necessidades foram supridas para não execução de uma modelagem espúria, foi utilizado instrumentos do VAR para análise, tais como a decomposição de variância e a função impulso resposta, ambos gerados de acordo com o grau de endogeneidade.

A Função Impulso Resposta solidifica que choques na taxa de juros SELIC, IPCA e taxa de câmbio real tem impacto negativo no Ibovespa. Assim como foi analisado que não há impactos relevantes quando averiguado o PIB. O Ibovespa sofre impactos positivos e significativos de uma mudança na dinâmica do próprio índice e por uma em S&P500. A figura 8 demonstra que os impactos são dissipados no curto prazo para todas as variáveis, com somente DSELIC e IPCA com dissipação total somente após o oitavo trimestre (porém com valores bem próximos ao eixo), frente o máximo de quatro semestre das demais.

A ADV atestou que a maior parte dos desvios da variância é causado pelo próprio Ibovespa (48,82) com desvios positivos, seguido por S&P500, DER e DSELIC. O S&P500 (21,52) possui um alto poder preditivo e com relação positiva por poder ser considerado uma

*proxy* do mercado acionário em nível mundial e o Brasil possuir grande parte de seus investidores sendo de origem externa (52%). A magnitude negativa dos desvios do câmbio (14,71) também é representativa, uma vez que uma alteração no câmbio causa alteração direta nos custos das empresas. A variável DSELIC (9,14) asseverou também um forte poder preditivo negativo sobre o Ibovespa, uma vez que taxas de juros mais elevadas aumentam a rentabilidade de outros mercados e pressionam o custo sobre capital de terceiros.

Por fim, o VAR ao não depender significativamente das variáveis IPCA em sentido negativo e DPIB em sentido positivo fez com que a hipótese de *proxy effect*, a qual remete que a precificação é afetada de modo inverso à inflação e nível de atividade econômica, não possa ser observada.

## REFERÊNCIAS

- ASSAF NETO, Alexandre. **Revista Finanças corporativas e valor.** – 3. Ed – 2. São Paulo, Atlas, 2008.
- B3, **Participação por tipo de investidor 12/2018.** Disponível em [http://www.b3.com.br/pt\\_br/produtos-e-servicos/negociacao/renda-variavel/futuro-de-ibovespa.htm](http://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos/negociacao/renda-variavel/futuro-de-ibovespa.htm) Acesso em 08 de janeiro de 2019.
- BJORNLAND, H. C.; LEITEMO, K. *Identifying the interdependence between US Monetary policy and the stock market.* Manuscript Norwegian School of Management BI, 2004.
- BORÇA JR., G. R.; TEIXEIRA FILHO, E. T. As origens e desdobramentos da crise do subprime. **Ensaio sobre economia financeira**, Rio de Janeiro, 2009.
- BURGOS, B. J. O impacto dos fatores macroeconômicos e de risco sobre a mensuração do valor das empresas. **Revista Universo Contábil**, Blumenau, Vol. 13, n. 2, 2017.
- BUSNARDO, G. M. **Análise dos impactos da crise do subprime nas exportações.** Monografia, Ciências Econômicas, Universidade de Santa Catarina, 2014.
- CHEN, N. F. et al. *Economic Forces and the Stock Market.* **The Journal of Business**, Vol. 59, Nº 3, Mar. 1986.
- CVM. **Mercado de valores mobiliários brasileiro.** Brasília: TOP, 2014.
- DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. *Exchange rates and the current account.* **The American Economic Review**, Vol. 70, 1980.
- DOW, C. *The industrial index became a popular indicator of stock market activity.* **The Wall Street Journal.** New York, 1896
- DUMAS, B. *The theory of the trading firm revisited.* **The Journal of Finance**, New York, June 1978.
- FAMA, Eugene. *Efficient capital Markets: a review of theory and empirical work.* **The Journal of Finance**, New York, Mar. 1970
- FAMA, Eugene. *Stock returns, real Activity, inflation and Money.* **The American Economic Review**, Vol. 71, 1981.
- GRANGER, C. W. J. *Developments in the study of cointegrated economic variable.* **Oxford bulletin of economics and statistics**, Vol. 48, 1986.
- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. *Spurious regressions in econometrics.* **University of Nottingham, England**, dez 1973.
- GRÔPPO, G. S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa.** 107 f. Tese (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2004.
- KEYNES, J. M. **Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda.** Os economistas. São Paulo: Editora Abril: 1997
- LEE, B. S. *A test of the proxy-effect hypothesis: evidence from the pacific basin countries.* **Quarterly Journal of Business Economics**, Vol. 37, summer 1998.

LEITE, H. P.; SANVICENTE, A. Z. **Índice Bovespa: um padrão para os investimentos**. São Paulo: Atlas, 1994.

MERIKAS, A. G. *Stock prices response to real economic variables: The case of Germany*. SSRN: Working paper series, 2002.

OZENDA, F. O. **A ascensão do mercado de crédito imobiliário no Brasil e o boom**. Monografia, Ciências Econômicas, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2013.

PHILLIPS, P. C. B.; DURLAUF, S. N. *Multiple time series regression with integrated processes*. *Cowles Foundation Discussion Papers, Yale University*, Vol. 53, 1986.

PIMENTA JR., T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: Um estudo da relação de causalidade. **REAd – Revista Eletrônica de Administração**, Porto Alegre, Vol. 14, n. 2, 2008.

SIMS, C. A. *Macroeconomics and reality*. *Econometrica: Journal of the econometric society*, Vol. 48, n. 1, Jan. 1980.

VIEIRA NETO, L.; FELIX, L. F. A importância da participação do investidor individual no desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro. **Revista do Pensamento Econômico de Minas Gerais**, Belo Horizonte, Confiança, 2002.

VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do Efeito Contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, São Paulo, Vol. 16, n. 4, jul./ago. 2012.