



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Filipe Higino Dias de Souza

**Análise dinâmica da relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado
acionário brasileiro: Uma abordagem do modelo de correção de erros**

Rio de Janeiro

2017

Filipe Higinio Dias de Souza

Análise dinâmica da relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro: Uma abordagem do modelo de correção de erros



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva

Rio de Janeiro

2017

Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

S729 Souza, Filipe Higino Dias de.
Análise dinâmica da relação entre as variáveis
macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro: uma
abordagem do modelo de correção de erros / Iris Calegare Largura
Queiroz. – 2017.
97 f.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva.
Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de
Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f.85-91.

1. Economia – Brasil – Teses 2. Mercado de capitais – Teses.
I. Silva, Carlos Alberto Gonçalves da. II. Universidade do Estado
do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. III. Título.

CDU 336.76(81)

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta
dissertação.

Assinatura

Data

Filipe Higinio Dias de Souza

**Análise dinâmica da relação entre o mercado acionário brasileiro e as variáveis
macroeconômicas: Uma abordagem do modelo de correção de erros**

Dissertação apresentada, como requisito parcial
para obtenção do título de Mestre, ao Programa
de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da
Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Aprovado em:

Banca Examinadora:

Prof. Orientador: Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

Prof. Dr. Pedro Ivo Camacho Salvador
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

Prof. Dr. Antônio Carlos Figueiredo Pinto
IAG – Escola de Negócios – PUC-Rio

Rio de Janeiro

2017

DEDICATÓRIA

Dedico esta dissertação a meus pais, Maurício e Rosany, e irmãos, Gabriela e Allan, que, com muito carinho e apoio, não mediram esforços para que eu chegasse até esta etapa de minha vida.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus por me abençoar com saúde, proteção e força no decorrer desta importante conquista em minha vida.

A meus pais, Maurício e Rosany, por todo suporte, dedicação e amor que me proporcionaram ao longo dessa jornada.

A meus irmãos, Gabriela e Allan, pelo apoio, camaradagem e constante incentivo aos meus estudos.

Aos meus amigos pelo companheirismo e incentivo que me deram nos momentos difíceis. Aos meus colegas de mestrado que dividiram comigo as dificuldades dos estudos. Em particular aos colegas Salatiel e Fernanda pela amizade e apoio na realização dessa dissertação.

Ao meu orientador, Dr. Carlos Alberto Gonçalves da Silva, pelo esforço e dedicação, transmitindo-me sempre tranquilidade.

Aos professores e funcionários da secretaria do Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Em particular ao professor Dr. Paulo Sérgio Coelho pela participação no processo de qualificação do mestrado.

A todas as pessoas que, direta ou indiretamente, contribuíram para a elaboração desta dissertação.

“A coisa que mais afeta a bolsa de valores são todas as coisas”.

James Palysted Wood

RESUMO

SOUZA, F.H.D. *Análise dinâmica da relação entre o mercado acionário brasileiro e as variáveis macroeconômicas: Uma abordagem do modelo de correção de erros*. 2017. 96 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

O presente estudo tem como objetivo analisar a relação de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconômicas, representadas pela taxa de juros, taxa de câmbio, inflação e risco país, em comparação com o mercado acionário brasileiro, representado pelo Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), durante o período que compreende os meses de janeiro de 1995 a junho de 2016. Para tanto, utilizou-se o enfoque multivariado VAR. A implementação do modelo proposto foi feita através dos testes de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips e Perron (PP), e do teste de cointegração de Johansen. Os testes de raiz unitária indicaram que as séries são integradas de ordem $I(1)$. O teste de cointegração, tanto pela estatística do traço como do máximo autovalor, indicou a existência de, pelo menos, um vetor de cointegração, possibilitando assim, a utilização do método Autorregressivo Vetorial com termo de Correção de Erros (VEC). Pela análise dos coeficientes de longo prazo, descritos pelo vetor de cointegração normalizado, constatou-se comportamento positivo da taxa de câmbio e da inflação, e negativo da taxa de juros e do risco país, com o Ibovespa. Analisando os coeficientes do VEC, o parâmetro de ajustamento (α) foi estatisticamente significativo, indicando que o Ibovespa reage na trajetória de equilíbrio de longo prazo às variações no curto prazo dos indicadores macroeconômicos. Pelo teste de causalidade de Granger baseado no VEC, observou-se a existência de causalidade unidirecional de curto prazo do Ibovespa para o risco-país. Conforme verificado na Função de Resposta ao Impulso (IRF), o risco-Brasil é variável macroeconômica que mais impacta o Ibovespa. Os resultados referentes à Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (VD) evidenciaram ainda o grande poder explanatório do risco-Brasil sobre o índice da Bolsa de São Paulo, explicando aproximadamente 28% das variações do índice. Os resultados obtidos das análises estruturais do VEC deixam claro a elevada sensibilidade do Ibovespa frente ao risco-país, representado pelo EMBI+ Brasil.

Palavras-chave: Mercado de Capitais. Variáveis Macroeconômicas. Ibovespa. Modelo de Correção de Erros.

ABSTRACT

SOUZA, F.H.D. *Dynamic analysis of the relationship between the brazilian stock market and macroeconomic variables: An approach of the error correction model*. 2017. 96 f.
Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas,
Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

The present study aims to analyze the short and long term relationship between the macroeconomic variables, represented by the interest rate, exchange rate, inflation and country risk, as compared to the brazilian stock market, represented by the Stock Exchange Index São Paulo (Ibovespa), during the period from January 1995 to June 2016. For that, the multivariate approach VAR was used. The implementation of the proposed model was done through the unit root tests of Dickey and Fuller Increased (ADF) and Phillips and Perron (PP), and the Johansen cointegration test. The unit root tests indicated that the series are integrated of order I(1). The cointegration test, both by the trace statistic and by the maximum eigenvalue, indicated the existence of at least one cointegration vector, thus enabling the use of the Vector Autoregressive method with error correction term (VEC). The analysis of the long-term coefficients, described by the normalized cointegration vector, showed positive exchange rate and inflation, and negative interest rate and country risk behavior, with Ibovespa. Analyzing the VEC coefficients, the adjustment parameter (α) was statistically significant, indicating that the Ibovespa reacts in the long-term equilibrium trajectory to changes in the short-term macroeconomic indicators. By the Granger causality test based on the VEC, we observed the existence of short-term unidirectional causality of Ibovespa to country risk. As verified in the Impulse Response Function (IRF), the Brazil risk is the macroeconomic variable that most impacts Ibovespa. The results concerning the Decomposition of Variance of Forecast Errors (VD) also showed the great explanatory power of the Brazil risk on the São Paulo Stock Exchange index, explaining approximately 28% of the index variations. The results obtained from the structural analysis of the VEC make clear the high sensitivity of Ibovespa to the country risk, represented by EMBI + Brazil.

Keywords: Capital market. Macroeconomic Variables. Ibovespa. Error Correction Model.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 - Evolução da capitalização relativa entre países industrializados, emergentes e para o Brasil.....	23
Figura 1 - Diferentes betas que compõem a carteira de ativos.....	29
Figura 2 - Security Market Line.....	30
Quadro 1 - Interpretação das variáveis relacionadas ao Ibovespa (IBOV).....	50
Quadro 2 - Metodologia e transformações das variáveis.....	68
Figura 3 - Estabilidade do modelo VEC.....	74
Figura 4 - Análise de Função de Resposta ao Impulso.....	76
Quadro 3 - Modelo de volatilidade ajustado.....	81
Figura 5 - Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOV – Fechamento).....	92
Figura 6 - Risco-País (EMBI+ Brasil).....	92
Figura 7 - Taxa de câmbio (R\$ / US\$ - comercial).....	92
Figura 8 - Taxa de juros de curto prazo (Selic).....	93
Figura 9 - Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M).....	93
Quadro 4 - Estimativas do Vetor de Correção de Erros.....	94

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Valor de Mercado da Carteira Teórica do Ibovespa.....	20
Tabela 2 -	Capitalização relativa entre países industrializados e emergentes, e número de companhias listadas nos mercados de países industrializados e emergentes em 2015.....	22
Tabela 3 -	Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	69
Tabela 4 -	Teste de raiz unitária de Phillips e Perron (PP).....	70
Tabela 5 -	Determinação do número de defasagens no modelo VAR.....	70
Tabela 6 -	Teste de cointegração de Johansen.....	71
Tabela 7 -	Vetor de cointegração normalizado para a variável LIBOV.....	72
Tabela 8 -	Coefficientes do modelo VEC para o vetor do Índice Bovespa.....	73
Tabela 9 -	Teste de Causalidade de Granger (Baseado no VEC).....	75
Tabela 10 -	Decomposição histórica da variância dos erros de previsão para o Ibovespa.....	78
Tabela 11 -	Participação do Ibovespa sobre a decomposição da variância das variáveis.....	79
Tabela 12 -	Teste de Zivot e Andrews para quebra estrutural.....	96
Tabela 13 -	Teste de Normalidade dos Resíduos.....	96
Tabela 14 -	Teste de Causalidade de Granger ao Par.....	97
Tabela 15 -	Teste de Causalidade de Granger ao Par – Volatilidade EGARCH (EG).....	97

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC	Critério de Informação de Akaike
ADF	Teste de Dickey e Fuller Aumentado
ADR	<i>American Depositary Receipts</i>
APARCH	<i>Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model</i>
APT	Modelo de Precificação por Arbitragem
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroscedasticity</i>
BM&F	Bolsa de Mercadorias e Futuros
BM&FBOVESPA	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros
BNDES	Banco Nacional do Desenvolvimento
BOVESPA	Bolsa de Valores de São Paulo
CAPM	Modelo de Precificação de Ativos
CMN	Conselho Monetário Nacional
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
DF	Teste de Dickey e Fuller
EGARCH	<i>Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity</i>
EMBI+	<i>Emerging Markets Bond Index Plus</i>
EMBI+ Br	<i>Emerging Markets Bond Index Plus Brazil</i>
GARCH	<i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity</i>
HQ	Critério de Informação de Hannan-Quinn
IBOVESPA	Índice de preços da Bolsa de Valores de São Paulo
IGP-M	Índice Geral de Preços do Mercado
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
MVP	Modelo de Valor Presente
ORTN	Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional
PAEG	Plano de Ação Econômica do Governo
PIB	Produto Interno Bruto
PP	Teste de Phillips e Perron
SC	Critério de Informação de Schwarz
SEC	<i>Securities and Exchange Commission</i>
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
TARCH	<i>Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity</i>
VAR	Modelo de Vetores Autorregressivos
VEC	Modelo de Correção de Erros

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	13
1.1. Considerações Gerais	13
1.2. A Importância do Mercado de Capitais	14
1.3. Mercado de Capitais Brasileiro	17
1.4. Objetivo Geral	25
1.5. Objetivos Específicos	25
1.6. Estrutura do Trabalho	25
2. REVISÃO DE LITERATURA	26
2.1. Modelos de Avaliação de Ativos	26
2.1.1. <u>Modelo de Precificação de Ativos Financeiros – CAPM</u>	26
2.1.2. <u>Modelo de Precificação por Arbitragem – APT</u>	30
2.1.3. <u>Modelo de Valor Presente – MVP</u>	33
2.2. O Mercado Acionário e as Variáveis Macroeconômicas: Evidência Teórica	35
2.2.1. <u>O Mercado Acionário e a Taxa de Juros</u>	36
2.2.2. <u>O Mercado Acionário e a Taxa de Câmbio</u>	37
2.2.3. <u>O Mercado Acionário e a Taxa de Inflação</u>	39
2.2.4. <u>O Mercado Acionário e o Risco-País</u>	42
2.3. O Mercado Acionário e as Variáveis Macroeconômicas: Evidência Empírica	44
2.4. Hipóteses	49
3. METODOLOGIA	51
3.1. Análise de séries temporais	51
3.2. Teste de Raiz Unitária	51
3.3. Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR)	55
3.4. Estabilidade do modelo VAR	57
3.5. Teste de Cointegração	58

3.6.	Função de Resposta ao Impulso	60
3.7.	Decomposição da Variância dos Erros de Previsão.....	62
3.8.	Causalidade de Granger.....	65
3.9.	Variáveis e Dados.....	67
4.	RESULTADOS	69
4.1.	Análise de Raiz Unitária	69
4.2.	Análise de Cointegração de Johansen.....	71
4.3.	Modelo Autorregressivo com Termo de Correção de Erros (VEC)	73
4.4.	Análises Estruturais do Modelo VEC	76
4.5.	Análise de Causalidade da Variância Condicional.....	80
	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	82
	REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA	85
	APÊNDICE A – Gráficos das Variáveis.....	92
	APÊNDICE B – Modelo de Correção de Erros (VEC).....	94
	APÊNDICE C – Análise das Inferências Econométricas.....	96
	APÊNDICE D – Análise de Causalidade de Granger	97

INTRODUÇÃO

1.1. Considerações Gerais

O desenvolvimento econômico sustentável depende, sobretudo, da expansão contínua da capacidade de produção. Essa expansão, por sua vez, está diretamente ligada aos investimentos em capital e recursos humanos, que promovem, quando eficientes, a acumulação do capital produtivo e o aumento da produtividade do capital e da mão-de-obra. Sendo assim, à medida que os investimentos são direcionados às alternativas com maiores retornos (econômicos e sociais), o crescimento se acelera (NOBREGA *et al*; 2000).

Outro componente fundamental desse processo é a poupança, já que esta viabiliza os investimentos. A melhor combinação desses fatores dá origem a um círculo virtuoso de desenvolvimento, que garante à sociedade níveis crescentes de bem-estar e redução da pobreza. Elevadas taxas de poupança e alta eficiência em sua intermediação são, inclusive, características marcantes de países desenvolvidos ou em acelerado processo de desenvolvimento. Portanto, fica evidente que o crescimento econômico está diretamente associado a elementos que incentivam a formação de poupança e sua intermediação eficiente.

Dentre os principais caminhos de associação da poupança ao investimento, o financiamento via mercado de capitais, mais especificamente, o mercado acionário é considerado o mais eficiente, devido a fatores, como: a redução do risco de novos investimentos, o constante incentivo à inovação, e a democratização e socialização do capital. Segundo Neto e Félix (2002), o financiamento por meio de emissão de ações, ao contrário do autofinanciamento, do fomento estatal e do mercado de crédito, é capaz de “pulverizar” os riscos dos empreendimentos de uma empresa de capital aberto para toda a sociedade. Fama (1970) ainda explica que o mercado de capitais é essencial para o desenvolvimento econômico de um país, por alocar poupança a recursos de investimentos, função que ao ser desempenhada, fornece sinais importantes à formação dos preços dos títulos, que devem refletir as informações existentes no sistema econômico a qualquer tempo.

Como resultado do processo de globalização, do avanço nas tecnologias de informática e telecomunicações, assim como do intenso fluxo de capitais entre os países, o mercado acionário vem adquirindo crescente importância no cenário financeiro mundial. Assim, países em processo de desenvolvimento, seguindo a tendência mundial, abrem suas

economias visando à obtenção de capital externo para o crescimento do volume de negócios e da eficiência alocativa, garantindo o desenvolvimento econômico nacional.

No Brasil, o mercado acionário iniciou-se em meados da década de 1960, com a criação da Lei do Mercado de Capitais, responsável por disciplinar o mercado e estabelecer medidas para o seu desenvolvimento. Contudo, o mercado brasileiro só obteve relevância no cenário mundial a partir de 1994, após a implementação do programa de estabilização econômica, o Plano Real, e a regulamentação do Anexo IV, legislação chave para a liberalização do mercado acionário brasileiro ao investidor estrangeiro.

O principal medidor de desempenho do mercado de capitais brasileiro é o Índice de preços da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), índice que espelha o desempenho/comportamento dos principais papéis negociados na Bolsa de Valores. Diversos fatores macroeconômicos fazem com que este índice varie diariamente, como é o caso dos índices de juros, câmbio, produção industrial, preço do petróleo, inflação e risco-país. Nesse sentido, variações nesses índices podem interferir na tomada de decisão dos investidores, prejudicando ou contribuindo com o investimento em renda variável.

Desse modo, o presente estudo busca determinar a influência das variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações brasileiro, mais especificamente, sobre o Ibovespa, de janeiro de 1995 a junho de 2016, para auxiliar o investidor na tomada de decisão. No tópico a seguir será realizada uma breve discussão da importância do mercado de capitais para o desenvolvimento econômico e social de uma economia. Em seguida será abordada a evolução do mercado de capitais no Brasil, sendo descrito os principais marcos legais ocorridos ao longo de sua história, e os resultados práticos que os mesmos promoveram para o desenvolvimento desta importante ferramenta.

1.2. A Importância do Mercado de Capitais

O mercado ou sistema financeiro de um país representa o conjunto de instituições, instrumentos e mercados agrupados de forma harmônica, com a finalidade de canalizar a poupança das unidades superavitárias até o investimento demandado pelas deficitárias.

Todas as operações realizadas com obrigações emitidas por agentes deficitários ou por intermediários financeiros que busquem canalizar recursos para eles, fazem parte dos mercados financeiros. A função econômica dos mercados financeiros consiste em canalizar recursos ou fundos de agentes que pouparam em excesso, por gastarem menos que suas receitas, para aqueles que têm escassez de recursos porque desejam gastar ou investir mais do que as suas receitas (PINHEIRO, 2009; CARVALHO *et al.*, 2000 e MISHKIN, 2000).

Segundo Mishkin (2000), além de aumentar a produção e a eficiência em uma economia, os mercados financeiros melhoram diretamente o bem-estar dos consumidores, permitindo-lhes planejar melhor o momento de suas compras. Beim e Calomiris (2001) reforçam a importante função dos sistemas financeiros na formação de poupança e seu uso para o investimento produtivo, destacando que, normalmente, países com sistemas financeiros desenvolvidos apresentam um desenvolvimento econômico mais robusto em decorrência da própria utilização destes instrumentos.

O mercado financeiro pode ser subdividido em quatro segmentos básicos de negociação: o mercado monetário que envolve operações de curto prazo, o mercado de crédito que engloba operações de financiamento de curto e médio prazo, o mercado cambial que abrange operações de conversão de moeda de um país pela de outro, e por fim, o mercado de capitais que envolvem as operações de compra e venda de ações, títulos e valores mobiliários, efetuadas entre empresa, investidores e/ou poupadores, viabilizando a transferência de recursos financeiros entre tomadores (companhias de capital aberto) e aplicadores (investidores) destes recursos. Essa transferência ocorre por meio de operações financeiras realizadas diretamente entre companhias e investidores ou através de intermediários financeiros (ASSAF NETO, 2011).

Conforme Neto e Félix (2002), o papel fundamental do mercado de capitais é viabilizar a captação de recursos das empresas e promover alternativas atraentes em termos de investimentos para pessoas e instituições. No entanto, são diversos os fatores que fazem do mercado de capitais um importante agente de fomento ao desenvolvimento econômico de um país, como por exemplo: a capacidade de geração de empregos, a diminuição dos custos de captação de recursos, a diversificação do perfil de endividamento das empresas, dentre outros. Pinheiro (2009) destaca também a importante função do mercado de capitais, impulsionando o investimento de capitais, estimulando a formação da poupança privada e orientando a estruturação de uma sociedade pluralista, baseada na economia de mercado, permitindo a participação coletiva de forma ampla na riqueza e nos resultados da economia.

Bekaert e Harvey (1997) descrevem os principais papéis que o mercado de capitais pode desempenhar no processo de crescimento econômico através de cinco perspectivas:

1. Capacidade de diversificação: A existência do mercado de capitais possibilita a diversificação da carteira de investimento dos agentes do mercado. Dessa forma, o investimento em empresas se torna mais seguro e atraente, garantindo um aumento nos retornos dos investidores e na captação de recursos por parte das empresas.
2. Risco moral: o mercado de capitais é considerado eficiente quando o preço das ações incorpora todas as informações disponíveis no mercado. Dessa maneira, em um mercado eficiente, o preço das ações oferece a medida do desempenho de uma empresa e seu valor de longo prazo. A remuneração dos *insiders*¹ unida ao preço das ações diminui os incentivos a ações imprudentes e, portanto, aumenta o valor da empresa, ou seja, o mercado de ações eficiente pode promover o crescimento ao atenuar o risco moral.
3. Mudança de propriedade: de forma indireta, o mercado de capitais é também capaz de disciplinar os gestores das empresas por meio da mudança de propriedade. Caso os gestores não estejam realizando um trabalho adequado, o preço das ações de sua empresa cairá até abaixo de seu valor potencial. Esta desvalorização irá, por sua vez, incentivar investidores a tomarem posse da empresa, substituindo assim, os gestores atuais.
4. Inovação: Outra importante contribuição do mercado de capitais é o constante incentivo ao empreendedorismo, que garante o desenvolvimento de inovações, o aumento da produtividade das empresas e o crescimento econômico do país.
5. Liquidez: A liquidez do mercado de capitais é de suma importância para a geração e disseminação de informações específicas da empresa. Movimentos no preço das ações tendem a revelar informações sobre as mudanças no valor da empresa. E quanto mais eficiente é o mercado, mais seguras e precisas são essas informações, permitindo o melhor funcionamento do mesmo e beneficiando os agentes participantes como um todo.

¹ Gestores e membros do conselho.

1.3. Mercado de Capitais Brasileiro

A Comissão de Valores Mobiliários (2014) descreve a história do mercado de valores mobiliários no Brasil, através das principais leis, normas, incentivos fiscais e instituições criadas ao longo de sua formação.

No Brasil, antes da década de 60, o mercado de capitais praticamente inexistia. Investidores brasileiros aplicavam seu capital principalmente em ativos reais, evitando títulos públicos ou privados. Além da inflação crescente, outro fato que prejudicava o desenvolvimento do mercado de capitais no país era a legislação, que limitava em 12% ao ano a taxa máxima de juros. Porém, a partir de meados dos anos 1960, ocorreram algumas alterações na legislação que promoveram um crescimento do mercado de capitais.

Em 1964/1965, através do Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG), ocorreram algumas reformas institucionais importantes para o desenvolvimento do mercado. A reestruturação do mercado financeiro nacional se deve principalmente à aprovação de três leis: a Lei nº 4.537, a qual instituiu a correção monetária, através da criação das ORTN (Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional), a Lei 4.595, que reformulou todo o sistema nacional de intermediação financeira e criou o Conselho Monetário Nacional (CMN) e o Banco Central (BC), e a Lei nº 4.728, primeira Lei de Mercado de Capitais, que veio a disciplinar esse mercado e estabelecer as medidas necessárias para o seu desenvolvimento. Com base nas diretrizes da Lei de Mercado de Capitais foi criado:

...um quadro institucional que se baseava no modelo norte-americano, através do qual se teve a regulamentação dos bancos de investimento, bancos comerciais, bancos de desenvolvimento, financeiras, bolsa de valores, corretoras e distribuidoras, esta nova estruturação possibilitou que os investidores tivessem um acesso a um “novo mundo” onde poderiam aplicar o seu capital conforme aquilo que lhes parecia mais atrativo (MIRANDA, 2010, p.7).

A aplicação de tais legislações deu início a uma série de alterações no mercado de capitais brasileiro, como: a reformulação da legislação sobre Bolsa de Valores, a transformação dos corretores de fundos públicos em sociedades corretoras, a criação dos bancos de investimento e da Diretoria de Mercado de Capitais, responsável por regulamentar e fiscalizar o mercado de capitais brasileiro.

Em 1967, foi criado o fundo 157, um dos incentivos fiscais mais representativos do governo que resultou no chamado “boom de 1971”, que ocorreu na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro devido ao significativo aumento da demanda por ações, sem que as emissões acompanhassem o mesmo ritmo. Entretanto, em meio a este intenso movimento especulativo, algumas operações de oferta de ações eram realizadas sem a devida estrutura, causando grandes prejuízos ao mercado de capitais que ficou conhecido como uma grande “aposta” devido à sua grande volatilidade.

Em 1976, na tentativa de superar o quadro de estagnação, o governo introduziu duas novas leis, a Lei nº 6.404, nova Lei das Sociedades Anônimas, e a Lei nº 6.385, que viria a ser a segunda Lei do Mercado de Capitais, na qual foi criada a Comissão de Valores Mobiliários (CVM), instituição governamental responsável por regulamentar e desenvolver o mercado de capitais, fiscalizar as Bolsa de Valores e as companhias abertas. No mesmo ano, foi criada a Lei 6.404 que definia a regulamentação da estrutura básica a ser seguida pelas empresas em sua contabilidade, direitos e deveres dos acionistas e dirigentes, legalidade, prestação de contas, responsabilização, dentre outros fatores.

A fim de fomentar e desenvolver o mercado de capitais nacional, em 1987, iniciou-se o processo de internacionalização do mercado de capitais a partir da Resolução nº 1.289 do CMN e seus Anexos de I a V que regulamentaram a entrada de capital estrangeiro para investimento no mercado de capitais doméstico. Em 1991, passou a vigorar a resolução nº 1.832 do CMN, onde foi aprovado o Anexo IV, legislação determinante no processo de liberalização do mercado brasileiro ao investidor estrangeiro. Esta previa disciplinar a criação e administração de carteiras de ativos mantidas no Brasil por investidores constituídos no exterior.

Grosso (2004) aponta a implementação do Plano Real, em 1994, como peça fundamental para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro, visto que garantiu a estabilização da economia eliminando a elevada inflação que já perdurava a, aproximadamente, trinta anos. Após a implementação do plano, foi reestabelecida a confiança dos investidores internacionais que passaram a investir maciçamente no mercado doméstico. O maior fluxo de capital estrangeiro determinou um grande salto no desenvolvimento do mercado de capitais nacional, de modo que a capitalização via mercado acionário apresentou um aumento, tanto no volume de comércio, quanto em sua eficiência alocativa.

Durante a década de 90, devido à aceleração do processo de abertura da economia brasileira, outro movimento que se iniciou no mercado de capitais nacional foi o acesso de empresas brasileiras no mercado externo por meio da listagem de suas ações em bolsas de valores estrangeiras, principalmente na Bolsa de Valores de Nova York, sob a forma de ADR's (*American Depositary Receipts*), para assim, aumentar o nível de capitalização das mesmas. As companhias brasileiras que optavam por lançar seus valores mobiliários no exterior eram obrigadas a seguir as normas impostas pela SEC (*Securities and Exchange Commission*), órgão regulador do mercado de capitais norte-americano.

As normas da SEC, no geral, eram relacionadas aos aspectos contábeis e à divulgação de informações, baseando-se nos princípios da Governança Corporativa². Assim sendo, a exigência de novos investidores crescia, passando a cobrar práticas mais avançadas do que as convencionais adotadas pelas empresas no mercado de ações nacional. Destarte, o mercado de capitais brasileiro começou a perder espaço para outros mercados, devido a não implementação imediata das regras diferenciadas de governança, que já eram praticadas nos mercados externos por países emergentes. A falta de transparência na gestão unida à ausência de instrumentos adequados de supervisão das companhias influenciou a percepção do risco e, conseqüentemente, aumentaram o custo de capital das empresas.

Para remediar tais problemas e lidar com a globalização dos negócios foram realizadas inúmeras mudanças institucionais, visando fortalecer o mercado acionário nacional. No ano 2000, ocorreu a integração de todas as bolsas de valores brasileiras (bolsas de valores do Rio de Janeiro, de Minas-Espírito Santo-Brasília, do Extremo Sul, de Santos, da Bahia-Sergipe-Alagoas, de Pernambuco, da Paraíba, do Paraná e a Bolsa Regional) em torno de um único mercado de valores, a Bovespa (Bolsa de Valores de São Paulo). Em 2007, a Bovespa, que até então era uma associação sem fins lucrativos, passou a se constituir na forma de uma sociedade anônima após abrir seu capital. Em 2008, a Bovespa se uniu à Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), dando origem a Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA), sendo chamada atualmente de a 'Nova Bolsa'.

² As boas práticas de Governança Corporativa seguem os princípios de transparência, equidade, prestação de contas e responsabilidade corporativa. Fundamentos que disciplinam as relações empresariais e asseguram o alinhamento de interesses entre Companhia, administradores, controladores, acionistas e demais partes interessadas.

Alterações na legislação também contribuíram bastante para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro, como, por exemplo, a aprovação, em 2001, da Lei nº 10.303 que promoveu grandes avanços à estrutura regulatória nacional, tal como o fortalecimento da CVM que passou a oferecer maior proteção aos acionistas minoritários e aperfeiçoar a autorregulação do mercado. Outra importante mudança foi a reforma da Lei das Sociedades Anônimas, aprovada em 2002, que buscou favorecer a transparência e a dispersão acionária do mercado de capitais, vinculando-se às boas práticas de Governança Corporativa.

A tabela 1 ilustra a evolução do mercado acionário brasileiro, exibindo o número de companhias listadas na Bovespa e o valor de mercado da carteira teórica do principal índice de preços da Bolsa de Valores de São Paulo, o Ibovespa.

Tabela 1 – Valor de Mercado da Carteira Teórica do Ibovespa

Ano	Nº Total de Companhias Listadas	Nº de Companhias do Ibovespa	Valor de Mercado R\$ (Milhões)
2000	457	44	277.956,57
2001	426	47	297.178,85
2002	396	48	284.928,04
2003	367	45	345.236,18
2004	357	45	518.231,44
2005	342	47	700.730,80
2006	347	47	1.010.654,28
2007	395	54	1.482.350,47
2008	383	59	1.518.781,04
2009	377	58	1.420.591,42
2010	373	59	1.830.890,81
2011	366	62	1.897.200,79
2012	353	63	1.910.268,84
2013	352	65	1.892.196,23
2014	351	67	1.944.371,31
2015	345	62	1.820.182,99

Fonte: THE WORLD BANK, 2016.

Pela análise da Tabela 1, observa-se que uma diminuição significativa do número de companhias listadas na Bovespa durante o ano de 2000 a 2015. O número de companhias listadas em 2015, quando comparado com 2000, aponta para uma redução de 112 empresas. De acordo com Santos (2009), essa queda pode ser explicada pelas inúmeras fusões, incorporações e aquisições de empresas brasileiras por grupos empresariais estrangeiros.

Analisando o valor de mercado do Ibovespa verifica-se um significativo crescimento ao longo do tempo. Em 2000 o valor de mercado que era de 277.956 milhões de reais aumentou mais de seis vezes quando comparado com ao valor de 2015. Isso comprova que, de fato, o mercado de capitais brasileiro vem desenvolvendo ao longo do século XXI.

Embora seja evidente a evolução do mercado acionário brasileiro, este ainda continua sendo relativamente pequeno quando comparado com os mercados de países desenvolvidos e até mesmo de outros países emergentes. O professor José Alexandre Scheinkman *apud* Neto e Félix (2002, p.38) lista alguns fatores históricos que contribuíram para “atrofia” relativa do mercado de capitais brasileiro:

- A baixa taxa de crescimento da economia brasileira pós-meados de 70, que exigia poucos investimentos;
- A existência de formas mais baratas de financiamento das empresas, tais como os recursos subsidiados do Banco Nacional do Desenvolvimento (BNDES) e dos fundos 157;
- O sistema tributário e sua falta de *enforcement*³ pelas autoridades, que incentivam a manutenção de empresas fechadas;
- O alto retorno dos papéis do governo, utilizados para cobrir déficit fiscal, e;
- Uma cultura e legislação que desrespeitavam os acionistas minoritários.

Guerra (2002) ainda aponta como fator prejudicial ao desenvolvimento do mercado acionário brasileiro, o elevado custo de captação de recursos. Segundo o autor, o custo de captação brasileiro é elevado devido à combinação de dois componentes: a taxa de juros e o risco país. As elevadas taxas de juros do país desestimulam as aplicações em renda variável, uma vez que o aumento do custo de capital e do risco país induz os acionistas a exigirem maiores retornos. Nesse cenário, títulos de renda fixa do governo se tornam mais atrativos, uma vez que apresentam baixo risco, pouca volatilidade e remuneração garantida pela alta taxa de juros.

O baixo desenvolvimento do mercado acionário brasileiro, em relação aos países industrializados (desenvolvidos) e emergentes (em desenvolvimento), pode ser comprovado através dos dados presentes na Tabela 2, que mostram as médias de capitalização relativa em quatro períodos (2000 a 2004, 2005 a 2009, 2010 a 2014, e 2015), e o número de empresas listadas em 2015, para mercados de países industrializados e emergentes, e para o Brasil.

³ *Enforcement* representa a capacidade de aplicação das leis. Esse termo está associado ao cumprimento de leis e/ou regras.

A capitalização relativa do mercado acionário de um determinado país representa a capitalização doméstica em dólares, feita pelo mercado de ações interno, dividida pelo PIB do respectivo país em dólares. De acordo com a Tabela 2, em todos os períodos analisados, a média da capitalização relativa do mercado de países desenvolvidos é muito superior à média dos países emergentes, que por sua vez é superior à capitalização do mercado brasileiro. Constata-se também a tendência crescente tanto da média dos países desenvolvidos quanto da média dos emergentes ao longo dos dezesseis anos analisados, enquanto para o caso brasileiro, verifica-se uma queda significativa nos últimos anos.

Tabela 2 – Capitalização relativa entre países industrializados e emergentes, e número de companhias listadas nos mercados de países desenvolvidos e emergentes em 2015.

Grupo	Nome do País	Capitalização Relativa (% PIB)				Companhias Listadas
		2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015	2015
Países Industrializados	Austrália	107,53	123,19	95,94	88,65	1989
	Canada	104,35	118,87	117,21	102,61	3799
	França	80,38	81,95	69,87	86,34	490
	Alemanha	47,70	45,03	42,34	51,01	555
	Hong Kong	378,50	880,91	1081,55	1029,92	1770
	Itália	46,68	39,29	24,72
	Japão	61,56	83,79	71,13	111,68	3504
	Espanha	78,59	92,58	75,95	65,99	3623
	Estados Unidos	127,23	118,40	125,44	138,98	4381
	Média	114,73	176,00	189,35	209,40	2514
Países Emergentes	Brasil	36,82	66,10	48,47	27,20	345
	China	26,90	58,78	50,53	74,00	2827
	Índia	49,44	91,45	72,16	72,59	5835
	Indonésia	19,55	34,95	44,69	40,99	521
	Coreia do Sul	43,99	80,38	91,91	89,36	1948
	Rússia	...	62,30	38,45	28,79	251
	Singapura	148,60	229,90	249,85	218,61	483
	Tailândia	46,35	60,37	88,57	88,27	639
	Turquia	22,79	32,24	31,61	26,31	392
	Média	49,31	79,61	79,58	74,01	1471

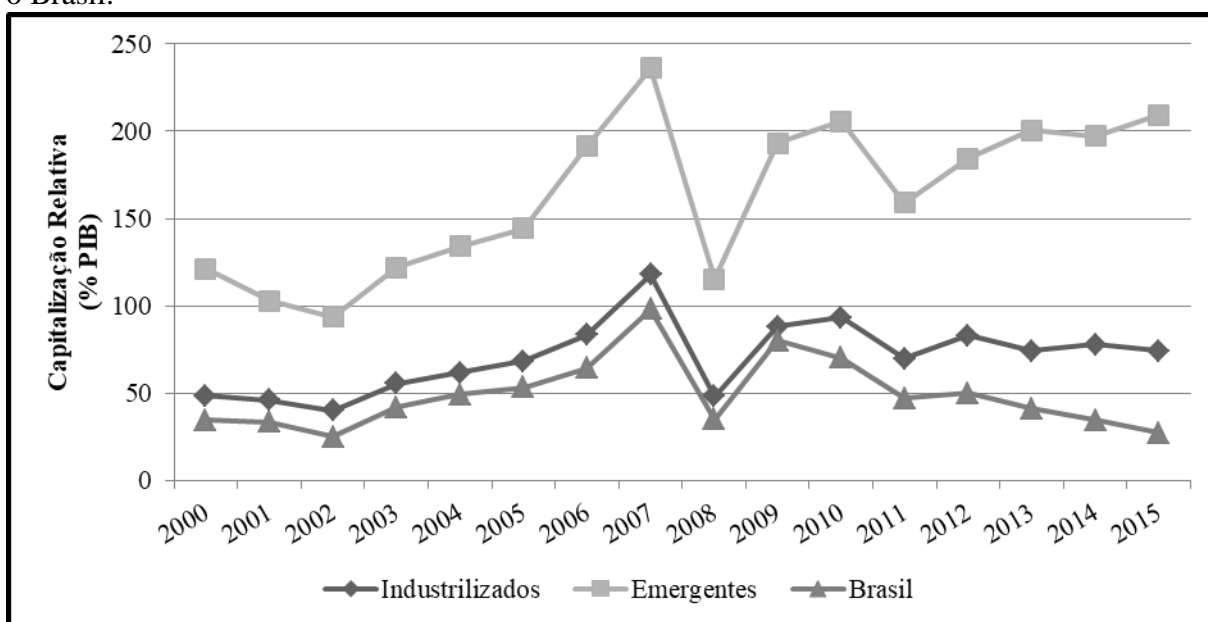
Fonte: THE WORLD BANK, 2016.

Analisando a média de companhias listadas nos mercados de países desenvolvidos e emergentes, no ano de 2015, os dados confirmam a superioridade da média dos países industrializados em relação aos emergentes. O Brasil, por sua vez, apresentou um número muito pequeno de empresas listadas no Bovespa (345), quando comparado à média dos países emergentes (1471). Ao longo de 2015, a elevação do nível de volatilidade do mercado e a

forte depreciação do real frente ao dólar norte-americano afetaram negativamente a Bovespa. Observou-se redução do valor de mercado das companhias listadas, como descrito na tabela 1, e baixo volume de operações de emissões de ações, em especial de aberturas de capital de empresas, fato este que também pode explicar o número reduzido de empresas listadas no mercado brasileiro em 2015.

O Gráfico 1 apresenta a evolução da capitalização relativa entre países emergentes, industrializados e o Brasil, do ano de 2000 a 2015. Analisando o gráfico observa-se que, durante todos os anos analisados, os países industrializados apresentaram taxas de capitalização superiores às taxas dos países emergentes, que por sua vez ficam acima das taxas brasileiras. Percebe-se também uma similaridade no comportamento das três curvas ao longo do tempo.

Gráfico 1 – Evolução da capitalização relativa entre países industrializados, emergentes e para o Brasil.



Fonte: THE WORLD BANK, 2016.

Essa tendência sincronizada da capitalização relativa dos países fica bem evidente no período de 2005 a 2006, onde se verifica uma tendência crescente para todas as curvas. Esse período foi marcado pelo grande crescimento econômico da China, alcançando um pico de 14,2% em 2007. Assim sendo, a economia mundial, movida pelo crescimento chinês, manteve altos índices de crescimento, explicando o aumento da capitalização relativa dos países desenvolvidos, emergentes e do Brasil, durante esse período. No caso brasileiro, segundo Santos (2009), verificou-se estabilidade interna de preços, crescimento do PIB (4,5% em média); crescimento das reservas internacionais (nível recorde de US\$ 200 bilhões de

dólares), estabilidade da relação dívida-PIB, queda do risco país, capitalização relativa de 104, 27% do PIB em 2007, e o Brasil obteve ainda o grau de investimento perante as agências de risco.

No período de 2007 a 2008, o comportamento das curvas permanece sincronizado, porém, a tendência passa a ser decrescente, já que nesse período houve a crise imobiliária norte-americana. A crise instaurou forte instabilidade nos mercados financeiros, acentuada contração nos mercados internacionais de crédito e desaceleração brusca no nível de atividade econômica global. No Brasil, o impacto dessa crise se deu, sobretudo, devido à contração da liquidez internacional, queda nos preços das commodities e desaceleração econômica de importantes clientes da pauta brasileira de exportações. Os principais efeitos sobre a economia brasileira foram: a contração na concessão do crédito, ajuste na taxa de câmbio e significativa redução da confiança empresarial e do consumidor, com conseqüente diminuição dos gastos. Mas foi o processo de desalavancagem e perda do valor dos ativos que acarretou uma queda nos volumes de contratos negociados no segmento BM&F e forte redução da capitalização de mercado no segmento BOVESPA.

Contudo, nos últimos anos, a capitalização relativa do mercado brasileiro vem decrescendo significativamente, indo contra a tendência dos países industrializados e emergentes. Tal queda se deve, em especial, à deterioração do cenário macroeconômico brasileiro, refletida pela redução de indicadores importantes como o PIB, o consumo das famílias, a exportação, dentre outros. Essa contínua e intensa piora da atividade econômica brasileira tem prejudicado a confiança dos investidores no que diz respeito aos retornos de mercado. Desse modo, com suas expectativas deterioradas, os agentes optam por não investir no mercado de capitais brasileiro, ocasionando assim, a redução de sua capitalização relativa. Infelizmente, existem outros diversos fatores que agravam ainda mais essa situação e causam praticamente uma “crise de confiança” no país, dentre eles destacam-se: a instabilidade política do Brasil, o desequilíbrio fiscal e o escândalo de corrupção na Petrobras.

Fica claro, então, pelas análises comparativas, que o mercado acionário brasileiro ainda é muito pouco desenvolvido. As análises demonstram que a Bovespa não só apresenta um número bastante restrito de empresas listadas, como também, uma baixa capitalização relativa, quando comparada à média dos mercados emergentes e industrializados.

1.4. Objetivo Geral

O presente estudo tem como objetivo analisar a relação de curto e longo prazo entre o mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, e algumas das principais variáveis macroeconômicas, sendo estas: taxa de juros, taxa de câmbio, taxa de inflação e risco-país.

1.5. Objetivos Específicos

- Realizar uma análise teórico-empírica da relação entre as variáveis macroeconômicas e o preço dos ativos;
- Examinar a existência de relação causal entre o Ibovespa e as variáveis macroeconômicas;
- Verificar a resposta do Ibovespa a choques nas variáveis macroeconômicas; e,
- Determinar o quanto das oscilações do Ibovespa é explicado pelas variáveis macroeconômicas.

1.6. Estrutura do Trabalho

A presente dissertação está estruturada em cinco capítulos. Nesse primeiro capítulo foi apresentado não só aspectos introdutórios fundamentais de uma pesquisa (tema, justificativa, objetivos), como também, a importância do mercado de capitais para o desenvolvimento da economia, e como se deu sua evolução no Brasil. O segundo capítulo compreenderá a revisão de literatura, onde será feita uma análise teórico-empírica da relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário. Para tanto, inicia-se com a descrição de três importantes modelos de avaliação de ativos: modelos MVP, CAPM e APT. Em seguida, será realizada a análise teórica da relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas relevantes ao presente estudo. Posteriormente, apresentam-se as evidências empíricas que fundamentam tal relação. Ainda, nesse capítulo, serão apresentadas as hipóteses a serem testadas. No terceiro capítulo referente à metodologia, serão apresentados os principais métodos econométricos a serem utilizados para os testes e a obtenção de resultados. No quarto capítulo serão exibidos os resultados encontrados e as considerações sobre os mesmos. Por fim, no quinto capítulo ter-se-ão as conclusões.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Modelos de Avaliação de Ativos

Na literatura de finanças existem duas abordagens opostas para modelos de avaliação de ativos: modelos de equilíbrio geral e modelos de equilíbrio parcial. Os modelos de equilíbrio geral sustentam hipóteses sobre as preferências dos agentes (consumidores, produtores e poupadores) a fim de descrever as estruturas de oferta e demanda intertemporal por bens e, assim, obter a dinâmica de equilíbrio no mercado de ativos. Contudo, a evidência empírica, sugere dificuldade de implementação desta modelagem em razão da excessiva complexidade e da dificuldade de estimação dos parâmetros (DANTHINE e DONALDSON, 2005).

Modelos de equilíbrio parcial, por sua vez, são modelos baseados na procura por evidências empíricas, que priorizam a simplicidade em sua implementação. Esse arcabouço, fundamentado por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) através do modelo de precificação de ativos (CAPM) e estendido por Ross (1976) com os modelos de precificação por arbitragem (APT), introduziu conceitos e intuições muito relevantes para a teoria de finanças que, sem dúvida, contribuirão para a melhor compreensão do presente estudo.

Assim sendo, na presente seção, dar-se-á destaque tanto aos modelos CAPM e APT, como aos modelos de valor presente, também fundamentais no processo de avaliação de ativos.

2.1.1. Modelo de Precificação de Ativos Financeiros – CAPM

O conceito de risco se refere basicamente ao quanto o retorno de um investimento pode variar ao longo de um determinado período. Quanto maior for a variabilidade do retorno, maior será o risco. A classificação fundamental do risco dita que o risco total de um investimento é composto por dois fatores: o risco diversificável (não sistemático) e o risco não diversificável (sistemático).

O risco sistemático é o risco oriundo do sistema econômico, afeta um grande número de ativos e que não pode ser reduzido por diversificação. Enquanto o risco não sistemático é o risco que afeta apenas um ativo ou um subsistema do mesmo, e pode ser minimizado através da diversificação (SIQUEIRA, 2010). Nesse sentido, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), analisando o risco não diversificável, desenvolveram o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), modelo que determina as condições de equilíbrio no mercado de títulos de renda variável e fixa relacionando o retorno esperado de um ativo ao risco sistemático a que o próprio está exposto. Sharpe *et al.* (1995, p. 228) descreve algumas das premissas do CAPM:

- 1) Os investidores avaliam as carteiras analisando os retornos esperados e os desvios-padrão das carteiras no horizonte de um período;
- 2) Os investidores nunca estão satisfeitos, por isso, quando tiverem a possibilidade de escolher entre duas carteiras com desvios padrão idênticos, escolherão aquela com o maior retorno esperado;
- 3) Os investidores são avessos ao risco, por isso, quando tiverem a possibilidade de escolher entre duas carteiras com retornos esperados idênticos, escolherão aquele com o menor desvio padrão;
- 4) Ativos individuais são infinitamente divisíveis, o que significa que um investidor pode comprar uma fração de uma ação, se assim o desejar;
- 5) Existe uma taxa livre de risco em que um investidor pode emprestar (ou seja, investir) ou pedir dinheiro emprestado;
- 6) Os impostos e os custos de transação são irrelevantes;
- 7) Todos os investidores têm o mesmo horizonte de um período;
- 8) A taxa livre de risco é a mesma para todos os investidores;
- 9) A informação é livre e instantaneamente disponível para todos os investidores;
- 10) Os investidores têm expectativas homogêneas, o que significa que eles possuem as mesmas percepções em relação aos retornos esperados, desvios padrão e covariâncias de títulos.

Conforme Pereira (2010), a decisão de investir é baseada na análise de risco-retorno. O risco pode ser interpretado como a variação dos retornos esperados (desvio padrão), enquanto o retorno está associado a probabilidades de ocorrência (valor esperado da riqueza). Em um mercado considerado eficiente, o retorno de mercado é o parâmetro do investidor, e a curva dos retornos estabelece a denominada “fronteira eficiente” onde se estabelecerão as diferentes curvas de utilidade do investidor, a variar conforme o perfil de risco assumido.

Portanto, o modelo de CAPM representa a associação dos riscos não diversificáveis ao retorno de todos os ativos.

É importante mencionar também a grande contribuição de James Tobin à teoria de finanças e ao desenvolvimento do modelo CAPM. Tobin (1958) propôs a adição da chamada taxa livre de risco na formação dos portfólios ótimos de investimento. Desse modo, as carteiras de investimento passam a ser uma combinação de ativos livres de risco com ativos arriscados. A existência na economia de um ativo livre de risco permite traçar uma linha reta no gráfico de risco e retorno, partindo não da origem do gráfico, mas do ponto referente ao retorno do ativo livre de risco, como descrito na Figura (3). Desse modo, o ponto de tangência entre essa linha e a fronteira eficiente de ativos com risco, representa a carteira que, pelo conceito de dominância, seria a preferida pelos investidores ao montar seus portfólios. (SILVEIRA *et al*; 2010)

Conforme Siqueira (2010), o risco não diversificável é mensurado através do coeficiente beta (β), desenvolvido por Sharpe (1964), que determina o grau de movimento do retorno de um ativo em resposta às flutuações no retorno de mercado, ou seja, relaciona a covariância entre os retornos de um ativo específico com a variância dos retornos do mercado. O coeficiente beta de um ativo (β_A) é determinado com base nos retornos históricos do mesmo no mercado, e o coeficiente beta do mercado (β_M) será sempre igual a um.

O beta de um ativo é obtido através do cálculo da razão entre a covariância do retorno da carteira de mercado e o retorno da ação, e a variância do retorno da carteira de mercado, conforme ilustrado na seguinte expressão:

$$\beta_A = \frac{cov(R_A, R_m)}{var(R_m)} \quad (1)$$

Onde β_A é o beta do ativo; $cov(R_A, R_m)$ é a covariância dos retornos da ação A (R_A) e dos retornos da carteira de mercado (R_m), e; $var(R_m)$ é a variância dos retornos da carteira de mercado (R_m).

O beta de uma carteira (β_P), por sua vez, é obtido através da média ponderada de um conjunto de betas β de ativos individuais incluídos em uma carteira. O cálculo do beta passa a ser uma ponderação média de cada ativo:

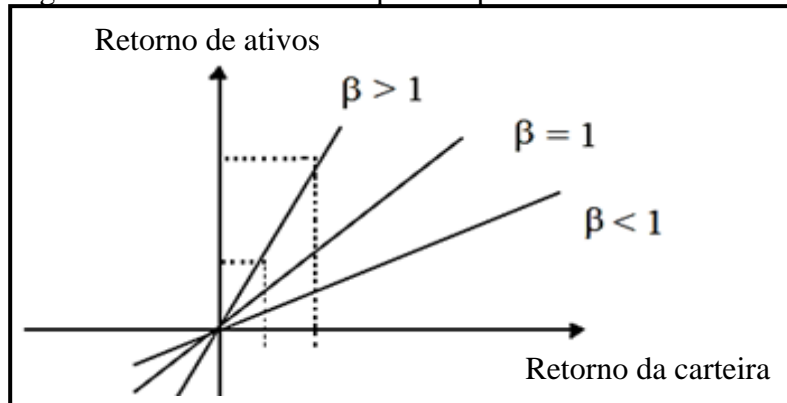
$$\beta_P = (w_1 \cdot \beta_1) + (w_2 \cdot \beta_2) + \dots + (w_n \cdot \beta_n) = \sum_{i=1}^n w_i \cdot \beta_i \quad (2)$$

Onde β_p é o beta da carteira; β_i é o beta do ativo i , e; w_i é a proporção da carteira aplicada no ativo i .

Siqueira (2010, p. 39) descreve quatro interpretações possíveis para os valores de beta, com base no valor do parâmetro de mercado ($\beta_M = 1,0$):

- $\beta > 1$: O risco não diversificável do ativo tem uma variação maior que o risco da carteira de mercado (carteira ou ativo agressivo);
- $\beta = 1$: O ativo tem um risco não diversificável igual ao risco do mercado. Esta ação estará fluando com o mercado (carteira ou ativo moderado);
- $\beta < 1$: O risco não diversificável do ativo tem uma variação menor que o risco da carteira de mercado (carteira ou ativo defensivo);

Figura 1 – Diferentes betas que compõem a carteira de ativos



Fonte: MIRANDA e PAMPLONA, 1997.

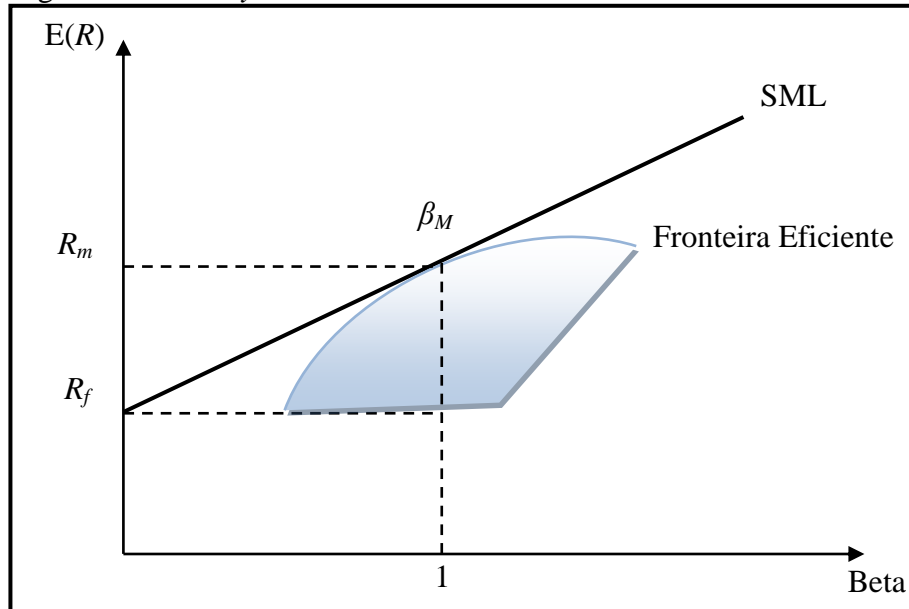
Sendo determinado o risco a partir do beta, torna-se possível, em fim, realizar o cálculo do retorno esperado dos investidores, como demonstra a solução abaixo:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i(R_m - R_f) \quad (3)$$

Onde $E(R_i)$ é a taxa de retorno esperada do ativo i ; R_f é a taxa de retorno livre de risco; R_m é a taxa de retorno da carteira de mercado; β_i é o coeficiente de risco sistemático do ativo i ; $(R_m - R_f)$ é o risco assumido, representado pela diferença entre o retorno esperado da carteira de mercado e a taxa livre de risco, e; $\beta (R_m - R_f)$ é o prêmio pelo risco assumido.

A equação (3) é denominada como “*Security Market Line*” (SML), cujo coeficiente linear e intercepto no eixo das ordenadas é a taxa de retorno livre de risco, e o coeficiente angular é o prêmio de risco⁴. A SML pode ser ilustrada da seguinte maneira:

Figura 2 – *Security Market Line*.



Fonte: O autor, 2017.

Sendo assim, o investidor adaptará sua carteira de ativos de acordo com a sua propensão ao risco, analisando o indicador de risco do ativo (beta).

2.1.2. Modelo de Precificação por Arbitragem – APT

O modelo de precificação por arbitragem, ou simplesmente modelo APT (*Arbitrage Pricing Theory*), atua de forma similar ao modelo anteriormente apresentado, CAPM, tendo em vista que ambos apoiam a existência de uma relação linear entre os retornos dos ativos e determinados fatores da economia. Contudo, no caso do modelo CAPM, o retorno dos ativos se relaciona apenas a um único fator, o retorno de mercado, representado pela taxa de retorno do portfólio de mercado. Em contrapartida, o modelo APT, desenvolvido por Ross (1976), propõe uma expansão dessa relação, em que o retorno de um ativo não deriva apenas do retorno do mercado, mas de outros inúmeros fatores econômicos e financeiros.

⁴ Segundo Brigham (1999), o prêmio de risco sobre o mercado representa um retorno adicional superior à taxa de retorno livre de risco, concedido ao investidor como uma compensação por aceitar um nível médio de risco.

O modelo CAPM se fundamenta no princípio da “Dominância” para as relações de equilíbrio de preços, isto é, para carteiras com o mesmo patamar de risco, será escolhido a que oferecer o maior retorno, enquanto para carteiras com o mesmo nível de retorno, será selecionada a que oferecer menor risco. O modelo APT, por sua vez, se baseia no princípio de “Arbitragem”, onde investidores se aproveitam de “erros de precificação” para obter lucros econômicos livres de risco. Uma oportunidade de arbitragem surge quando um investidor constrói uma carteira com zero de investimento que irá render um lucro certo. Supondo que um mesmo ativo tenha preços distintos em mercados diferentes, o investidor irá vender “a descoberto” esse ativo no mercado em que está mais valorizado, e utilizará os rendimentos para compra-lo no mercado em que está mais desvalorizado, obtendo lucro certo com investimento zero (LENCIONE, 2005).

Bruni (1998, p. 64) lista as principais premissas do modelo APT, resumidas por Ross (1976, 1977), Roll e Ross (1980), Huberman (1982) e Santos *et al.* (1994):

- A relação de precificação dos ativos é linearmente definida por k fatores e isenta de quaisquer suposições acerca da teoria da utilidade;
- Os agentes econômicos são avessos ao risco;
- As expectativas individuais são homogêneas;
- Os mercados financeiros são perfeitamente competitivos e diversificados;
- O processo de geração das taxas de retornos dos ativos não está restrito apenas a um único período;
- Não existe, de acordo com o modelo APT, a exigência de que a carteira de mercado assuma papel central no processo de avaliação do ativo.

Lencione (2005) expõe as principais equações do modelo de precificação por arbitragem, as quais são descritas a seguir. Seja o modelo APT de apenas um fator, o retorno de um ativo pode ser expresso da seguinte maneira:

$$r_i = E(r_i) + \beta_i F + \varepsilon_i \quad (4)$$

Onde $E(r_i)$ representa o retorno esperado do ativo i ; β_i é a sensibilidade dos retornos do ativo i ao fator; F é a variação do fator; e, ε_i é o erro aleatório do ativo i .

Uma carteira (p) construída com n ações, com pesos w_i , tal que $\sum_{i=1}^n w_i = 1$, o retorno dessa carteira de ativos pode ser determinada conforme a equação (5).

$$r_p = E(r_p) + \beta_p F + \varepsilon_p \quad (5)$$

- $\beta_p = \sum_{i=1}^n w_i \beta_i$
- $\varepsilon_p = \sum_{i=1}^n w_i \varepsilon_i$

Onde r_p é o retorno da carteira com n ações; $E(r_p)$ é o retorno esperado da carteira; β_p é a sensibilidade da carteira ao fator F ; β_i é a sensibilidade de cada ação i ao fator F ; ε_p é o erro aleatório da carteira p ; e, ε_i é o erro aleatório de cada ativo i que compõe a carteira p .

De acordo com Miranda e Pamplona (1997), à medida que o número de ativos de um portfólio aumenta, o risco não sistemático tende a desaparecer devido, obviamente, à diversificação da carteira. Destarte, ao combinar uma carteira diversificada com um ativo livre de risco, tem-se:

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(r_m - r_f) \quad (6)$$

Fica evidente que a equação do modelo APT, para um único fator F (retorno da carteira teórica de mercado), é idêntica à SML do modelo CAPM. Contudo, a modelagem multifatorial do APT que possibilita utilizar o retorno de qualquer portfólio diversificado, representa melhor a realidade.

Considerando o modelo APT com k fatores, tem-se:

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{ik}F_k + \varepsilon_i \quad (7)$$

Onde β_{ik} é a sensibilidade dos retornos do ativo i ao fator k e, F_k é a variação do fator k .

O retorno esperado de uma carteira de ativos com k fatores, deverá ser:

$$E(r_p) = r_f + \beta_{p1}[E(r_1) - r_f] + \beta_{p2}[E(r_2) - r_f] + \dots + \beta_{pk}[E(r_k) - r_f] \quad (8)$$

Onde $E(r_p)$ é o retorno esperado da carteira de ativos; $E(r_i)$ é o retorno esperado da carteira de ativos considerando o fator i ($i = 1, 2, \dots, k$), r_f representa a taxa livre de risco; $[E(r_i) - r_f]$ é o prêmio de risco correspondente ao fator i ($i = 1, 2, \dots, k$) e, β_{pk} é a sensibilidade da carteira ao fator k .

A expressão fundamental do modelo APT, equação 17, denota que se, por exemplo, o fator 1 representasse a taxa de câmbio e o fator 2 representasse a taxa de juros, conseqüentemente os coeficientes β_{P1} e β_{P2} seriam, respectivamente, as medidas de sensibilidade da carteira de ativos em relação a estes fatores. O modelo APT determina o retorno que compensará realizar o investimento para um determinado nível de risco (BODIE *et al.*; 2001).

2.1.3. Modelo de Valor Presente – MVP

O comportamento dos preços das ações pode ser obtido também por meio do valor presente esperado dos fluxos de caixa da ação, em um determinado período de tempo. O fluxo de caixa é trazido a valor presente através de uma taxa de desconto constante ou variante ao longo do tempo. Assim sendo, Gitman (1997) descreve o modelo da seguinte maneira:

$$V_0 = \frac{FC_1}{(1+r)^1} + \frac{FC_2}{(1+r)^1} + \frac{FC_3}{(1+r)^1} + \dots + \frac{FC_n}{(1+r)^n} \quad (9)$$

Onde V_0 é o valor presente do ativo; FC_n é o fluxo de caixa esperado no período n ; r é a taxa de desconto; e, n é o período de tempo relevante.

O modelo de valor presente (MVP) ou modelo de fluxo de caixa descontado, desenvolvido por Campbell & Shiller (1987), está entre os arcabouços teóricos mais utilizados pela literatura financeira. O MVP de Campbell & Shiller (1987), parte da hipótese restritiva de que o retorno esperado de uma ação é uma constante R .

$$E_t[R_{t+1}] = R \quad (10)$$

A definição do retorno de uma ação mantida entre o período t e $t + 1$ é dada por:

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1 \quad (11)$$

Onde P_t é o preço da ação no final do período t e, D_{t+1} é o dividendo pago no final do período $t + 1$.

Aplicando a esperança matemática em ambos os lados da equação (11), e substituindo-a em (10), obtém-se a relação entre os preços do período corrente e do próximo período mais os dividendos:

$$P_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1+R} \right] \quad (12)$$

Utilizando a Lei de Expectativas Iteradas é resolvida a equação de diferenças em expectativas racionais recursivamente para k períodos à frente, obtendo-se:

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^k \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] + E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^k P_{t+k} \right] \quad (13)$$

Assumindo que o segundo termo de (13) se aproxima de zero à medida que k tende ao infinito, é excluída a possibilidade de uma “bolha racional” (WEST, 1988).

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^k P_{t+k} \right] = 0 \quad (14)$$

Obtém-se, então, a relação entre o preço da ação e o valor presente esperado dos dividendos futuros, descontados a uma taxa constante.

$$P_t = E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i D_{t+i} \right] \quad (15)$$

Se as séries de preços e dividendos fossem estacionárias, já seria possível testar o MVP utilizando a equação (15). No entanto, como observado por Campbell e Shiller (1987), tanto os preços das ações quanto os dividendos seguem um processo linear (ou log-linear) com raiz unitária. Desse modo, a equação (15) acaba por relacionar dois processos não estacionários, impossibilitando a aplicação da teoria de séries temporais que exige a estacionariedade das séries.

Todavia, Campbell e Shiller (1987) demonstram que apesar dos preços e dividendos serem séries não estacionárias, existe uma combinação linear dessas duas séries que não possui raiz unitária. Do ponto de vista econométrico isso implica na cointegração entre preços e dividendos.

A relação entre series estacionárias pode ser obtida subtraindo um múltiplo do dividendo em ambos os lados da equação (15):

$$P_t - \frac{D_t}{R} = \left(\frac{1}{R}\right) E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R}\right)^i \Delta D_{t+1+i} \right] \quad (16)$$

Ou,

$$S_t \equiv P_t - \theta D_t = \theta E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \Delta D_{t+1+i} \right] \quad (17)$$

- $\theta = \left(\frac{1}{R}\right)$
- $\delta = \left(\frac{1}{1+R}\right)$

Onde θ e δ representam a taxa de desconto utilizada para calcular o valor presente. Assim sendo, esta é a equação básica a ser aplicada aos dados e testada.

2.2. O Mercado Acionário e as Variáveis Macroeconômicas: Evidência Teórica

A relação entre os preços dos ativos financeiros e as variáveis macroeconômicas tem adquirido grande relevância a partir das décadas de 70 e 80, a qual teve como sua causa principal a flexibilidade do câmbio e a instabilidade econômica na economia mundial em detrimento dos choques do petróleo durante a década de 70 e das crises da dívida. Portanto, diversos pesquisadores teóricos e/ou empíricos concentraram seus estudos na inter-relação entre variáveis econômicas e financeiras. Por esse motivo, destaca-se, na presente seção, a relação entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas (relevantes à pesquisa), a partir de uma revisão teórica da literatura. Posteriormente, na seção 2.3, será feita a revisão empírica desta relação.

2.2.1. O Mercado Acionário e a Taxa de Juros

Conceitualmente a taxa de juros representa o valor da remuneração do capital acordado entre o credor e o tomador em uma determinada operação financeira. Ngugi e Kabubo (1998) argumentam que o papel principal da taxa de juros é auxiliar na mobilização de recursos financeiros e assegurar a utilização eficiente dos mesmos na promoção do crescimento e desenvolvimento econômico.

A análise teórica da relação entre os preços dos ativos no mercado de ações e a taxa de juros pode ser feita através dos modelos de valor presente. Considerando a taxa de juros como a taxa de desconto dos fluxos de caixa futuro esperados, ou seja, o denominador da equação (1), espera-se uma relação inversa, ou negativa, entre a taxa de juros e os preços das ações. Glat (1975) argumenta que, pelo enfoque fundamentalista, as expectativas de lucros futuros (fluxo de caixa esperado) e a taxa pela qual os lucros são descontados (taxa de juros), presentes na equação (1), são as variáveis mais importantes na formação de preços das ações, de modo que quanto maior for a taxa de desconto aplicada aos lucros futuros esperados, menores serão os preços das ações.

Diversos autores como, Darrat e Mukherjee (1986) e Achsani e Strohe (2002), corroboram com essa hipótese de que a relação entre retornos acionários e as taxas de juros, tanto de curto como de longo prazo são negativas, visto que um incremento nas taxas implica em um aumento na taxa de desconto e, conseqüentemente uma redução no preço das ações. Geske e Roll (1983) e Blanchard (1990), por sua vez, sugerem que o preço das ações reage inversamente às variações da taxa de juros básica de uma economia, já que essa última representa o custo de oportunidade das aplicações acionárias. Assim, quanto maior for a taxa de juros maior será o custo de oportunidade de se manter moeda para especular no mercado de ações.

Do ponto de vista keynesiano, taxas de juros mais elevadas retraem o consumo, sinalizando para um futuro de baixa rentabilidade empresarial. Prevendo a queda dos lucros, os investidores do mercado tendem a vender parte de suas ações e migrar para outros mercados mais líquidos e menos arriscados, como, por exemplo, o mercado de depósitos bancários e os fundos de renda fixa, muitas vezes desvinculados do mercado acionário e geralmente com remuneração atrelada aos títulos públicos federais, ou seja, remunerados à taxa básica de juros da economia (ELTON *et al.*, 2012).

Mishkin (2000) ainda explica que há uma relação direta entre a taxa de juros e o nível de investimento planejado. As empresas optam por investir quando o custo de financiar o investimento é inferior às expectativas de ganhos. Taxas de juros elevadas reduzem as oportunidades de investimentos em capital físico, enquanto taxas de juros mais baixas, incentivam o aumento das oportunidades de investimento em capital físico cujos rendimentos serão superiores aos gastos com os fundos emprestados. Portanto, quando as taxas de juros são baixas os preços dos ativos tendem a ser maiores, já que as oportunidades de investimentos lucrativos aumentam.

No entanto, segundo Keynes (1990), como o aumento da taxa de juros eleva o custo de capital do investimento (encarecimento do crédito para investimentos diretos), a bolsa de valores poderia surgir como uma alternativa às incertezas que permeiam os novos investimentos produtivos. Considerando a bolsa como um fluxo alternativo para a liquidez que se desvia dos empreendimentos, é possível inferir que em determinados contextos/conjunturas/estruturas torna-se plausível verificar um aumento do preço de algumas ações. Outros autores como, Schor *et al.* (2002), igualmente defendem a hipótese de que, em um contexto de elevada taxa de juros, empresas podem utilizar aplicações financeiras como uma fonte de lucro, proporcionando um maior retorno das suas ações, por isso, teoricamente, o efeito da taxa de juros sobre o preço das ações pode ser considerado um tanto incerto.

No Brasil, o Comitê de Política Monetária (Copom) é a instituição responsável por definir a taxa básica de juros da economia e estabelecer critérios para a política monetária no Brasil. A taxa básica de juros da economia brasileira é denominada taxa Selic.

2.2.2. O Mercado Acionário e a Taxa de Câmbio

A taxa de câmbio, por definição, expressa a relação entre duas unidades monetárias distintas. Sua utilização possibilita principalmente a realização de transações internacionais. Uma elevação (diminuição) da taxa de câmbio representa uma desvalorização (valorização) da moeda doméstica em relação à moeda estrangeira. Conforme Benita e Lauterbach (2004), a volatilidade da taxa de câmbio tem custos econômicos reais que afetam o equilíbrio dos preços, a rentabilidade das empresas e a estabilidade de um país.

De acordo com Ooi *et al.* (2009), as análises teóricas relacionadas à existência de causalidade entre as taxas de câmbio e os preços das ações, têm sido realizadas através das abordagens tradicional e de portfólio. A abordagem tradicional engloba basicamente dois enfoques, não excludentes, que buscam nos fundamentos macroeconômicos os determinantes da taxa de câmbio. Sob esta abordagem, toda informação relevante para a taxa de câmbio é informação pública relacionada à realização corrente e à expectativa da realização futura dos indicadores macroeconômicos, oriunda do mercado de valores mobiliários (fluxos de capitais e ativos) ou do mercado de bens (fluxos de bens e serviços).

Pelo enfoque do mercado de ativos, além de representar a taxa de conversão entre duas moedas, a taxa de câmbio também pode ser vista como um ativo transacionado nos mercados financeiros internacionais. Consequentemente, sua determinação estaria diretamente relacionada às oportunidades de investimento que os agentes de um país têm no outro país. Logo, por este enfoque, cabe aos fluxos financeiros o papel primordial para a determinação da taxa de câmbio nominal. Pelo enfoque do mercado de bens as variáveis determinantes da oferta e da demanda de moeda estrangeira viriam principalmente dos saldos de transações correntes, isto é, do saldo das exportações e importações e do fluxo de serviços entre os países. Como as exportações geram oferta de moeda estrangeira e as importações geram demanda, países que apresentam superávits comerciais, verificariam um aumento na quantidade de moeda estrangeira ofertada internamente, ocasionando uma desvalorização em sua moeda, isto é, uma apreciação de sua taxa de câmbio. Movimentos inversos ocorreriam numa economia com déficit comercial. Ou seja, se as oscilações da taxa de câmbio apresentam uma relação direta com a atividade econômica interna e com as oportunidades de investimento, então, pela abordagem tradicional, a taxa de câmbio teria uma associação positiva com o mercado de ações (FERNANDES, 2008).

A abordagem de portfólio, por sua vez, acrescenta ao ponto de vista tradicional, segundo o qual a conta corrente desempenha papel importante nos movimentos da taxa de câmbio, a noção de que o fluxo de capital tende a influenciar a variabilidade das taxas de câmbio no curto prazo. O fluxo de capital implica no ajuste do estoque de portfólio dos diferentes agentes, de tal modo que se pode concluir que a taxa de câmbio é determinada também por um mercado de ativos (ZINI JUNIOR, 1986).

Segundo Stavàrek (2005) e Krueger (1983), de forma direta, um aumento dos preços das ações domésticas estimula os investidores a comprarem mais ativos domésticos, vendendo simultaneamente ativos estrangeiros para obter moeda doméstica para a realização de compra de novas ações no mercado nacional. Esta mudança causa apreciação da moeda doméstica, isto é, redução da taxa de câmbio. De forma indireta, um aumento (queda) nos preços das ações leva a uma apreciação (depreciação) cambial devido ao aumento na demanda (oferta) de moeda local. Em outras palavras, um aumento exógeno dos preços das ações domésticas gera um aumento na riqueza doméstica, induzindo os investidores a aumentarem a demanda por moeda doméstica, o que leva a um aumento da taxa de juros interna. Taxas de juros mais elevadas atraem fluxos de capital estrangeiro, e se inicia um aumento de demanda por moeda doméstica por parte dos investidores estrangeiros, o que leva a uma apreciação da moeda doméstica (redução da taxa de câmbio), evidenciando assim, a relação negativa entre a taxa de câmbio e o mercado acionário.

2.2.3. O Mercado Acionário e a Taxa de Inflação

A inflação pode ser definida como um processo de aumento contínuo e generalizado nos níveis de preços. A inflação não é um fato isolado e esporádico, é um processo que envolve aumentos persistentes e generalizados de preços.

A literatura financeira sobre a relação teórica entre a inflação e o mercado acionário apresenta diversas explicações quanto ao efeito da inflação sobre o índice acionário. A teoria macroeconômica tradicional, presumindo superneutralidade monetária⁵, sugere que o valor real de investimentos acionários não deveria ser afetado por mudanças na taxa de inflação. De acordo com Fisher (1930) a taxa de juros real esperada é determinada por fatores reais como a produtividade do capital e a preferência dos consumidores, sendo independente da taxa de inflação esperada. Logo, ativos reais deveriam ser um *hedge* eficiente contra variações nos agregados monetários nominais. Segundo Siklos (1998), como a posse de ações representa um fluxo de renda futura de ativos reais, então, pela lógica, os mesmos devem fornecer proteção

⁵ Diz-se que a moeda é superneutra quando mudanças na taxa de crescimento da oferta monetária não exercem efeito algum sobre o produto. A hipótese da superneutralidade da moeda afirma que a atividade econômica é independente do crescimento monetário.

contra inflação futura, e conseqüentemente, espera-se que os retornos das ações e as taxas de inflação sejam positivamente correlacionados.

Entretanto, com exceção à evidência apresentada por Boudoukh e Richardson (1993), uma considerável parte da evidência empírica disponível revela de forma consistente uma relação negativa entre os retornos acionários, nominais ou reais, e a inflação, *ex ante* ou *ex post*. Segundo Caldas (2011), a relação entre inflação e as ações ordinárias foi investigada empiricamente pela primeira vez por Jaffe e Mandelker (1976), Bodie (1976) e Nelson (1976), e mesmo que tenham utilizado metodologias diferentes, todos concluíram que existia uma relação significativa e negativa entre as *proxies* de inflação e retornos acionários. Posteriormente, Fama e Schwert (1977) investigaram o efeito da inflação sobre diversos ativos, e obterão a mesma conclusão dos outros estudos, de que as ações ordinárias não são um bom método de *hedge* contra a inflação, tanto esperada, quanto não-esperada.

Desde então, houve uma grande expansão da literatura empírica sobre a Hipótese de Fisher, sendo que os primeiros trabalhos visavam principalmente à documentação e descrição da natureza da associação entre o retorno acionário e a inflação, e não em sugerir qualquer explicação para os resultados encontrados contrários à hipótese. Desse modo, inúmeras teorias alternativas à Hipótese de Fisher emergiram na literatura, como é o caso da hipótese de “*proxy effect*”, desenvolvida por Fama (1981), onde sugere que a relação negativa entre os retornos das ações e a inflação são uma *proxy* da relação negativa entre inflação e o nível de atividade econômica (produção industrial ou PIB real). A inflação corrente mais elevada está associada às expectativas de uma produção futura inferior, cujo impacto é captado negativamente pelos retornos presentes das ações, produzindo assim uma correlação negativa da inflação em valores reais.

Fama (1981) hipotetizou que a relação anômala observada entre o retorno acionário real e a inflação nos Estados Unidos é consequência de uma relação “espúria”: a relação negativa entre retorno acionário e inflação é induzida por uma correlação positiva entre retorno acionário e atividade real, e uma correlação negativa entre inflação e atividade real – a *Proxy Hypothesis*. O argumento se apóia na demanda por dinheiro de agentes racionais que percebem uma queda na atividade econômica e reduzem a demanda por encaixes monetários... causando um excesso de estoque monetário e, assim, inflação (CALDAS, 2011, p.5).

Uma vez que Fama (1981) propôs a visão de que a correlação negativa entre o retorno das ações e a inflação existe devido a uma conexão subjacente entre inflação e atividade econômica agregada, muitos estudos têm procurado testar essa hipótese, bem como encontrar por novas explicações, como por exemplo: o papel do Banco Central, a volatilidade da inflação, o sistema tributário, dentre outras.

Benderly e Zwick (1985), v. g., concordam que o retorno acionário e a inflação são negativamente correlacionados, no entanto, argumentam que o efeito da *proxy* de Fama (1981) é unidirecional, indo da inflação para a produção, e não vice-versa, via um efeito de equilíbrio real⁶ que tenha um impacto retardado na economia. Geske e Roll (1983), por sua vez, ampliaram a hipótese de *proxy effect* envolvendo o setor governamental e suas políticas monetária e fiscal. Os autores explicam a relação inversa entre inflação e produção argumentando que o *Federal Reserve* tende a monetizar mais dívida pública quanto maior for o déficit orçamental do governo. O aumento subsequente do nível de preços é antecipado por agentes que ajustarão os preços de acordo com um esquema adaptativo de expectativas de inflação.

Dentre outros inúmeros estudos defensores da relação inversa entre os preços dos ativos e as taxas de inflação, é importante destacar o trabalho de Feldstein (1980). O autor sugere que para compreender essa relação, inicialmente, é essencial distinguir dois efeitos: o efeito de uma taxa de inflação elevada, porém constante, e o efeito de um aumento na taxa de inflação esperada para o futuro. Quando a taxa de inflação é alta e estacionária (taxa de inflação de equilíbrio), os preços das ações crescem proporcionalmente ao nível de preços, mantendo constante a razão entre os preços das ações e os ganhos em termos reais. Por outro lado, um aumento na taxa de inflação esperada para o futuro causa uma queda na razão entre os preços das ações e os ganhos, já que um aumento da inflação esperada eleva a taxa efetiva do imposto de renda corporativo.

Conforme Lopes e Rossetti (2002), a inflação pode ter um efeito tanto positivo quanto negativo sobre o mercado acionário. Os autores apontam dois tipos de inflação: a inflação acentuada e a inflação moderada. A inflação acentuada é prejudicial à ordem econômica, pois leva ao desinteresse em investimentos em atividades produtivas, canalizando recursos financeiros para as atividades de especulação. Por outro lado, a taxa de inflação moderada pode conciliar-se com taxas de crescimento econômico, em economias ainda não desenvolvidas. Conclui-se então que taxa de inflação acentuada, por ser nociva ao crescimento econômico, é negativamente relacionada com o mercado de ações, enquanto a taxa de inflação moderada, por ser benéfica ao crescimento econômico, está positivamente relacionada como o mercado acionário.

⁶ O efeito do equilíbrio real indica a razão pela qual as despesas agregadas estão inversamente relacionadas com o nível de preços. Quando o nível de preços muda, o efeito do equilíbrio real é ativado, o que resulta em uma mudança nos gastos agregados da economia. O efeito do equilíbrio real funciona da seguinte maneira: um nível de preços mais elevado diminui o poder de compra da moeda, resultando em uma diminuição nas despesas de consumo, despesas de investimento, compras governamentais e exportações líquidas, enquanto um nível de preços mais baixo tem o efeito oposto.

A economia brasileira possui diversos indicadores de inflação, como: o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), o Índice de Preços por Atacado do Mercado (IPA-M), o Índice de Preços ao Consumidor - Mercado (IPC-M), o Índice Nacional de Custo da Construção (INCC-M), o Índice Geral de Preços no Mercado (IGP-M), dentre outros. Certos indicadores medem a evolução dos preços no nível do consumidor, outros medem o comportamento dos preços no atacado. O período de coleta varia, bem como a região de cobertura do indicador e a abrangência, em termos de orçamento familiar.

2.2.4. O Mercado Acionário e o Risco-País

Nos últimos anos, o risco-país tem ganhado destaque nas operações diárias dos mercados, principalmente em países emergentes como o Brasil, devido a sua importância na determinação da solvência de um emissor soberano.

O termo risco-país foi criado em 1992, pelo banco norte-americano J.P. Morgan Chase, para auxiliar seus clientes na tomada de decisão de investir, ou não, capital em determinado país. Segundo Canuto (2002), o significado mais aceito de risco-país se refere à exposição a perdas em uma operação internacional de crédito, ocorridas em determinado país por eventos que estejam, pelo menos em algum grau, sob o controle de seu governo e fora do alcance do agente privado envolvido. Portanto, fica evidente que o conceito de risco-país é muito mais abrangente que o de “risco-soberano”, o qual diz respeito aos riscos associados a empréstimos ao governo de um país soberano. O risco-país representa a avaliação da disposição de um determinado governo de pagar seus compromissos, assim como de outros fatores que possam causar perdas, como, por exemplo, a possibilidade de situações de inconvertibilidade cambial ou de estabelecimento de restrições a transferências ao exterior pelo governo, de modo que, não por acaso, o risco-país possui alguns determinantes em comum com o “risco cambial” (volatilidade na taxa de câmbio).

Em suma, o risco-país analisa o grau de instabilidade econômica, política e financeira de um país, refletindo a possibilidade de *default* (inadimplência) do mesmo em relação a seus papéis. Em um modelo de dois períodos da economia, o *default* existe sempre que o devedor fornece uma quantidade de recursos para o credor que é inferior ao montante fixo que ele está comprometido a pagar. Já em modelos multiperíodo, um *default* ocorre sempre que o credor declara formalmente que o devedor violou uma determinada condição do empréstimo. Um

empréstimo pode ser declarado como *default* quando um devedor se recusa, ou é incapaz, de paga-lo (EATON *et al.* 1986).

De acordo com Gimenes e Famá (2003), para o investidor, o risco-país sinaliza a capacidade que um país tem de honrar seus compromissos financeiros, ou seja, quanto maior for valor do indicador, maior será a probabilidade do país vir a dar um calote na dívida. Logo, a imagem do desempenho creditício soberano no exterior pode ser alterada tanto de maneira positiva quanto negativa pelo risco-país. Nesse sentido, investidores internacionais, em determinadas situações, tomam suas decisões sobre investimento direto e indireto, de curto ou longo prazo, com base no risco-país, podendo assim, afetar o mercado de capitais. Segundo os autores, um *spread* elevado do índice de risco-país gera um aumento no nível de desconfiança dos investidores que optam por não investir no país. A menor captação de recursos prejudica o desempenho do mercado, evidenciando assim, uma relação negativa entre o risco-país e o mercado acionário.

O investimento, ou mais especificamente, a propensão a investir é um dos destaques no estudo de Cosset e Roy (1991). Os autores explicam que a propensão a investir captura as perspectivas de crescimento futuro de um país. Quanto maior for a propensão a investir, maior será o crescimento futuro. Nesse sentido, o incentivo ao *default* se torna uma função decrescente da propensão a investir, uma vez que o custo de *default* aumenta à medida que produção futura cresce. Em outras palavras, utilizando uma *proxy* de crescimento futuro, os autores demonstram que a relação entre o nível de investimento de um país (propensão a investir) e o risco-país (incentivo ao *default*) é negativa. Como os níveis de investimento possuem uma relação causal direta com o mercado de capitais (NETO e FÉLIX, 2002), pode-se concluir que a relação entre o risco-país e o mercado acionário também é negativa.

O risco-país é obtido através do índice EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*), calculado pelo Banco J.P. Morgan Chase, que mede o retorno de instrumentos da dívida externa de mercados emergentes ativamente negociados. A cada cem pontos expressos pelo índice de risco-país indicam que os títulos de determinado país pagam uma sobretaxa de 1% sobre os papéis norte-americanos. Ou seja, se o risco é anunciado em 1.500 pontos básicos, significa que, na média, a rentabilidade dos títulos internacionais de determinado país no mercado secundário é de 15% acima dos títulos equivalentes emitidos pelo Tesouro Americano.

No Brasil, diz-se risco-Brasil, conceito que busca expressar de forma objetiva o risco de crédito a que investidores estrangeiros estão submetidos ao investirem no Brasil. Em outras palavras, o risco-Brasil mede a exposição à perda em operações de crédito internacional

derivadas de uma ação do governo, independente da vontade das partes envolvidas (empresa e investidor). No mercado, os indicadores diários mais utilizados para essa finalidade são o EMBI+Br (*Emerging Markets Bond Index Plus Brazil*) e o CDS (*Credit Default Swap*) do Brasil (Banco Central do Brasil, 2016).

2.3. O Mercado Acionário e as Variáveis Macroeconômicas: Evidência Empírica

A influência das variáveis macroeconômicas sobre o movimento dos preços das ações já é uma teoria amplamente aceita pela comunidade científica. Diversos estudos foram capazes de evidenciar empiricamente a relação entre as variáveis macroeconômicas mais relevantes da economia e os retornos acionários.

Chen *et al.* (1986), através da aproximação do modelo APT, analisaram a influência de quatro variáveis macroeconômicas – inflação, produto, risco de crédito e estrutura a termo da taxa de juros – sobre o mercado acionário, e comprovaram que, de fato, as variáveis possuem efeito sobre os preços das ações. De acordo com os autores, as variáveis macroeconômicas representam fatores de risco para o mercado de ações, pois afetam a capacidade das empresas de gerarem fluxos de caixa e pagamentos futuros de dividendos, na taxa de desconto.

No entanto, Kwon e Shin (1999) sugerem que, apesar das variações nos preços dos ativos no mercado coreano serem cointegradas com um conjunto de variáveis macroeconômicas, o índice de mercado não é um bom indicador das variáveis econômicas, o que é inconsistente com os resultados obtidos por Fama (1991) de que o mercado acionário sinaliza a mudança de sinal apresentada pelo nível de atividades reais.

Darrat e Mukherjee (1986), utilizando o teste de causalidade de Granger, para o mercado indiano, entre 1948 a 1984, analisaram a relação causal entre os retornos dos ativos e as variáveis macroeconômicas: taxa de juros de curto e de longo prazo, taxas de inflação, oferta monetária e uma *proxy* da demanda agregada. Os resultados encontrados indicam que a taxa de juros de longo prazo impacta negativamente sobre os retornos dos ativos, sugerindo que os agentes do mercado indiano consideram os títulos de longo prazo e as ações ordinárias como bons substitutos. Outro resultado importante indica que a inflação gera um efeito negativo sobre os retornos acionários, indo contra a hipótese de Fisher, na qual o mercado de ações é um bom *hedge* contra inflação.

A relação inversa entre a inflação e os retornos acionários também é verificada no trabalho de Geske e Roll (1983). Os autores demonstraram que tanto a inflação esperada quanto a inflação inesperada são negativamente relacionadas ao mercado de ações norte-americano. Segundo os autores, os retornos do mercado sinalizam uma cadeia de eventos que resulta em uma maior taxa de expansão monetária. Os resultados de Geske e Roll (1983) são consistentes com a hipótese de Fama (1981) de que a relação negativa entre os retornos dos ativos e a inflação não é uma relação causal, mas sim uma *proxy* da relação positiva entre os retornos dos ativos e as variáveis reais.

Os resultados encontrados por Lee (1992), igualmente, se mostram compatíveis à hipótese de Fama (1981). Utilizando o modelo VAR, o autor investigou as relações causais entre os retornos das ações, a taxa de juros e a atividade real, assim como, a validade do modelo que explica a relação negativa entre retornos e inflação, para a economia norte-americana no período pós-guerra. Os resultados comprovam que a inflação está negativamente relacionada aos retornos dos ativos, e não há causalidade entre o crescimento da oferta monetária e os retornos acionários, ou seja, não há relação causal entre a inflação e retornos dos ativos. Najand e Noronha (1998) investigaram essa mesma relação causal para a economia japonesa, no entanto, os resultados obtidos contrastam com os de Lee (1992), indicando que a inflação causa, no sentido de Granger, variações negativas no retorno acionário.

Como mencionado na seção (2.2.3), grande parte das evidências empíricas sugere que a relação entre a inflação e os retornos acionários é negativa. Contudo, Boudoukh e Richardson (1993), utilizando um período de amostragem de quase dois séculos (1802-1990), provaram que os retornos nominais das ações estão positivamente relacionados à inflação real e esperada para longos horizontes, indo de acordo com a hipótese fisheriana de que o mercado acionário pode representar um *hedge* contra inflação. A relação positiva entre o preço das ações e a inflação também é verificada no estudo de Goswami e Jung (1997) que investiga os efeitos dos fatores econômicos no mercado de ações da Coreia, utilizando o modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC). Os resultados dos testes demonstraram ainda que o preço das ações tem relação positiva com a taxa de juros de curto prazo, e relação negativa com a taxa de juros de longo prazo.

Jefferis e Okeahalam (2000), em seu estudo, examinaram o impacto de fatores econômicos, nacionais e estrangeiros, sobre os retornos reais do mercado de ações para três bolsas de valores da África austral (África do Sul, Zimbábue e Botswana), utilizando o método de cointegração e o mecanismo de correção de erros. Os resultados obtidos indicam

que os preços reais das ações são positivamente relacionados à taxa de câmbio real. Os autores explicam que a depreciação cambial (aumento da taxa de câmbio) incentiva a lucratividade dos produtores domésticos em relação aos competidores estrangeiros, e como resultado, a taxa de câmbio teria uma influência positiva sobre os seus lucros e conseqüentemente sobre os preços de suas ações. Os resultados obtidos por Chow, Lee e Solt (1997) ainda revelam que os títulos estão positivamente expostos a mudanças cambiais em qualquer horizonte temporal, enquanto as ações são positivamente expostas apenas para horizontes mais longos de tempo.

A relação causal entre taxa de câmbio e os retornos acionários, é destaque nos trabalhos de Ajayi *et al.* (1998). Utilizando o teste de causalidade de Granger os autores encontraram uma relação causal unidirecional, no sentido de Granger, dos retornos acionários para taxa de câmbio em todos os países desenvolvidos analisados (Canadá, Inglaterra, Japão, Itália, França e Alemanha), enquanto nas economias emergentes (Hong Kong, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia e Taiwan) não foram encontradas quaisquer relações consistentes entre as variáveis. Segundo Ajayi *et al.* (1998) as diferenças encontradas entre os países desenvolvidos e os países emergentes decorrem das diferenças estruturais existentes entre os dois blocos estudados, onde os países emergentes são menores em tamanho, mais concentrados e menos acessíveis aos investidores.

Maysami *et al.* (2004) investigaram as relações de equilíbrio de longo prazo (cointegração) entre variáveis macroeconômicas selecionadas (taxa de juros de curto e longo prazo, taxa de câmbio, índice de preços do consumidor, produção industrial e estoque de moeda) e o índice do mercado de ações de Singapura, bem como vários outros índices da Bolsa de Singapura (índice de finanças, índice de propriedade, índice de hotel). Os resultados foram obtidos através do modelo vetorial de correção de erros (VEC) desenvolvido por Johansen (1988). O estudo conclui que o mercado acionário de Singapura e o índice de propriedade formam uma relação cointegrante com as variações da taxa de juros de curto e longo prazo, da taxa de câmbio e do nível de preços.

Cosset e Roy (1991) propõem avaliar em seu estudo, os determinantes da classificação de risco-país. O ranking de risco-país tem por finalidade monitorar a estabilidade econômica e política dos países ao redor do mundo. Para um país, quanto melhor é a classificação no ranking, menor é a possibilidade de *default*. Os resultados demonstram que a propensão a investir, fator determinante para o desenvolvimento do mercado acionário, tem efeito positivo sobre a classificação de risco de um país.

Há também uma ampla literatura nacional que se propõe a explicar o comportamento do mercado doméstico de ações, representado pelo índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa), em relação às variáveis macroeconômicas. Segundo Grôppo (2004), o mercado acionário de países em processo de desenvolvimento, como o Brasil, vem se tornando cada vez mais atraente e acessível para o investidor estrangeiro, ocasionando o crescimento do volume dos fluxos de investimentos e elevando significativamente a importância desses mercados frente às chamadas “economias maduras”. Em suas análises, o autor, examinou o efeito de choques inesperados nas variáveis macroeconômicas taxa de juros (Selic), taxa de câmbio efetiva real, produção física industrial e o preço do petróleo no mercado internacional sobre o índice da Bolsa de Valores de São Paulo. Os resultados demonstram que há relações significativas entre a taxa de câmbio real e a taxa Selic com o Ibovespa. O estudo comprovou também a elevada sensibilidade do Ibovespa frente à taxa de juros, tanto no tocante à decomposição do erro de previsão quanto à função de resposta ao impulso.

Nunes *et al.* (2005) analisaram a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos do Ibovespa durante o período pós-Plano Real. Utilizando o modelo VAR, foi comprovado que os retornos do mercado de ações não servem de *hedge* para a inflação esperada. Pela análise de causalidade reversa, os movimentos no mercado de ações possuem influência sobre a taxa de inflação. Os resultados comprovam também a significativa influência dos retornos de mercado em antecipar tanto as variações na taxa de inflação, quanto às variações na taxa de câmbio. Constata-se ainda, uma reação negativa das taxas de juros às oscilações no mercado acionário.

Pimenta Junior e Higuchi (2008), utilizando o enfoque multivariado VAR, avaliaram a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, compreendendo o período de julho de 1994 a junho de 2005. Foi realizado o teste de causalidade de Granger, junto às análises de decomposição da variância e função de resposta a impulso. Os resultados mostram que a taxa de câmbio é a variável que apresentou maior nível de causalidade em relação ao Ibovespa. Contudo, nenhuma das variáveis selecionadas apresentou uma relação de causalidade estatisticamente significativa em relação ao Ibovespa.

Silva (2011) examinou a relação entre a taxa de câmbio, taxa de juros, inflação e índice de produção industrial como *proxy* do PIB, em relação ao Ibovespa. As estatísticas do traço e do máximo autovalor indicaram a existência de pelo menos um vetor de cointegração. Pelos testes de causalidade de Granger via modelo VEC, ficou constatada a causalidade de curto prazo entre a inflação e o Ibovespa. Houve um comportamento negativo da inflação e da

taxa de câmbio em relação ao Ibovespa. A relação entre a taxa de juros e o referido índice não apresentou significância estatística. A variância do Ibovespa foi explicada em mais de 90% por ela mesma no décimo segundo mês, seguida do risco-país, com menos de 5%.

Ribeiro *et al.* (2014) buscaram analisar o nível de causalidade e integração entre um conjunto de variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa, para mercado brasileiro, entre o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2012. A metodologia proposta pelos autores é composta pelo teste de cointegração de Johansen, Modelo de Auto Regressão Vetorial com Correção de Erros (VEC), teste de causalidade de Granger, e decomposição de variância. Os resultados indicaram a existência de dois vetores de cointegração. Pela análise do VEC, um dos parâmetros de ajustamento foi estatisticamente significativo sugerindo que o Ibovespa reage na trajetória de equilíbrio de longo prazo às variações no curto prazo. Os resultados referentes a causalidade de Granger, indicaram relação de causa e efeito de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. Por fim, a análise de decomposição da variância dos erros de previsão deixa evidente o poder explanatório do Ibovespa sobre sua própria variância.

Silva e Coronel (2012) propuseram analisar a relação entre as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros, inflação, índice de produção industrial, e risco-país, e o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo, de janeiro de 1995 a dezembro de 2010. Pelo teste de Johansen, utilizando as estatísticas traço e máximo autovalor, os autores constataram que as variáveis são cointegradas, possibilitando assim, o uso do modelo vetorial de correção de erros VEC. Os resultados das estimativas do VEC indicaram que as variáveis macroeconômicas apresentaram relação de curto e de longo prazo com o Ibovespa. Pela análise de decomposição da variância dos erros de previsão, a variância do Ibovespa é explicada em mais de 90%, por ela mesma, seguida do risco-país, com menos de 5%.

Santos (2009), analisando a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro, examinou o comportamento de curto e de longo prazo de algumas variáveis macroeconômicas, em relação ao Ibovespa. Utilizou-se o modelo VEC, assim como os testes de cointegração e de causalidade. Pelo vetor de cointegração normalizado do VEC, foi encontrado comportamento positivo da inflação em relação ao Ibovespa, ou seja, ao contrário de Nunes *et al.* (2005), o mercado de ações funciona como um *hedge* contra a inflação. Utilizando o teste de Granger, observou-se efeito de causalidade no curto prazo entre as volatilidades das variáveis risco-país, taxa de câmbio e taxa de inflação, em relação à volatilidade do Ibovespa. Dentre as variáveis analisadas, o risco-país foi a que mais impactou sobre o índice Bovespa, apresentando efeitos tanto no curto como no longo prazo.

Por fim, Nunes *et al.* (2003), em seu estudo da relação entre o Ibovespa e as variáveis PIB real e taxa de câmbio real, optaram por acrescentar à análise, as percepções de “Risco Brasil” dos investidores, captadas através dos *spreads* entre os títulos da dívida externa brasileira (C-Bonds) e os títulos da dívida norte americana. Utilizando os testes de cointegração e o modelo vetorial com correção dos erros (VEC), os autores demonstraram que os retornos do Ibovespa possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo com a taxa de câmbio real e risco-Brasil, de modo que os desvios desse equilíbrio são rapidamente corrigidos em períodos posteriores. Adicionalmente, pelo teste de causalidade de Granger, constatou-se causalidade unidirecional do Ibovespa para a taxa de câmbio. A princípio, o fator de risco não apresentou relação causal com os retornos mensais do Ibovespa, porém, testando-se essas variáveis com séries diárias, foi encontrada causalidade bidirecional.

2.4. Hipóteses

As variáveis macroeconômicas empregadas na presente pesquisa foram definidas conforme sua relevância nos estudos teóricos e empíricos anteriormente apresentados, sendo elas: o índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOV), a taxa de câmbio comercial (CAMBIO), a taxa de juros de curto prazo (SELIC), a inflação (IGPM) e o risco-país (EMBI). Analisando o comportamento dos macro indicadores em relação ao mercado acionário brasileiro, foram definidas as seguintes hipóteses.

Com relação à taxa de cambio, pela abordagem tradicional, espera-se uma associação positiva entre a taxa de câmbio e o retorno das ações, visto que uma apreciação da moeda local (redução da taxa de câmbio) reduz tanto a competitividade dos produtos domésticos no mercado internacional (enfoque do mercado de bens), quanto o nível de investimento estrangeiro no mercado financeiro nacional (enfoque do mercado de ativos), impactando negativamente sobre os preços das ações. Pela abordagem de portfólio, essa associação passa a ser negativa, tanto de forma direta quanto indireta, já que um aumento dos preços das ações domésticas pode não só aumentar a demanda interna por moeda doméstica, como também, aumentar a demanda externa pela mesma, gerando uma apreciação do câmbio, isto é, redução da taxa de câmbio.

Ao analisar a relação entre os retornos acionários e o risco-país, espera-se uma relação negativa, já que quanto maior é o risco-país, maior é o nível de desconfiança dos investidores

estrangeiros e, conseqüentemente, menor é a capacidade do país atrair capital estrangeiro. Ou seja, o risco país promove uma retração dos investimentos financeiros nas bolsas, prejudicando assim, o mercado acionário. Os resultados obtidos por Santos (2009) corroboram com essa teoria, comprovando que o risco-país faz com que os agentes econômicos diminuam os investimentos em ações no mercado doméstico no longo prazo.

A relação entre o preço dos ativos e a inflação segue duas vertentes teóricas importantes: a hipótese de Fama e a hipótese de Fisher. Pela hipótese de Fama, a *proxy effect theory*, espera-se uma associação negativa entre os retornos acionários e a inflação, como obtido por Geske e Roll (1983), Darrat e Mukherjee (1986), Lee (1992), Nunes *et al.* (2005), uma vez que a inflação deprecia a atividade econômica, prejudicando assim, indiretamente, o mercado acionário. Em contrapartida, pela hipótese de Fisher, o mercado acionário pode representar um *hedge* contra a inflação, implicando em uma relação positiva entre essas variáveis, como obtido por Boudoukh e Richardson (1993), Goswami e Jung (1997) e Santos (2009).

Pela teoria, duas hipóteses alternativas quanto à relação entre retornos acionários e as taxas de juros devem ser levadas em conta. A primeira hipótese sugere que um incremento na taxa juros implica no aumento de fatores que depreciam o preço das ações, como: a taxa de desconto, o custo de oportunidade de aplicações acionárias, o custo de capital do investimento, dentre outros. A segunda hipótese sugere que em um determinado contexto econômico, com taxas de juros elevadas, e o conseqüente, aumento do custo de capital, empresas podem optar por investir na bolsa de valores e lucrar através da especulação, ao invés de assumir os riscos que permeiam novos empreendimentos. No entanto, como as evidências empíricas, predominantemente, indicam a relação negativa entre retornos acionários e as taxas de juros, tanto de curto como de longo prazo, espera-se então que essas variáveis sejam negativamente relacionadas.

Fazendo uma síntese das hipóteses apresentadas, o modelo a ser testado pode ser descrito da seguinte maneira.

Quadro 1 – Interpretação das variáveis relacionadas ao Ibovespa (IBOV)

Variáveis	Símbolo	Sinal esperado
Taxa de Câmbio	CAMBIO	Positivo/Negativo
Risco-Brasil	RISCO	Negativo
Inflação	IGPM	Positivo/Negativo
Taxa de Juros	SELIC	Negativo

Fonte: O autor, 2017.

3. METODOLOGIA

3.1. Análise de séries temporais

Uma série temporal representa um conjunto de observações ordenadas em momentos distintos do tempo. O estudo empírico baseado em dados estruturados em series temporais pressupõe que a série subjacente seja estacionária, i. e., se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média e variância constante, refletindo um equilíbrio estável.

Segundo Yule (1926), a não estacionariedade pode conduzir ao fenômeno de regressão espúria ou sem sentido, com um alto valor do coeficiente de determinação, testes estatísticos significantes, porém sem relação significativa entre as variáveis. Portanto, quando se trabalha com séries de tempo, antes de se realizar qualquer inferência estatística, é fundamental constatar a estacionariedade da série em questão, determinando assim, sua ordem de integração, i. e., o número de diferenciações necessárias para que a série se torne estacionária.

Um modelo de séries temporais só pode ser estimado se as séries, além de estacionárias, forem integradas de ordem zero $I(0)$ ou de mesma ordem $I(d)$. Assim sendo, os procedimentos econométricos utilizados para verificar a estacionariedade das séries econômicas e definir suas respectivas ordens de integração são os testes de raiz unitária, que serão abordados no tópico a seguir.

3.2. Teste de Raiz Unitária

O processo de raiz unitária pode ser ilustrado partindo-se do modelo de passeio aleatório, com ε_t sendo um ruído branco e $-1 \leq \rho \leq 1$.

$$Y = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Portanto, se $\rho < 1$, a equação (18) é estacionária e descrita como um modelo autorregressivo de ordem um AR(1). Por outro lado, se $\rho = 1$, a equação (18) é não estacionária e descrita como um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, surgindo assim, o problema de raiz unitária. Manipulando a equação (18) tem-se:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

- $\delta = (\rho - 1)$ é o coeficiente angular.

Estima-se então a equação (19) para o teste de duas hipóteses:

- Hipótese nula H_0 : $\delta = 0$ e $\rho = 1$ (Presença de raiz unitária).
- Hipótese alternativa H_1 : $\delta < 0$ e $\rho \neq 1$ (Ausência de raiz unitária).

A rejeição da hipótese nula indica que a série temporal é estacionária. Em caso de não estacionaridade da série, ou não rejeição da hipótese alternativa, a correção pode ser feita através da realização de diferenciações nas séries de tempo. O número de diferenciações necessárias indica a ordem de integração da série.

Para realização dos testes de hipótese, utiliza-se o teste de Dickey e Fuller (1979) onde o processo de estimação se dá por mínimos quadrados ordinários. Contudo, os testes de raiz unitária não seguem a distribuição padrão t de *Student*. Os autores demonstraram que, sob a hipótese nula ($\delta = 0$), o valor estimado t do coeficiente de Y_{t-1} na equação (19) segue a distribuição τ (tau), cujos valores críticos foram tabulados por Fuller (1976) com base em simulações de Monte Carlo. Assim, o teste DF é estimado de três formas diferentes:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

- Equação 20: Y_t é um passeio aleatório (sem constante e sem tendência);
- Equação 21: Y_t é um passeio aleatório com deslocamento;
- Equação 22: Y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.

Os testes de Dickey-Fuller (DF) baseiam-se em um processo auto-regressivo de ordem um AR(1). Entretanto, se o processo auto-regressivo for de ordem p , com $p > 1$, deve-se incluir as defasagens das variáveis diferenciadas (...) de forma a preservar a condição de ruído branco (GRÓPPO, 2004, p.40).

Para preservar a condição de ruído branco dos termos de erro foi criado um processo autorregressivo de ordem p , que se convencionou a chamar de teste de Dickey e Fuller Aumentado (ADF), assumindo a seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Em que β_1 é o intercepto; t é a tendência determinística; ΔY_{t-i} são termos diferenciados defasados; e ε_t é o ruído branco.

A determinação do número de defasagens ($p - 1$) a serem incluídas na regressão é realizada através da conjugação da significância estatística da última defasagem, com os menores valores dos critérios de informação. Os critérios selecionados pelo presente estudo foram os de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), sendo expressos da seguinte maneira:

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \left(\frac{2}{T}\right)k \quad (24)$$

$$SC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \left(\frac{\ln(T)}{T}\right)k \quad (25)$$

$$HQ = \ln(\hat{\sigma}^2) + \left(\frac{2\ln(\ln(T))}{T}\right)k \quad (26)$$

Em que $\hat{\sigma}$ é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo autorregressivo de ordem p ; T é o número de observações; e k é o número de parâmetros.

O teste de raiz unitária desenvolvido por Phillips e Perron (1988), representa uma generalização do teste ADF para os casos em que os erros são correlacionados, e utiliza métodos estatísticos não paramétricos que levam em conta a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferença não defasados. O teste PP parte da seguinte equação:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Calcula-se então a estatística Z:

$$Z = n\hat{\delta}_n - \frac{n^2\hat{\sigma}}{2s_n^2}(\hat{\lambda}_n^2 - \hat{\gamma}_{0,n}) \quad (28)$$

De modo que:

- $\hat{\gamma}_{j,n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1+j}^n \hat{u}_i \hat{u}_{i-j}$
- $\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n} + 2 \sum_{j=1}^p \left(1 - \frac{j}{p+1}\right) \hat{\gamma}_{j,n}$
- $s_n^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$

Onde \hat{u}_i representa o resíduo em Y_i utilizando estimadores de mínimos quadrados, k é o número de parâmetros do modelo e, p é o número de defasagens utilizadas para calcular $\hat{\lambda}_n^2$.

A estatística Z nada mais é que um ajuste no teste de Dickley-Fuller. Caso o processo seja não correlacionado temos covariâncias nulas e neste caso, $\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n}$. A estatística Z passa a ser dada por:

$$Z = n\hat{\delta} \quad (29)$$

Resumidamente, Z representa a estatística de Dickley-Fuller e, portanto tem a mesma distribuição da estatística do teste ADF, calculada por Dickley-Fuller através de simulação de Monte Carlo.

3.3. Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR)

De acordo com Sims (1980), se existe simultaneidade verdadeira entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas de forma igualitária, sem haver qualquer distinção *a priori* entre as variáveis endógenas e exógenas. Adotando esse pensamento, Sims desenvolveu o modelo de vetores autorregressivos (VAR) que pode ser expresso por meio de um sistema de equações simultâneas. Em um sistema bivariado simples, tem-se o seguinte conjunto de equações:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (30)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt} \quad (31)$$

Onde ϵ_{yt} e ϵ_{zt} são distúrbios ruídos brancos, não correlacionados, com desvios padrões iguais, respectivamente, a σ_y e σ_z .

As equações (30) e (31) formam um vetor autoregressivo de primeira ordem já que a maior defasagem é igual a um ($t-1$). A estrutura do sistema incorpora os efeitos contemporâneos (*feedback*) entre o conjunto de variáveis, permitindo que y_t e z_t se afetem mutuamente. Representando o sistema na forma matricial tem-se:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (32)$$

Compactando o sistema matricial (32) obtêm-se a forma estrutural do VAR:

$$Bx_t = \delta_0 + \delta_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (33)$$

- $B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}$, $x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}$, $\delta_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$, $\delta_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}$, $x_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}$, $\epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$

Onde B é a matriz ($n \times n$) de relações contemporâneas; δ_0 é o vetor ($n \times 1$) de constantes (interceptos das equações do modelo); δ_i é a matriz ($n \times n$) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas; e ε_t é o vetor ($n \times 1$) dos termos de erros de previsão em cada variável dependente.

Multiplicando a equação (33) por B^{-1} obtém-se a forma reduzida do modelo VAR:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (34)$$

- $A_0 = B^{-1} \delta_0$, $A_1 = B^{-1} \delta_1$, $e_t = B^{-1} \varepsilon_t$

Logo, a estimação de um modelo VAR de ordem p , em sua forma reduzida, pode ser expressa da seguinte maneira:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (35)$$

Simplificando:

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p (A_i x_{t-i}) + e_t \quad (36)$$

Onde p é o número de defasagens incluso no modelo; x_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas dependentes no instante t ; x_{t-1} é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas independentes no instante t com i defasagens ($i = 1, 2, \dots, p$); A_0 é o vetor ($n \times 1$) de constantes (interceptos das equações do modelo); A_i é a matrizes ($n \times n$) de coeficientes, com i defasagens; e, e_t é o vetor ($n \times 1$) dos termos de erros de previsão em cada variável dependente.

O número de parâmetros do modelo VAR (p) determina o nível de complexidade da interação entre as variáveis do modelo. Quanto maior for o número de parâmetros, maior será o nível de complexidade, dificultando assim, a interpretação dos parâmetros. Por isso, as propriedades dinâmicas de um modelo VAR (p) são geralmente simplificadas por meio de análises estruturais, como; a Causalidade de Granger, a Função de Resposta ao Impulso e a Decomposição da Variância dos Erros de Previsão (ZIVOT e WANG, 2006); que serão abordadas nos tópicos a seguir.

Além da determinação da estacionariedade das séries e do número de defasagens a serem incluídas no modelo, existem outros pré-requisitos fundamentais para estimação de modelos VAR, como: a avaliação das inferências de quebra estrutural nas séries e de normalidade dos resíduos; a verificação da estabilidade dinâmica do processo autorregressivo e, por último; o teste de cointegração com mecanismo de correção de erros para constata a possível existência de relações de curto e longo prazo entre as variáveis.

A aplicação desta metodologia é relevante para o presente estudo, uma vez que, segundo Sims (1980), o modelo VAR possibilita a análise empírica da participação de cada uma das variáveis no entendimento das alterações ocorridas nas demais.

3.4. Estabilidade do modelo VAR

A estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada analisando o comportamento das raízes inversas (autovalores) do polinômio característico do círculo unitário de um sistema VAR (LUTKEPOHL, 1991). O entendimento sobre o comportamento do sistema é descrito da seguinte maneira:

1. Se todas as raízes do polinômio característico encontrar-se dentro do círculo unitário, o sistema será estável (todas as raízes devem ter módulo menor do que 1 (um));
2. Se alguma das raízes permanecerem fora do círculo unitário, ou seja, apresentar módulo maior que um, então, o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva; e,
3. Se ao menos uma das raízes encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório.

Portanto, desde que os módulos dos valores de cada *eigenvalue* (raízes características) sejam estritamente menores que um, as estimativas satisfazem a condição de estabilidade do modelo. Se uma determinada série y_t representa uma equação estocástica de diferenças, então a condição de estabilidade é uma condição necessária para que a série temporal $\{y_t\}$ seja estacionária.

3.5. Teste de Cointegração

Após a realização dos testes de raiz unitária, e sendo constatada a mesma ordem de integração para as variáveis, parte-se, então, para a etapa de teste da existência de cointegração entre elas. O teste de cointegração identifica se processos não estacionários apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, duas ou mais séries de tempo não estacionárias cointegram se tem uma relação de longo prazo estável com resíduos estacionários. Os testes de cointegração entre duas ou mais séries econômicas permitem aceitar ou rejeitar a relação de longo prazo existente entre as mesmas.

Para determinar a existência de cointegração entre as variáveis, Johansen (1988) desenvolveu um procedimento que utiliza a estimação por máxima verossimilhança. Para ilustrar este procedimento, considera-se X_t uma matrix ($n \times k$) de séries temporais, onde cada coluna representa uma série de tempo. A matrix X_t é então modelada como um vetor autorregressivo (VAR) sem restrições envolvendo p defasagens de X_t . O modelo VAR modificado pode ser expresso da seguinte maneira:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (37)$$

Onde ε_t é um vetor ($n \times 1$) de erros aleatórios $\varepsilon_t \sim IN(0, \Sigma)$, X_t é um vetor ($n \times 1$) e cada elemento Π_i é uma matrix ($n \times n$) de parâmetros de longo prazo e D_t é um vetor de termos determinísticos (tendência, constante, sazonalidade, dentre outros).

A matrix Π tem fundamental importância na análise de cointegração na medida em que representa a matrix de respostas de longo prazo, cujo posto é essencial na obtenção de informações sobre a ordem de cointegração de X_t . Sendo r o posto da matrix Π , então Π tem r raízes características ou vetores cointegrantes independentes. A metodologia desenvolvida por Johansen (1988) apresenta três situações baseando-se no posto de Π :

1. Se $r = n$, então Π tem posto completo. Todas as n variáveis de X_t são estacionárias $I(0)$, portanto não há cointegração;
2. Se $r = 0$, então Π tem posto nulo. Não há combinação linear das variáveis que seja estacionária e, portanto, não há cointegração;
3. Se $0 < r < n$, então $\Pi = \alpha\beta'$ tem posto reduzido. Sendo α uma matrix ($n \times r$) que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matrix no curto prazo,

enquanto β é uma matriz ($n \times r$) de coeficientes de cointegração de longo prazo. E o vetor βX_t representa r combinações lineares cointegradas no modelo multivariado, indicando que X_t converge para uma solução de longo prazo.

De acordo com Enders (1995), o número dos distintos vetores cointegrantes pode ser obtido, testando a significância das raízes características de Π . Esse teste pode ser realizado através de duas estatísticas com as seguintes hipóteses:

i) Estatística do traço (λ_{trace}), dada por:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (38)$$

- Hipótese nula: H_0 : Vetores de cointegração $\leq r$
- Hipótese alternativa: H_1 : Vetores de cointegração $> r$

ii) Estatística do máximo autovalor (λ_{max}), dada por:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (39)$$

- Hipótese nula: H_0 : Vetores de cointegração $= r$
- Hipótese alternativa: H_1 : Vetores de cointegração $= r+1$

Onde λ_i são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz Π (autovalores característicos) e T é o número de observações.

Se os valores calculados de λ_{trace} e λ_{max} são superiores aos valores críticos, então se rejeita a hipótese nula de não cointegração. Caso o posto da matriz Π se enquadre nas duas primeiras situações (posto completo e posto nulo), a estimação do modelo é feita por meio de um VAR convencional. Caso o posto seja reduzido (situação 3), isto é, haja cointegração entre as séries, estima-se o modelo de vetores autorregressivos com mecanismo de correção de erros (VEC).

As séries temporais económicas geralmente são processos não estacionários, e por isso modelos VAR normalmente são expressos em primeira diferença. O processo de diferenciação implica em perda de informação nos dados, de tal modo que, torna-se

conveniente reescrever a equação (37) em termos de um modelo de correção de erros VEC, utilizando $\Delta = 1 - L$, em que L é o operador de defasagem, da seguinte maneira:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (40)$$

- $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$, com $(i = 1, 2, \dots, p - 1)$;
- $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$.

Onde Π é uma matriz $(n \times n)$ de parâmetros de longo prazo e cada elemento Γ_i é uma matriz $(n \times n)$ de parâmetros de curto prazo.

Segundo Bueno (2008), o VEC representa uma versão mais completa do VAR, uma vez que, o VAR com variáveis não estacionárias, e conseqüentemente, diferenciadas, omite dados relevantes da amostra, fazendo com que os estimadores sejam espúrios. Nesse sentido, a metodologia VEC corrige este problema. No entanto, para Harris (1995), a principal vantagem de se escrever um sistema em termos de um modelo de correção de erros relaciona-se ao fato deste incorporar informações tanto de curto quanto de longo prazo via ajustes nas variações em X_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_i e Π .

3.6. Função de Resposta ao Impulso

A função de resposta ao impulso permite avaliar a sensibilidade das variáveis econômicas através de choques de uma série temporal sobre outra, e dos efeitos gerados sobre esta ao longo do tempo. De acordo com Caiado (2002), um choque em uma determinada variável não só afeta a própria variável como também todas as variáveis endógenas através da estrutura do VAR.

Para obter uma ilustração simples considera-se um modelo VAR(2) em sua forma reduzida (ENDERS, 1995):

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (41)$$

$$x_{t-1} = A_0 + A_1 x_{t-2} + e_{t-1} \quad (42)$$

Substituindo (42) em (41):

$$x_t = A_0 + A_1(A_0 + A_1x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t = (I + A_1)A_0 + A_1^2x_{t-2} + A_1e_{t-1} + e_t \quad (43)$$

Após n iterações:

$$x_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + A_1^{n+1}x_{t-n-1} + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} \quad (44)$$

Como a esperança matemática de x_t equivale a:

$$E_{t-n-1}(x_t) = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + A_1^{n+1}x_{t-n-1} \quad (45)$$

Então:

$$x_t - E_{t-n-1}(x_t) = \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} \quad (46)$$

Na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^n \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{yt-i} \\ e_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (47)$$

Como apresentado no tópico 3.3, a relação entre os resíduos na forma reduzida e os resíduos na forma estrutural pode ser ilustrada pela seguinte equação:

$$e_t = B^{-1} \varepsilon_t \quad (48)$$

Na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (49)$$

Sendo assim, a equação (47) pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^n \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt-i} \\ \epsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (50)$$

Para representar a função de resposta ao impulso de forma mais compacta, seja:

$$\phi_i = \frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (51)$$

Então:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^n \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \epsilon_{yt-i} \\ \epsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (52)$$

Ou ainda, de forma mais compacta:

$$x_t - E_{t-n-1}(x_t) = \sum_{i=0}^n \phi_i \epsilon_{t-i} \quad (53)$$

Os quatro conjuntos de coeficientes $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ e $\phi_{22}(i)$ representam as funções de resposta ao impulso. Determinar esas funções, i.e., traçar os coeficientes de $\phi_{jk}(i)$ contra i , é uma maneira prática de representar visualmente o comportamento das séries y_t e z_t do sistema primitivo (30) e (31), em resposta aos choques em ϵ_{yt-i} ou ϵ_{zt-i} .

3.7. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

Enquanto a função de resposta ao impulso determina os efeitos de um choque de uma variável endógena sobre as demais variáveis no modelo VAR, descrevendo assim, a dinâmica do sistema, a análise de decomposição de variância dos erros de previsão tem por objetivo explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais

variáveis incluídas no VAR, ou seja, permite determinar a importância dos efeitos de cada choque exógeno sobre a variável dependente (ENDERS, 1995).

Para ilustrar o processo de decomposição da variância, primeiramente, admite-se que os coeficientes A_0 e A_1 sejam conhecidos e que se deseje prever os diversos valores de x_{t+i} condicional no valor observado de x_t . Em seguida, adianta-se um período de tempo à equação do VAR na forma reduzida (equação 34):

$$x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t + e_{t+1} \quad (54)$$

Aplicando a esperança matemática nos dois lados da equação (54), condicional ao valor observado de x no período t , obtém-se:

$$E_t(x_{t+1}) = A_0 + A_1 x_t \quad (55)$$

De modo que o erro de previsão de um período à frente é:

$$x_{t+1} - E_t(x_{t+1}) = e_{t+1} \quad (56)$$

Similarmente, para dois períodos à frente:

$$x_{t+2} = A_0 + A_1 x_{t+1} + e_{t+2} \quad (57)$$

Substituindo (54) em (57), tem-se:

$$x_{t+2} = A_0 + A_1(A_0 + A_1 x_t + e_{t+1}) + e_{t+2} \quad (58)$$

$$x_{t+2} = (I + A_1)A_0 + A_1^2 x_t + e_{t+2} + A_1 e_{t+1} \quad (59)$$

Aplicando a esperança matemática dos dois lados da equação (59):

$$E_t(x_{t+2}) = (I + A_1)A_0 + A_1^2 x_t \quad (60)$$

O erro de previsão associado é:

$$e_{t+2} + A_1 e_{t+1} \quad (61)$$

Repetindo estas recursões n vezes, obtém-se:

$$x_{t+n} = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1})A_0 + A_1^n x_t + \sum_{i=0}^{n-1} A_1^i e_{t+n-i} \quad (62)$$

$$E_t(x_{t+n}) = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1})A_0 + A_1^n x_t \quad (63)$$

O erro de previsão associado é:

$$\sum_{i=0}^{n-1} A_1^i e_{t+n-i} = e_{t+n} + A_1 e_{t+n-1} + A_1^2 e_{t+n-2} + \dots + A_1^{n-1} e_{t+1} \quad (64)$$

Desse modo, o erro de previsão n períodos à frente é dado por:

$$x_{t+n} - E_t(x_{t+n}) = \sum_{i=0}^{n-1} A_1^i e_{t+n-i} \quad (65)$$

Como $B e_t = \varepsilon_t$ e $A_1^i B^{-1} = \phi_i$, então:

$$x_{t+n} - E_t(x_{t+n}) = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (66)$$

Analisando o sistema primitivo (30) e (31), e focando apenas na sequência $\{y_t\}$, é visível que o erro de previsão n -passos à frente é dado por:

$$\begin{aligned} y_{t+n} - E_t(y_{t+n}) &= \phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1} + \\ &+ \phi_{12}(0)\varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{zt+1} \end{aligned} \quad (67)$$

Denotando-se por $\sigma_y(n)^2$ a variância do erro n -passos à frente de y_{t+n} :

$$\begin{aligned} \sigma_y(n)^2 = & \sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \\ & + \sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (68)$$

Note que é possível decompor a parcela da variância do erro de previsão que pode ser atribuída a cada choque:

$$\frac{\sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (69)$$

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (70)$$

3.8. Causalidade de Granger

Para verificar a relação causal entre as variáveis, utiliza-se o teste de causalidade de Granger (1969), em que se procura determinar não apenas a direção de influencia de cada variável, mas também a existência de uma precedência temporal. Testam-se duas situações:

- a) Causalidade unidirecional de Y para Z ou Z para Y.
- b) Causalidade bidirecional de Y para Z e Z para Y.

O teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} Z_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (71)$$

- Hipótese nula $H_0: \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} = 0$
- Hipótese alternativa $H_1: \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} \neq 0$

$$Z_t = \sum_{i=1}^p \beta_{z,i} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{z,t} \quad (72)$$

- Hipótese nula $H_0: \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} = 0$
- Hipótese alternativa $H_1: \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} \neq 0$

A hipótese nula para equação (71) sugere que Z_t não causa no sentido de Granger Y_t , enquanto a hipótese alternativa indica que pelo menos uma defasagem de Z_t causa no sentido de Granger Y_t . A mesma lógica se aplica às hipóteses nula e alternativa da equação (72). Sendo assim, os casos (a) e (b) podem ser constatados através do teste conjunto das regressões (71) e (72).

- Hipótese nula (teste conjunto) $H_0: \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} = \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} = 0$

Caso a hipótese nula seja rejeitada em apenas uma das regressões, há causalidade unidirecional entre as variáveis Y_t e Z_t (caso a). Já se a hipótese nula for rejeitada em ambas as regressões, existe causalidade bidirecional entre as variáveis Y_t e Z_t (caso b). O teste pode ser realizado por meio da estatística F, dada por:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_{ir})/p}{SQR_{ir}/n - k - 1} \quad (73)$$

Onde SQR_r é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito; SQR_{ir} é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo irrestrito; m é o número de defasagens; k é o número de variáveis explicativas; e n é o número de observações.

- Modelo irrestrito: $Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} Z_{t-i} + \varepsilon_{y,t}$
- Modelo restrito: $Y_t = \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} Y_{t-i} + \varepsilon_{y,t}$

A estatística F se distribui como $F_{p, n-k-1}(\alpha)$, sendo α o nível de significância escolhido. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula, isto é, existe relação de causalidade, se o valor do teste F calculado for maior que o valor crítico de F ao nível de significância α .

Associado à causalidade de Granger, existe o teste de exogeneidade em bloco de Wald, uma generalização multivariada do teste de causalidade de Granger que permite determinar o grau de exogeneidade das variáveis, de forma a ordená-las de maneira mais consistente na função de resposta ao impulso e na decomposição da variância, garantindo resultados mais confiáveis. A ordem das variáveis é determinada através do valor da estatística Qui-Quadrado, onde as variáveis mais exógenas (menores valores da estatística) são alocadas antes das variáveis mais endógenas (maiores valores da estatística).

3.9. Variáveis e Dados

As variáveis utilizadas no estudo são: o índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa - fechamento), a taxa de câmbio comercial, a taxa de juros de curto prazo representada pela taxa Selic, a inflação representada pelo Índice Geral de Preços no Mercado (IGP-M) da Fundação Getúlio Vargas e o risco-Brasil representado pelo EMBI+ Br e calculado pelo Banco J.P. Morgan Chase. O período de análise compreende os meses de janeiro de 1995 a junho de 2016.

Os dados do Ibovespa foram obtidos no site Yahoo Finanças (<https://br.financas.yahoo.com/>), os dados da taxa Selic foram obtidos no site ADVFN (<http://br.advfn.com/>) e os dados relativos às demais variáveis estão disponibilizados no site IPEADATA (<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>). As séries foram transformadas na forma de logaritmo natural para suavizar e normalizar os desvios. A estimação dos dados foi feita no *software* EViews 8.

A metodologia dos dados empregados no presente estudo, e as transformações realizadas nos mesmos, seguem descritas no Quadro 2.

Quadro 2 – Metodologia e transformações das variáveis

Varáveis	Metodologia
Mercado Acionário – Índice de preços da Bovespa – Ibovespa Fechamento - (IBOV)	O Ibovespa é o principal indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro, retratando o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa. O Ibovespa representa o somatório dos pesos das ações integrantes de sua carteira teórica.
Taxa de Juros – Sistema Especial de Liquidação e Custódia – Selic - (SELIC)	A Selic representa a taxa básica de juros da economia brasileira, sendo obtida através do cálculo da taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento ao longo de um dia, baseadas excepcionalmente por títulos públicos federais.
Taxa de câmbio – R\$/US\$ - comercial – compra – fim do período - R\$ - (CAMBIO)	A terminologia “câmbio comercial” ou “dólar comercial” é utilizada para as demais operações realizadas no mercado de câmbio, tais como exportação, importação, transferências financeiras, etc. Todas as operações de câmbio são inseridas no Sisbacen (Sistema de Informações do Banco Central), e é o sistema que calcula a média entre a compra e venda das operações de câmbio para formar o valor do dólar comercial.
Inflação – Índice Geral de Preços do Mercado – IGP-M – (IGPM)	O IGP-M é calculado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) e divulgado no final de cada mês de referência. Sua base metodológica segue a estrutura do IGP-DI, sendo obtido através da média ponderada de três índices de preços: o IPA-M, o IPC-M e o INCC-M. IGP-M reflete adequadamente a evolução de preços de atividades produtivas passíveis de serem sistematicamente pesquisadas.
Risco-Brasil – EMBI+ Brasil – (RISCO)	O risco-Brasil representa o risco de crédito a que investidores estrangeiros estão submetidos ao investirem no Brasil. O indicador mais utilizado para essa finalidade é o EMBI+ Br, que reflete o comportamento de títulos da dívida externa brasileira. O valor utilizado como medida do risco-Brasil consiste no <i>spread</i> do EMBI+ Br, que corresponde à média ponderada dos prêmios pagos pelos títulos em relação a papéis de prazo equivalente do Tesouro dos Estados Unidos, considerados livres de risco.
Variáveis convertidas em logaritmo natural	
$LIBOV = \ln(IBOV_t)$	Elasticidade do Ibovespa
$LSELIC = \ln(SELIC_t)$	Elasticidade da taxa de juros de curto prazo
$LCAMBIO = \ln(CAMBIO_t)$	Elasticidade da taxa de câmbio
$LIGPM = \ln(IGPM_t)$	Elasticidade da inflação
$LRISCO = \ln(RISCO_t)$	Elasticidade do risco-Brasil
Variáveis convertidas em primeira diferença	
$D(LIBOV) = \ln(IBOV_t/IBOV_{t-1})$	Retorno sobre o Ibovespa
$D(LSELIC) = \ln(SELIC_t/SELIC_{t-1})$	Mudança na taxa de juros de curto prazo
$D(LCAMBIO) = \ln(CAMBIO_t/CAMBIO_{t-1})$	Mudança na taxa de câmbio
$D(LIGPM) = \ln(IGPM_t/IGPM_{t-1})$	Mudança na inflação
$D(LRISCO) = \ln(RISCO_t/RISCO_{t-1})$	Mudança no risco-Brasil

Fonte: O autor, 2017.

4. RESULTADOS

4.1. Análise de Raiz Unitária

Inicialmente, antes de realizar o teste de cointegração entre as variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa de câmbio, taxa de inflação e risco país) em relação ao índice Bovespa, é feito os testes de raiz unitária para verificar se as séries, na forma de logaritmo natural, são estacionárias (média e variância constante). A estimação do modelo só é possível se as séries de tempo forem estacionárias, isto é, integradas de ordem zero $I(0)$, ou se forem integradas de mesma ordem $I(d)$. Sendo assim, foram então realizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Philips-Perron (PP). A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos do teste ADF em três especificações (com constante, com constante e tendência, sem constante e tendência), para as séries em nível e em primeira diferença:

Tabela 3 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variáveis	Em nível			Em primeira diferença	
	τ_c	τ_{ct}	τ	τ	p-valor
LIBOV	-1,9760	-1,8517	1,6394	-15,7554*	0,0000*
LCAMBIO	-1,9061	-1,8761	0,3649	-15,5980*	0,0000*
LSELIC	-2,3977	-2,6577	0,5208	-21,9972*	0,0000*
LIGPM	-6,5818*	-6,6060*	-5,6427*	-12,0080*	0,0000*
LRISCO	-2,1481	-2,4943	-0,6861	-11,8978*	0,0000*

Fonte: O autor, 2017.

Nota: * Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade, *** Significativo a 10% de probabilidade;

τ_c é a estatística com constante, τ_{ct} é a estatística com constante e tendência e τ é a estatística sem constante e tendência

Os resultados dos testes de Dickey e Fuller Aumentado, em todas as especificações, indicam que, em nível, com exceção do logaritmo da taxa de inflação (LIGPM), todas as demais variáveis analisadas são não estacionárias. Por outro lado, em primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries logaritmizadas, em qualquer especificação do teste, indicando que as séries são integradas de ordem um.

Os resultados do teste Phillips e Perron, descritos na Tabela 4, confirmam os obtidos pelo teste de Dickey e Fuller Aumentado, não deixando dúvida de que as séries são processos integrados de ordem um I(1). Esses resultados prévios possibilitam a realização do teste de cointegração, assim como, são condições necessárias (não suficientes) para se estimar o VAR pelo Mecanismo de Correção de Erros (VEC).

Tabela 4 – Teste de raiz unitária de Phillips e Perron (PP)

Variáveis	Em nível			Em primeira diferença	
	τ_c	τ_{ct}	τ	τ	p-valor
LIBOV	-1,9751	-1,9132	1,6049	-15,7654*	0,0000*
LCAMBIO	-1,9231	-1,9162	0,3134	-15,6155*	0,0000*
LSELIC	-2,5326	-3,2550	0,5701	-22,0601*	0,0000*
LIGPM	-6,7093*	-6,7434*	-5,6298*	-21,4432*	0,0000*
LRISCO	-1,9149	-2,1716	-0,6777	-11,8421*	0,0000*

Fonte: O autor, 2017.

Nota: * Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade, *** Significativo a 10% de probabilidade;

τ_c é a estatística com constante, τ_{ct} é a estatística com constante e tendência e τ é a estatística sem constante e tendência

Através da análise dos gráficos das variáveis em nível, presentes no Apêndice A, pode-se constatar a possível presença quebras estruturais nas séries. Para confirmar a existência de quebra estrutural nas séries utilizou-se o teste de Zivot e Andrews. Os resultados apresentados na Tabela 12 (Apêndice C) indicam que de fato todas as séries, em nível, apresentam quebra estrutural, contudo, em primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária com quebra estrutural, confirmando assim os resultados dos testes ADF e PP de que as variáveis são I(1).

Sendo definida a ordem de integração das variáveis, realizou-se o teste de cointegração, utilizando o método proposto por Johansen (1988). Todavia, uma vez que esse procedimento é baseado em um modelo VAR, é necessário determinar antes a ordem de defasagem p do modelo. Para identificar o número ideal de defasagens do modelo, utilizaram-se os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Conforme os resultados, descritos na Tabela 5, o número de defasagens escolhido para o modelo foi dois.

Tabela 5 – Determinação do número de defasagens no modelo VAR

Defasagens	AIC	SC	HQ
1	-6.977897	-6.403303*	-6.744515
2	-7.439180*	-6.289991	-6.972415*
3	-7.292662	-5.568879	-6.592515
4	-7.324621	-5.026243	-6.391091
5	-7.180613	-4.307640	-6.013700

Fonte: O autor, 2017.

Foi realizado também o teste de Jarque e Bera para normalidade dos resíduos. Os resultados presentes na Tabela 13 (Apêndice C) mostram que a hipótese nula de distribuição normal dos resíduos foi rejeitada. A hipótese de normalidade para dados financeiros raramente é aceita, já que seguem, normalmente, uma distribuição leptocúrtica.

Com determinação do número de defasagens do modelo (VAR), procedeu-se ao teste de cointegração, no sentido de verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis selecionadas do modelo.

4.2. Análise de Cointegração de Johansen

De acordo com os resultados dos testes traço (λ_{trace}) e máximo autovalor (λ_{max}), descritos na Tabela 6, rejeita-se a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração, isso indica que ao nível de significância de 1% existe pelo menos um vetor de cointegração, sugerindo que as séries são cointegradas, ou seja, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 6 – Teste de cointegração de Johansen

Nº. de vetores	Eigenvalue	λ_{trace}	Valor crítico 0.05	Prob.
Nenhum	0.230837	79.39755	69.81889	0.0071*
No máximo 1	0.087726	34.51822	47.85613	0.4737
No máximo 2	0.066649	18.81790	29.79707	0.5061
No máximo 3	0.038585	7.023330	15.49471	0.5749
No máximo 4	0.001721	0.294588	3.841466	0.5873
Nº. de vetores	Eigenvalue	λ_{max}	Valor crítico 0.05	Prob.
Nenhum	0.230837	44.87933	33.87687	0.0017*
No máximo 1	0.087726	15.70032	27.58434	0.6911
No máximo 2	0.066649	11.79457	21.13162	0.5681
No máximo 3	0.038585	6.728742	14.26460	0.5217
No máximo 4	0.001721	0.294588	3.841466	0.5873

Fonte: O autor, 2017.

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância.

A Tabela 7 apresenta o vetor de cointegração normalizado para a variável Ibovespa, isto é, a relação de equilíbrio de longo prazo do Ibovespa com as demais variáveis. Como as variáveis foram transformadas em logaritmo natural, pode-se afirmar que o vetor de cointegração representa as elasticidades de longo prazo dos macro indicadores em relação ao Ibovespa. Quando os sinais dos coeficientes das variáveis macroeconômicas são opostos ao do Ibovespa, indicam que o índice de mercado brasileiro responde positivamente às oscilações nas variáveis, e o oposto é válido quando os sinais são iguais.

Tabela 7 – Vetor de cointegração normalizado para a variável LIBOV

LIBOV	LRISCO	LCAMBIO	LSELIC	LIGPM	Constante
1.000000	0.925127*	-0.370896***	0.586058***	-0.725834*	-16.49174
	(0.19131)	(0.21800)	(0.35006)	(0.10169)	
	[4.83567]	[-1.70134]	[1.67419]	[-7.13758]	

Fonte: O autor, 2017.

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância; *** indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

Pela análise do vetor de cointegração, verifica-se que todos os coeficientes foram estatisticamente significativos. Partindo da variável LRISCO, o sinal positivo de seu parâmetro indica que o risco-Brasil apresenta uma associação negativa com o índice do mercado brasileiro. De acordo com Nunes *et al.* (2003), a percepção dos investidores estrangeiros quanto ao risco em investir no mercado de ações brasileiro relaciona-se de forma negativa com a expectativa de retornos futuros das ações negociadas no mercado.

O sinal negativo do câmbio reflete uma relação positiva no longo prazo entre a taxa de câmbio comercial e os retornos do Ibovespa. Ou seja, seguindo as premissas da abordagem tradicional, uma desvalorização da moeda doméstica conduz à redução dos preços relativos dos produtos nacionais em relação aos produtos estrangeiros, ocasionando uma queda do preço das ações em relação ao valor da moeda estrangeira, o que pode propiciar uma maior entrada de capital externo e, conseqüentemente, elevar os retornos do índice de mercado. Esses resultados são consistentes com Chow, Lee e Solt (1997), Jefferis e Okeahalam (2000) e Nunes *et al.* (2003).

A taxa de inflação, do mesmo modo, apresentou sinal negativo, indicando relação positiva entre o índice geral de preços do mercado e o Ibovespa. Isso corrobora com os resultados obtidos por Boudoukh e Richardson (1993), Goswami e Jung (1997) e Santos (2009), nos quais os retornos do mercado de ações são positivamente relacionados à taxa de inflação. Portanto, pela Hipótese de Fisher, existe a possibilidade do mercado de ações brasileiro atuar como um *hedge* contra o aumento da inflação. Contudo, é importante destacar

que diversos estudos empíricos, sobre esse assunto em particular, constataram relação negativa entre os principais indicadores de desempenho da bolsa de valores e a taxa de inflação, como é apurado nos estudos de Silva e Coronel (2012), Darrat e Mukherjee (1986), Lee (1992), dentre outros.

Por fim, o sinal positivo entre o Ibovespa e a taxa de juros (LSELIC) reflete uma relação negativa de longo prazo entre estas variáveis, confirmando os resultados obtidos por Grôppo (2004) e Darrat e Mukherjee (1986).

4.3. Modelo Autorregressivo com Termo de Correção de Erros (VEC)

Sendo determinada a relação de equilíbrio de longo prazo, buscou-se obter os resultados relativos ao equilíbrio de curto prazo, visto que, segundo Engle e Granger (1987), mesmo que haja relação de equilíbrio de longo prazo entre variáveis não estacionárias, é possível que exista algum desequilíbrio no curto prazo. Nesse caso, a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Deste modo, foi estimado o modelo de correção de erros VEC com duas defasagens e um vetor de cointegração, como definido pelo teste de Johansen. A Tabela 8 apresenta as estimativas do desequilíbrio de curto prazo que são corrigidas através do vetor de cointegração (Coint Eq₁ (α)) relativo ao Ibovespa.

Tabela 8 – Coeficientes do modelo VEC para o vetor do Índice Bovespa

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t
Coint Eq ₁ (α)	-0.029774	(0.01452)	[-2.04986]**
D(LIBOV(t-1))	0.049721	(0.10062)	[0.49415]
D(LIBOV(t-2))	-0.012247	(0.10221)	[-0.11982]
D(LRISCO(t-1))	-0.056565	(0.08487)	[-0.66649]
D(LRISCO(t-2))	0.024826	(0.07153)	[0.34705]
D(LCAMBIO(t-1))	0.169633	(0.17084)	[0.99292]
D(LCAMBIO(t-2))	0.086270	(0.12017)	[0.71788]
D(LSELIC(t-1))	-0.058180	(0.05646)	[-1.03046]
D(LSELIC(t-2))	-0.087463	(0.05732)	[-1.52576]
D(LIGPM(t-1))	-0.006834	(0.01029)	[-0.66389]
D(LIGPM(t-2))	-0.015377	(0.00920)	[-1.67225]***
C	0.009731	(0.00653)	[1.49129]

Fonte: O autor, 2017.

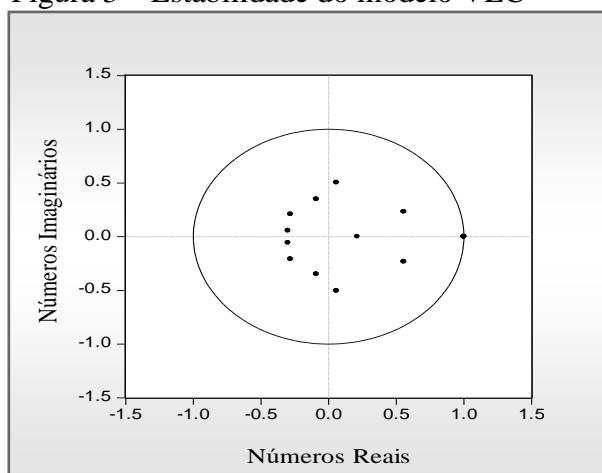
Nota: ** indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância, *** indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

O grau de ajuste dos termos de correção de erros representado pelo parâmetro Coint Eq₁ (α), que demonstra a proporção do desequilíbrio de curto prazo do Ibovespa que é corrigido a cada período, isto é, mede a velocidade de convergência do desequilíbrio de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo, se mostrou estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, indicando que 2,9% dos desvios entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, são corrigidas a cada mês. Pelos cálculos, os desequilíbrios iram se ajustar após, aproximadamente, 34 meses

Dentre as variáveis explicativas do modelo VEC, a única que apresentou significância estatística, ao nível de 5%, foi a taxa de inflação com duas defasagens, indicando que, no curto prazo, apenas as variações passadas da inflação têm poder explicativo sobre as variações correntes do Ibovespa. Assim sendo, verificou-se relação negativa entre a inflação e o Ibovespa, ou seja, uma variação de 1% no IGP-M de dois meses atrás ($t-2$), causa uma redução de aproximadamente 1,6% no índice de mercado.

Foi constatado ainda que a condição de estabilidade do modelo foi satisfeita, uma vez que, como ilustrado no Figura 3, as raízes inversas do polinômio característico se encontram dentro do círculo unitário, tornando confiável a aplicação empírica.

Figura 3 – Estabilidade do modelo VEC



Fonte: O autor, 2017.

A existência de uma relação cointegrante entre o Ibovespa e as variáveis macroeconômicas, comprovada anteriormente, sugere que possa haver ao menos uma direção de causalidade de Granger entre essas variáveis. Para determinar a direção da causalidade, estimou-se o VEC que, além de indicar a direção, possibilita distinguir entre causalidade de curto prazo e de longo prazo. Os resultados do teste de causalidade de Granger via modelo de correção de erros seguem descritos na Tabela 9.

Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger (Baseado no VEC)

Variável Dependente	Variável Independente						
	Curto Prazo ^a						Longo Prazo ^b
	D(LIBOV)	D(LRISCO)	D(LCAMBIO)	D(LSELIC)	D(LIGPM)	Total	Coint Eq ₁ (α)
D(LIBOV)	-	0.7342	0.5185	0.2719	0.2453	0.3063	-2.04986**
D(LRISCO)	0.0000*	-	0.8028	0.2420	0.0096*	0.0000*	2.45667**
D(LCAMBIO)	0.8950	0.0055*	-	0.0348**	0.6982	0.0017*	0.19103
D(LSELIC)	0.1340	0.4761	0.3408	-	0.9110	0.2051	-0.30035
D(LIGPM)	0.6374	0.8191	0.1947	0.6203	-	0.2632	5.67397*

Fonte: O autor, 2017.

Nota: a,b correspondem ao p-valor do teste de Causalidade de Granger/Exogeneidade em Bloco de Wald e a estatística t do termo de correção de erro.

* indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância; ** indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Os resultados demonstram que, no curto prazo, nenhuma das variáveis macroeconômicas (risco-país, taxa de câmbio, taxa Selic e taxa de inflação) causa no sentido de Granger o Ibovespa, visto que não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de causalidade. Isso mostra que qualquer choque em uma dessas variáveis não tem efeito, no curto prazo, sobre o Ibovespa. Contudo, na direção oposta, observa-se a existência de causalidade unidirecional de curto prazo, no sentido de Granger, do índice Bovespa para o risco-país.

O teste de causalidade de Granger ao par, presente na Tabela 15 (Anexo D), ratifica a inexistência de relação causal, no sentido de Granger, dos indicadores macroeconômicos para o Ibovespa. No entanto, verificou-se que o índice, por sua vez, Granger causa todas as variáveis do modelo. Ou seja, se por um lado, as variáveis macroeconômicas não auxiliam na previsão das flutuações do índice, por outro, o índice é um excelente preditor das variáveis macroeconômicas.

Em relação à causalidade de longo prazo entre as variáveis, verificou-se, por meio do coeficiente α , que o mesmo foi significativo a 5% para o Ibovespa. Isto significa que há causalidade de longo prazo dos termos de correção de erro com o Índice Bovespa. Constatou-se também, significância estatística dos coeficientes α relativos ao risco-país e ao IGP-M, sugerindo que, no curto prazo, essas variáveis se ajustam para atingir sua trajetória de equilíbrio de longo prazo.

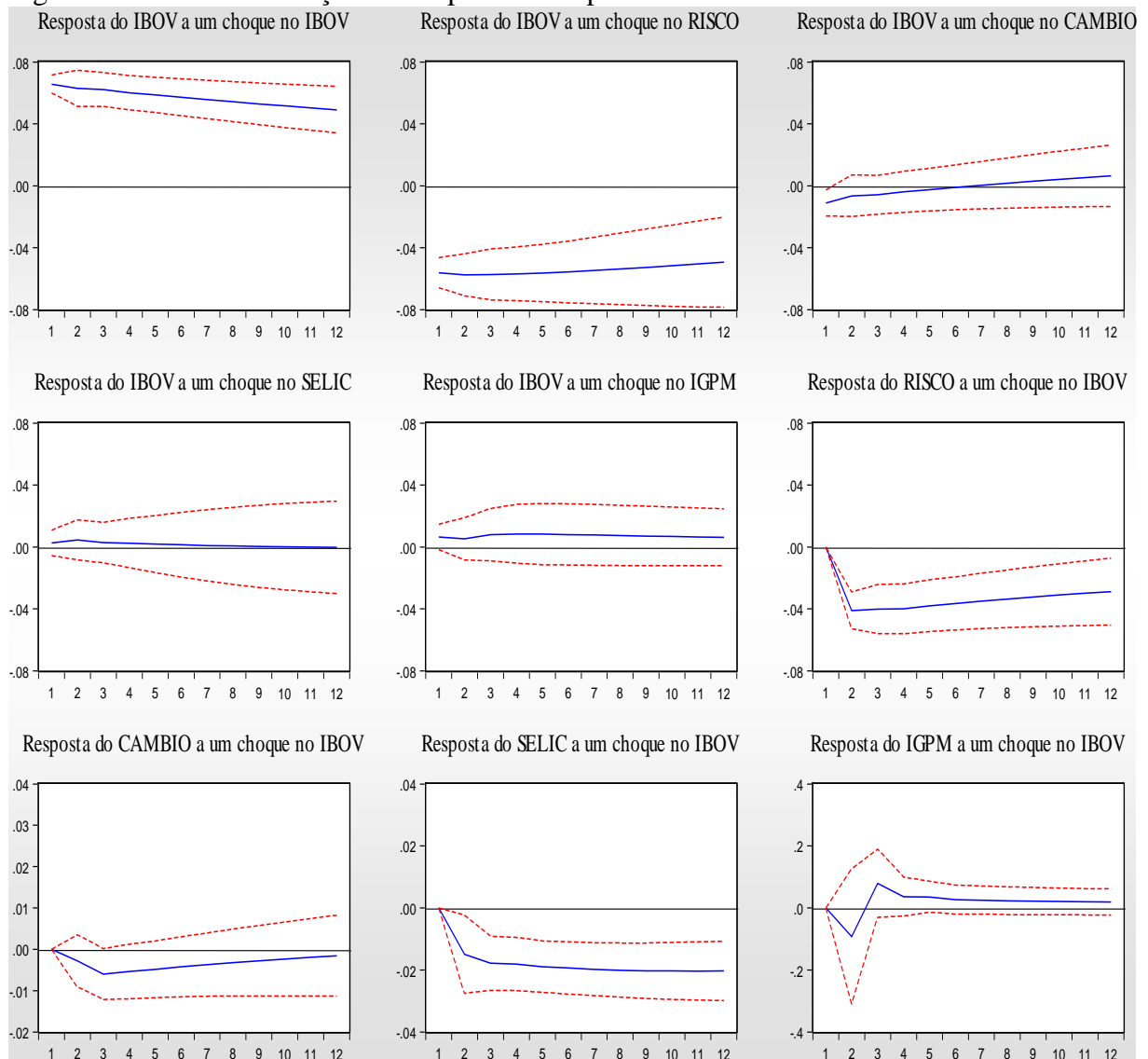
Como citado anteriormente, a causalidade de Granger baseada no VEC está associada ao teste de exogeneidade em bloco de Wald, e a partir deste foi definido o ordenamento das variáveis para a realização das análises estruturais do VEC, como segue: Risco Brasil, Taxa de Câmbio, Taxa Selic, Inflação e Ibovespa.

4.4. Análises Estruturais do Modelo VEC

Devido à dificuldade de se interpretar os coeficientes individuais estimados do modelo VAR, é comum simplificar os resultados por meio de análises estruturais, sendo estas: a função de resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão.

A função de resposta ao impulso (IRF) tem por objetivo captar o efeito de choques exógenos de uma variável endógena específica sobre as demais variáveis do modelo VAR. As estimativas obtidas da IRF apresentam-se como choques inesperados de um desvio padrão das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa, assim como o inverso, choques inesperados do Ibovespa sobre as variáveis macroeconômicas, durante doze meses, após o referido choque.

Figura 4 – Análise de Função de Resposta ao Impulso.



Fonte: O autor, 2017.

Na Figura 4, pode-se observar que o efeito do índice de mercado sobre ele próprio é positivo e não se estabiliza ao longo dos doze meses analisados, ou seja, elevações nos preços das ações da Bolsa de Valores de São Paulo provocam uma alta no Ibovespa que persiste por mais de um ano, *ceteris paribus*.

A resposta do mercado de ações brasileiro a um choque da taxa juros se mostrou praticamente estável e, por isso, irrelevante. Santos (2009) argumenta que a taxa de juros no Brasil, por ser uma das maiores do mundo em termos reais, pode apresentar características de inelasticidade em relação à decisão dos investidores no mercado de ações brasileiro, e por isso efeitos de um choque na taxa de juros são praticamente nulos sobre o Ibovespa. Por outro lado, um choque inesperado no índice causa uma queda de 2 pontos percentuais na Selic, que não se estabiliza após os doze meses analisados. Segundo Ribeiro *et al.* (2014), altas na taxa básica de juros podem reduzir os investimentos, induzindo à substituição das aplicações em renda variável por renda fixa.

O risco-país, por sua vez, foi a variável macroeconômica que apresentou o impacto mais expressivo sobre o mercado acionário, determinando uma queda de aproximadamente 6 pontos percentuais no Ibovespa, que persistiu no decorrer dos doze meses analisados. Efeito semelhante, mas em menor magnitude, é verificado no risco-país após um choque no Ibovespa. Os resultados, até então, acordam com a teoria de Guerra (2002) de que a taxa de juros e o risco país podem aumentar o custo de captação de recursos, desestimulando as aplicações em renda variável.

Um choque inesperado na taxa de inflação possui uma influência positiva e pouco significativa sobre o Ibovespa, mantendo uma associação positiva quase irrelevante nos doze meses subsequentes. No caso de uma inovação do Ibovespa sobre a taxa de inflação, verifica-se, inicialmente, um impacto negativo de 9 pontos percentuais, que a partir do terceiro mês se torna positivo, tendo seu efeito gradativamente reduzido, mas persistindo no decorrer de doze meses. Santos (2009) explica que um aumento no nível de preços, proveniente da expansão de demanda ou incremento da oferta monetária, pode ocasionar uma interação positiva entre inflação e a atividade econômica, explicando assim, a existência desses efeitos positivos entre o IBOV e o IGP-M capitados pela IRF.

Em relação à taxa de câmbio, o Ibovespa reage inicialmente de forma negativa a um choque no câmbio, mas passa a ser positiva a partir do oitavo mês, enquanto a reação da taxa de câmbio a alterações não esperadas no mercado acionário é integralmente negativa. Nota-se, então, que os resultados da IRF referentes ao câmbio e o Ibovespa contradizem os resultados do vetor de cointegração normalizado, onde se constatou associação positiva entre essas

variáveis. Apesar de ambas as reações serem pouco significativas, os efeitos negativos captados pela IRF dessas variáveis se aproximam mais da realidade econômica brasileira, onde elevações nas taxas de câmbio são normalmente prejudiciais ao mercado de ações.

A contínua desvalorização sofrida pelo real (aumento da taxa de câmbio brasileira) nos últimos anos vem gerando consequências diretas à economia brasileira e, conseqüentemente, ao mercado acionário, sendo que, dentre elas, duas valem ser destacadas. A primeira consiste no desestímulo ao investimento produtivo, já que além de ser o meio de troca, a moeda representa uma unidade de conta que permite calcular todos os custos dos empreendimentos e investimentos realizados. Se essa unidade de conta é instável, como ocorre atualmente no Brasil, não há incentivos ao investimento, estrangeiro ou nacional, em atividades produtivas. Outra consequência é a redução da capacidade industrial brasileira ou desindustrialização. O argumento de que o câmbio desvalorizado estimula as exportações (abordagem tradicional) não se sustenta para o caso brasileiro, pois além de ser um grande exportador, o Brasil também é um grande importador de maquinários e matérias-primas, imprescindíveis para a produção de seus bens exportáveis, nesse sentido, uma desvalorização da moeda faz com que os custos de produção dos produtos nacionais aumentem, anulando qualquer vantagem competitiva do Brasil no mercado internacional.

A metodologia VAR disponibiliza também a ferramenta analítica conhecida como decomposição da variância dos erros de previsão. Esta é utilizada para obter a porcentagem da variância dos erros de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. A Tabela 10 apresenta os resultados referentes à decomposição da variância do Ibovespa, assim como a estimativa do desvio padrão dos erros de previsão para doze meses após o choque.

Tabela 10 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o Ibovespa

Período	Desvio Padrão	LIBOV	LRISCO	LCAMBIO	LSELIC	LIGPM
1	0.079675	58.81349	29.43181	9.274629	4.77E-08	2.480071
2	0.115712	56.89290	31.21784	6.255688	0.282430	5.351144
3	0.143313	56.98427	31.10261	4.671019	1.289716	5.952379
4	0.166462	56.06650	30.59820	3.860459	1.356134	8.118711
5	0.187373	54.53940	30.18640	3.296924	1.352432	10.62484
6	0.206444	53.42022	29.65322	2.855704	1.320924	12.74993
7	0.223654	52.62634	29.14776	2.531108	1.297912	14.39688
8	0.239474	52.03897	28.70810	2.287943	1.275132	15.68985
9	0.254256	51.58415	28.34585	2.100426	1.253461	16.71611
10	0.268188	51.23571	28.05212	1.951557	1.235538	17.52507
11	0.281398	50.96596	27.81292	1.830965	1.221443	18.16870
12	0.293999	50.74937	27.61633	1.731528	1.210117	18.69266

Fonte: O autor, 2017.

Observa-se que, no primeiro mês, os desvios causados pela variância do Ibovespa são explicados em cerca de 58,81% por si mesma, e em cerca de 50,75% passados doze meses. Depois do Ibovespa, as variáveis que apresentaram maior participação no erro de previsão do índice são: o risco-país e a taxa de inflação que alcançaram os percentuais de 27,62% e 18,69%, respectivamente, no décimo segundo mês. As demais variáveis, taxa de câmbio e taxa de juros, não apresentam influência significativa sobre o Ibovespa, com parcelas de 1,73% e 1,21%, respectivamente.

Por fim, a Tabela 11 apresenta os resultados da decomposição das variâncias dos indicadores macroeconômicos em relação à participação do Ibovespa. Nesse teste avalia-se o efeito inverso da decomposição, isto é, em que proporção o índice de mercado explica a variância dos indicadores macroeconômicos.

Tabela 11 – Participação do Ibovespa sobre a decomposição da variância das variáveis

Período	LRISCO	LCAMBIO	LSELIC	LIGPM
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	4.374161	0.025690	1.459445	0.004321
3	3.836612	0.383933	1.330300	0.141754
4	3.558400	0.430378	1.498789	0.156679
5	3.145016	0.409766	1.547545	0.289321
6	2.826637	0.391187	1.548191	0.544863
7	2.593409	0.371849	1.539439	0.855860
8	2.407485	0.355158	1.525725	1.171735
9	2.261686	0.339244	1.511224	1.478953
10	2.147032	0.325780	1.497590	1.777972
11	2.055940	0.314680	1.485905	2.063388
12	1.981888	0.305467	1.476160	2.333332

Fonte: O autor, 2017.

A decomposição da variância das demais variáveis em relação ao Ibovespa apresentou valores praticamente insignificantes. A maior influência do Ibovespa foi constatada no índice de inflação e no indicador de risco do mercado, com cerca de 2,33% e 1,98%, respectivamente. Destarte, percebe-se uma forte relação em ambos os sentidos entre o Ibovespa e as variáveis taxa de inflação e risco-país, e em menor magnitude, com a taxa de câmbio e a taxa de juros.

4.5. Análise de Causalidade da Variância Condicional

No presente trabalho, estimou-se também a volatilidade das séries para se observar os efeitos da causalidade entre a variância condicional das variáveis macroeconômicas e a variância condicional do Ibovespa. O retorno das variáveis depende de sua própria volatilidade.

Existem diversas formas de se calcular a volatilidade, dentre as quais os modelos ARCH e GARCH desenvolvidos por Engle (1992) e Bollerslev (1986), respectivamente, são simétricos, enquanto os modelos EGARCH, TARARCH e APARCH propostos por Nelson (1991), Zakoian (1994) e Ding *et al.* (1993), respectivamente, evidenciam a assimetria na volatilidade. No presente estudo utilizou-se o modelo EGARCH.

O modelo EGARCH (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) capta os impactos assimétricos nas séries de dados, não tendo que exigir-se a positividade dos coeficientes. O modelo é caracterizado pela assimetria na volatilidade ou variância da equação estimada e pode ser especificado através do logaritmo da variância condicional, onde os choques têm efeito exponencial e não quadráticos.

A variância condicional do modelo EGARCH é dada por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q (\beta_j \ln \sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \left[\alpha_i \left(\frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{\sigma_{t-i}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma_i \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-i}}} \right) \right] + v_t \quad (74)$$

Onde $\ln(\sigma_t^2)$ é o logaritmo natural da variância condicional; ω é o intercepto; β_j coeficiente de persistência da volatilidade do termo de defasagem j ; α_i coeficiente de reação da volatilidade do termo de defasagem i ; γ_i é o coeficiente que capta o efeito assimetria da volatilidade do termo de defasagem i .

Se $\gamma_i = 0$, indica ausência de assimetria na volatilidade. Se $\gamma_i \neq 0$, indica um impacto diferenciado de choques negativos e positivos na volatilidade. Se $\gamma_i < 0$, existência “efeito alavancagem”, indica que choques positivos na volatilidade não possuem o mesmo efeito que os choques negativos, ou seja, presença da assimetria da volatilidade nos retornos do Ibovespa.

Foram calibrados os modelos, utilizando três tipos de distribuições para os resíduos: normal (gaussiana), *t* de *student* e GED (*Generalized error distribution*). A ordem do modelo EGARCH a ser ajustado para cada variável baseou-se no correlograma, e posteriormente a seleção foi feita através dos critérios de informação Akaike e Schwarz. O Quadro 3 apresenta o modelo de estimação da volatilidade condicional para cada variável.

Quadro 3 – Modelo de volatilidade ajustado

Variável	Modelo	Distribuição	Efeito Alavancagem
D(LIBOV)	EGARCH(1,1)	Normal	Sim
D(LRISCO)	EGARCH(1,1)	GED	Não
D(LCAMBIO)	EGARCH(1,1)	GED	Não
D(LSELIC)	EGARCH(1,1)	Normal	Sim
D(LIGPM)	EGARCH(1,1)	t Student	Sim

Fonte: O autor, 2017

As informações apresentadas na Tabela 16 (Apêndice D) ratificam os resultados obtidos na análise de causalidade baseada no VEC, mostrando que não há relação causal, no sentido de Granger, das volatilidades do risco-país, taxa de câmbio, taxa Selic e IGP-M sobre a volatilidade do Ibovespa, aceitando significativamente a hipótese nula ao nível de erro de 5%. Assim, foi possível observar que as variáveis macroeconômicas não apresentam o fenômeno de causalidade bidirecional no sentido de Granger entre suas volatilidades.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo buscou analisar a existência de relação de curto e longo prazo entre um conjunto de variáveis macroeconômicas – taxa de juros, taxa de câmbio, risco país e inflação – em relação ao Ibovespa, utilizando o enfoque multivariado VAR, no período compreendido entre os meses de janeiro de 1995 a junho de 2016. Conforme os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado e de Phillips e Perron, todas as séries selecionadas pela pesquisa são estacionárias em primeira diferença, isto é, integradas de ordem um $I(1)$. Como as séries apresentam a mesma ordem de integração, foi possível testar se as mesmas são cointegradas.

Utilizando o teste de cointegração proposto por Johansen (1988), tanto pela estatística do traço como pela do máximo autovalor, há pelo menos um vetor de cointegração, ao nível de significância de 5%, ou seja, pode-se inferir que existe relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas. Além disso, o número de vetores cointegrantes demonstrou que a matriz de respostas de longo prazo do teste de cointegração apresenta posto reduzido, ou seja, existe relação de equilíbrio de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro. Desse modo, utilizou-se o enfoque multivariado VEC para obtenção dos parâmetros de curto e longo prazo do modelo.

Todos os coeficientes de elasticidade de longo prazo das variáveis macroeconômicas explicativas do Ibovespa, descritos pelo vetor de cointegração, foram estatisticamente significativos. Pela análise de sinais, constatou-se a relação negativa do índice de mercado com o risco-país e a taxa de juros de curto prazo, como era de se esperar, e uma associação positiva do índice do mercado acionário brasileiro com a inflação e a taxa de câmbio. Contudo, pela análise da IRF, o impacto de um choque na taxa de câmbio sobre o Ibovespa é negativo nos períodos iniciais, se tornando positivo somente após oito meses passados. Pelo valor dos parâmetros de longo prazo, o risco-país é a variável com maior poder explicativo sobre o Ibovespa no longo prazo.

Em relação aos coeficientes de elasticidade de curto prazo, a inflação com duas defasagens foi a única variável explicativa que apresentou significância estatística, evidenciando uma associação negativa da mesma com o Ibovespa. Portanto, pela análise dos parâmetros de curto e longo prazo fica evidente a significativa importância da inflação para a tomada de decisão dos investidores, nacionais ou estrangeiros, visto que, foi a única variável que apresentou relações tanto no curto como no longo prazo com o Ibovespa. Já com relação

ao grau de ajuste dos termos de correção de erros (Coint Eq₁ (α)), constatou-se que cerca de 2,9% dos desvios entre o valor efetivo e o valor de equilíbrio, são corrigidas a cada mês, ou seja, os desequilíbrios de curto prazo iram se ajustar para o equilíbrio de longo prazo após, aproximadamente, 34 meses.

Analisando os testes de causalidade de Granger via modelo de correção de erros VEC, foi constatada, no curto prazo, a existência de causalidade unidirecional do Ibovespa para o risco-país. Logo, as variações do índice de mercado ajudam a prever as variações do risco Brasil. No entanto, nenhuma das variáveis macroeconômicas causa, no sentido de Granger, o Ibovespa, ou seja, os macro indicadores selecionados não são preditores significativos do retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro. Quanto à relação causal de longo prazo entre as variáveis, verificou-se, por meio do coeficiente de ajustamento (α), que o Ibovespa responde a desequilíbrios causados pelas variáveis macroeconômicas.

Conforme verificado na função de resposta ao impulso, choques inesperados no risco-Brasil promoveram efeitos significativos sobre o Ibovespa que não se estabilizaram ao longo dos doze meses analisados. Pela análise da decomposição de variância dos erros de previsão para o Ibovespa, o risco-Brasil foi a variável macroeconômica que mais se destacou, exibindo o maior poder explanatório sobre as variações do índice Bovespa. No entanto, como era de se esperar, o próprio índice é a variável que possui maior poder explicativo sobre ele mesmo.

Os resultados obtidos das análises estruturais do VEC deixam claro a grande sensibilidade do Ibovespa frente ao risco-país, representado pelo EMBI + Br. Portanto, foi demonstrado a sua relevância sobre a economia brasileira, sugerindo que a possibilidade de *default* do Brasil em relação a seus papéis tem grande influência sobre a tomada de decisão dos investidores do mercado acionário brasileiro, podendo estimular ou desestimular a aplicação em renda variável.

Foi realizado também o teste de causalidade de Granger da variância condicional das séries, para analisar o efeito causal de curto prazo entre as volatilidades da taxa de juros, taxa de câmbio, risco-Brasil e IGP-M em comparação à volatilidade do Ibovespa. Corroborando com os resultados obtidos no teste baseada no VEC, mais uma vez, as volatilidades das variáveis macroeconômicas, não apresentaram relação causal com a volatilidade do retorno do Ibovespa. Por outro lado, a volatilidade do índice causa, no sentido de Granger, as volatilidades da taxa de juros e do risco-Brasil.

Para finalizar, recomenda-se que trabalhos futuros incluam novas variáveis macroeconômicas, tanto nacionais como internacionais, ao modelo do presente estudo. Em relação às variáveis nacionais, sugere-se o emprego de indicadores como, a produção industrial ou preço do petróleo, para a obtenção de mais informações a respeito do comportamento do mercado acionário brasileiro frente às macro variações internas. Quanto às variáveis internacionais, aconselha-se a utilização dos índices de mercado de ações das principais bolsas de valores do mundo, como, por exemplo, o índice da bolsa de Nova York (Dow Jones), para verificar se informações financeiras do mercado internacional podem influenciar as operações de compra e venda de ações no mercado brasileiro.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ACHSANI, N.A.; STROHE, H.G. Stock market returns and macroeconomic factors: evidence from Jakarta stock exchange of Indonesia 1990-2001. Universität Potsdam, Wirtschaftsund Sozialwissenschaftliche Fakultät, **Discussion Paper**, 2002.

AJAYI, R.A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S.M. On the relationship between stock returns and exchange rates: test of Granger causality. **Global Finance Journal**, v.2 n.9, p.241-251, 1998.

ASSAF NETO, Alexandre. **Mercado financeiro**. São Paulo: Atlas, 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Risco-País: Informações até março de 2016. **Programa de Educação Financeira do Banco Central do Brasil**, 2016.

BEIM, David O.; CALOMIRIS, Charles W. **Emerging financial markets**. New York: McGraw-Hill, 2001.

BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Capital Markets: An Engine for economic Growth. **NBER**. Cambridge. 1997.

BENDERLY, J.; ZWICK, B. Inflation, Real Balances, Output, and Real Stock Returns. **American Economic Review** 75, 1115-23, Dec. 1985.

BENITA, G.; LAUTERBACH, B. Policy Factors and Exchange Rate Volatility: Panel Data Verses a Specific Country Analysis. **Foreign Exchange Activity Department**, Bank of Israel, Jerusalem, 2004.

BLANCHARD, O. J. Output, the stock market, and interest rates. **American Economic Review**, v.71, n.1, p.132-143, 1990.

BODIE, Z. Common stocks as a hedge against inflation. **The Journal of Finance**, p. 459–470, 1976.

BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. J. **Fundamentos de investimentos**. Porto Alegre: Bookman, 2001.

BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v.31, n.3, p.307-327, 1986.

BOUDOUKH, J.; RICHARDSON, M. Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective. **American Economic Review** 83, p.1346-55, Dec. 1993.

BRIGHAM, E. F. **Fundamentos da moderna administração financeira**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

BRUNI, Adriano Leal. **Risco, retorno e equilíbrio**: Uma análise do modelo de precificação de ativos financeiros na avaliação de ações negociadas na Bovespa (1988-1996). 1998. 163f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1998.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. Cengage Learning. São Paulo, 2008.

CAIADO, J. Modelos VAR, taxas de juro e inflação. In: **Literacia e Estatística (Ed. P. Brito, A. Figueiredo, F. Sousa, P. Teles e F. Rosado), Proceedings of the 10th Portuguese Statistical Society Conference**, p. 215-228, 2002.

CALDAS, Bruno Breyer. **Teste de validação da hipótese de Fisher: Uma análise por VECM para 40 países**. 2011. 57f. Dissertação (Mestrado em Administração) – Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande Do Sul, Porto Alegre, 2011.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Cointegration and tests of present value models. **Journal of Political Economy**, v.95, n.5, p.1062-1088, 1987.

CANUTO, O. Risco: ajuste de portfólio?. **Conjuntura Econômica**, FGV-RJ, jul. 2002.

CARVALHO, F. J. C; SOUZA, F. E. P; SICSÚ, J; PAULA, L. F. R; STUDART, R. **Economia Monetária e Financeira: Teoria e Política**. Rio de Janeiro: Campus, 2000.

CAVALCANTE, Francisco; MISUMI, Jorge Yoshio; RUDGE, Luiz Fernando. **Mercado de capitais: O que é, como funciona**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

CHEN, N.F; ROLL, R.; ROSS, S.A. Economic forces and the stock market. **Journal of Business**, v.59, n.3, p.383-403, 1986.

CHOW, E. H.; LEE, W. Y.; SOLT, M. E. The exchange-rate risk exposure of asset returns. **Journal of Business**, v.70, n.1, p.105-123, 1997.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. **Mercado De Valores Mobiliários Brasileiro**. 3. ed. Rio de Janeiro: Top, 2014.

COSSET, Jean-Claude; ROY, Jean. The determinants of country risk ratings. **Journal of International Business Studies**, Université Laval, p.135-142, 1991.

DANTHINE, J. P.; DONALDSON, J. B. **Intermediate Financial Theory**. 2. ed. New Jersey: Elsevier, 2005.

DARRAT, A.F.; MUKHERJEE, T.K. The behavior of the stock market in a developing economy. **Economic Letters**, v.22, n.2-3, p.273-278, 1986.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.

DING, Z.; GRANGER, C.W.J.; ENGLE, R.F. A long memory property of stock market returns and a new model. **Journal of Empirical Finance**, v. 1, p. 83–106, 1993.

EATON, Jonathan; GERSOVITZ, Mark; STIGLITZ, Joseph E. The pure theory of country risk. **European Economic Review**, North-Holland, p.481-513, 1986.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J.; BROWN, S. J.; GOETZMANN, W. N. **Moderna Teoria de Carteiras e Análise de Investimentos**. Rio de Janeiro: Campus, 2012.

- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. John Wiley & Sons Inc, New York, 1995.
- ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variances of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v.50, n.4, 987-1007, 1982.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, Mar. 1987.
- FAMA, E.; SCHWERT, G. Asset returns and inflation. **Journal of Financial Economics**, p.115–146, 1977.
- FAMA, E.F. Efficient capital markets. **The Journal of Finance**, v.46, n.5, p.1575-1617, 1991.
- FAMA, E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v.25, n.2, p.383-417, 1970.
- FAMA, E.F. Stock returns, real activity, inflation and money. **The American Economic Review**, v.71, n.4, p.545-565, 1981.
- FELDSTEIN, M. Inflation and the stock market. **American Economic Review**, p.839–847, 1980
- FERNANDES, André Ventura. **Microestrutura do mercado cambial brasileiro: Comparação do mercado à vista e futuro**. 2008. 108f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.
- FISHER, I. **The theory of interest**: As determined by impatience to spend income and opportunity to invest it. New York, NY: Macmillan, 1930.
- FORTUNA, Eduardo. **Mercado Financeiro: Produtos e Serviços**. Rio de Janeiro: Qualitimark, 2008.
- FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976.
- GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **The Journal of Finance**, v.38, n.1, p.1-33, 1983.
- GIMENES, Cristiano M.; FAMÁ, Rubens. A correlação entre o risco país e índices de bolsa da América Latina: Um estudo exploratório. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 10, n. 2, p.39-50, jun. 2003.
- GITMAN, L. **Princípios de administração financeira**. 3. ed. São Paulo: Harbra, 1997.
- GLAT, Moysés. Perfil dos investidores institucionais nos Estados Unidos. **Revista Brasileira de Mercado de Capitais**, v. 3, n. 1, Jan./Abr. 1975.
- GOSWAMI, Gautam; JUNG, Sung-Chang. Stock market and economic forces: evidence from Korea. In: PROCEEDINGS OF GLOBAL FINANCE CONFERENCE. 1998, Mexico. **Anais...** Mexico, 1998. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Gautam_Goswami/publication/229053375_Stock_Mar

ket_and_Economic_Forces_Evidence_From_Korea/links/55280be60cf2779ab78bb223/Stock-Market-and-Economic-Forces-Evidence-From-Korea.pdf>. Acesso em: 21 jan. 2017.

GRANGER, C. W. J.. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, p.424-438, jul. 1969.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 107 f. Tese (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

GUERRA, L. F. **O mercado acionário no Brasil: posição relativa, potencial e de crescimento e prioridades de ação**. 2002. 106 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade Getúlio Vargas, EAESP, São Paulo, 2002.

HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995.

HUBERMAN, G. A simple approach to arbitrage pricing theory. **Journal of Economic Theory**, p. 183-191, out. 1982.

JAFFE, J., e MANDELKER, G. The "Fisher effect" for risky assets: An empirical investigation. **The Journal of Finance**, v.31, n.2, p.447-458, 1976.

JEFFERIS, K.R.; OKEAHALAM, C. C. The impact of economic fundamentals on stock markets in southern Africa. **Development Southern Africa**, v. 17, n.1, p. 23-51, 2000.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, n.213, p.231-54, 1988.

KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. Atlas, São Paulo, 1990.

KNOW, S.C.; SHIN, T.S. Cointegration and causality between macroeconomic variable and stock market returns. **Global Finance Journal**, v.10, n.1, p.71-81, 1999.

KRUEGER, A. O. **Exchange-Rate Determination**. Cambridge University Press, Cambridge, 1983.

LEE, B.S. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. **The Journal of Finance**, v.47, n.4, p.1591-1603, set. 1992.

LENCIONE, Maria Angélica C. Modelos de Precificação. **THESIS**, São Paulo, v.3 , p. 26-50, 2005.

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

LOPES, João do Carmo; ROSSETTI, José Paschoal. **Economia Monetária**. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2002. 495p.

LUTKEPOHL, H. Introduction to Multiple Time Series Analysis. **Springer Verlag**, New York, 1991.

MAYSAMI, Ramin Cooper; HOWE, Lee Chuin; HAMZAH, Mohamad Atkin. Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's all-S sector indices. **Jurnal Pengurusan**, p.47-77, 2005.

MIRANDA, Gabriel Garbuio Pereira de. **Evolução do mercado de capitais no Brasil: Aspectos da Governança Corporativa**. MBA em Finanças Empresariais, Universidade Tuiuti do Paraná, Curitiba, 2010.

MIRANDA, Vinícius Antonio Montgomery de; PAMPLONA, Edson Oliveira. Um estudo do modelo *Arbitrage Pricing Theory* (APT) aplicado na determinação da taxa de descontos. In: ENEGEP, 17., 1997, Gramado. **Anais...** Gramado, Out. 1997.

MISHKIN, Frederic S. **Moedas, Bancos e Mercados Financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

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

NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: evidence from Japan. **Global Finance Journal**, v.1, n.9, p.71-80, 1998.

NELSON, C. Inflation and rates of return on common stocks. **The Journal of Finance**, p.471-483, 1976.

NELSON, D.B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. **Econometrica**, v.59, p.347-370, 1991.

NETO, L.V.; FÉLIX, L.F.F. A importância da participação do investidor individual no desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro. Confiança: **Revista do Pensamento Econômico de Minas Gerais**, v.1, n.1, p.38-43, 2002.

NGUGI, R.W.; KABUBO, J.W. Financial sector reforms and interest rate liberalization: The Kenya experience. **African Economic Research Consortium**, Nairobi, Mar. 1998.

NOBREGA, Maílson da; LOYOLA, Gustavo; FILHO, Ernesto Moreira Guedes; PASQUAL, Denise de. **O mercado de capitais: sua importância para o desenvolvimento e os entraves que se defronta no Brasil**. São Paulo, SP: BOVESPA, 2000.

NUNES, M. S.; COSTA JR., N. C. A.; SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, "risco Brasil" e retornos no mercado de ações brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v. 2, n. 3, p. 26-42, 2003.

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

OOI, A. Y.; WAFI, S. A. W. S. K.; LAJUNI, N.; GHAZALI, M. F. Causality between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from Malaysia and Thailand. **International Journal of Business and Management**, v.4, n.3, Mar. 2009.

PEREIRA, F. I. **O modelo CAPM**. Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado, Universidade Federal do Ceará, 2010.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**. v. 75, n. 3, p. 335-346, 1988.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa: Um Estudo da Relação de Causalidade, Read – **Revista eletrônica de Administração** - Edição 60, Vol. 14 No. 2, Mai./Jun. 2008.

PINHEIRO, J. **Mercado de capitais: Fundamentos e técnicas**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

RIBEIRO, Alex Alves da Silva; LEITE, Aydano Ribeiro; JUSTO, Wellington Ribeiro. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e mercado acionário internacional sobre o Ibovespa. In: Encontro de Economia Baiana, 10., 2014, Bahia. **Anais...** Bahia, Set. 2014. p 720-735.

ROLL, R.; ROSS, S. A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. **Journal of Finance**, v.35, n.8, p.1073-1103, 1980.

ROSS, S. A. Return, risk and arbitrage. In Friend, I. & Bicksler, J. (eds.) **Risk and return in finance**, Cambridge : Ballinger, p.189-218, 1977.

ROSS, S.A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v.13, n.3, p. 341-360, 1976.

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

SANTOS, M. R. B., KLOECKNER, G. O. & NESS Jr., W. L. O número de fatores determinantes do processo de formação de preços dos ativos de risco: uma investigação empírica do modelo de equilíbrio da APT no mercado brasileiro de ações. **Anais do XVIII ENAMPAD, Caderno de Finanças**, p.49-63, 1994.

SCHOR, A.; BONOMO, M.; VALLS PEREIRA, P.L. APT e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. In: BONOMO, M. (Org.). **Finanças aplicadas ao Brasil**. São Paulo: Editora FGV, p.55-77, 2002.

SHARPE, W. F., “Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, **The Journal of Finance**, v.19, n.3, p.425-442, Set.1964.

SHARPE, W. F.; ALEXANDER, G. J.; BAILEY, J. V. **Investments**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1995.

SIKLOS, Pierre L; KWOK, Ben. Stock returns and inflation a new test of competing hypotheses. **Applied Financial Economics**, Department of Economics, Wilfrid Laurier University Waterloo, Ontario Canada, 1998.

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

SILVA, Fabiano Mello da; CORONEL, Daniel Arruda. Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. **Revista de Administração FACES Journal**, Belo Horizonte, v.11, n.3, p.31-52, Jul./Set. 2012.

SILVEIRA, Héber Pessoa da.; FAMÁ, Rubens.; BARROS, Lucas Ayres Barreira de Campos. Conceito de taxa livre de risco e sua aplicação no *Capital Asset Pricing Model*: Um estudo exploratório para o mercado brasileiro. In: Encontro Brasileiro de Finanças, 16., 2010. **Anais...** 2010. Disponível em: <www.iepg.unifei.edu.br/edson/download/taxalivrerisconfama.pdf> Acesso em: 15 mai. 2017.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, p.1-48, 1980.

SIQUEIRA, Luís Davi Vicensi. **Estratégias de comercialização para o produtor de arroz a partir da diversificação do período de venda**. 2010. 75f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010.

STAVÁREK, Daniel. Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions. **Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)**, v. 55, n. 3-4, p. 141-161, 2005.

TOBIN, J. – Liquidity Preference as Behavior Toward Risk. **Review of Economics Studies**, Fev.1958.

WEST, K. D. Dividend innovations and stock price volatility. **Econometrica**, v.56, p.37-61, 1988.

YULE, G. U. Why do we Sometimes get Nonsense-Correlations between Time-Series? A Study in Sampling and the Nature of Time-Series. **Journal of the Royal Statistical Society**. v. 89, p. 1-63, 1926.

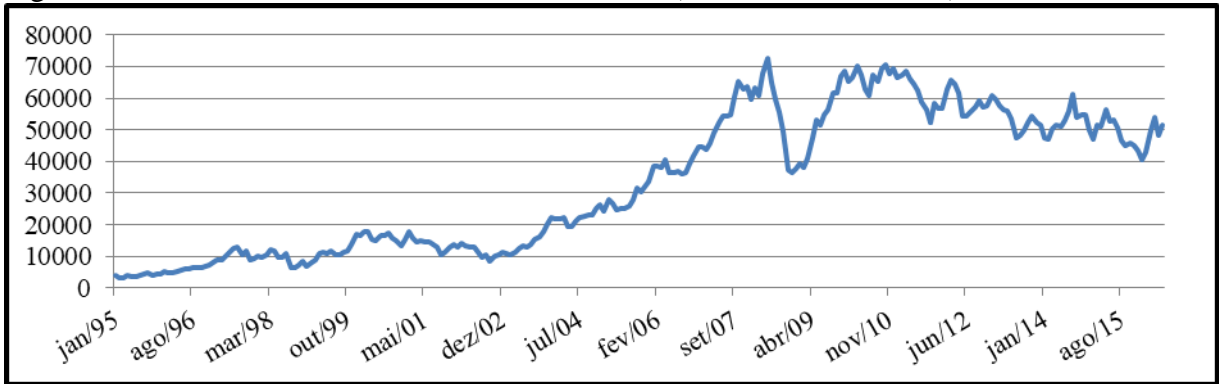
ZAKOIAN, J.M. Threshold Heteroskedascity Models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.18, p.931-955, 1994.

ZINI JUNIOR, Álvaro Antônio. Teoria da determinação da taxa de câmbio. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 3, p.257-283, jul./set. 1986.

ZIVOT, E.; WANG, J. **Modeling Financial Times Series With S-PLUS**. New York: Springer, 2006.

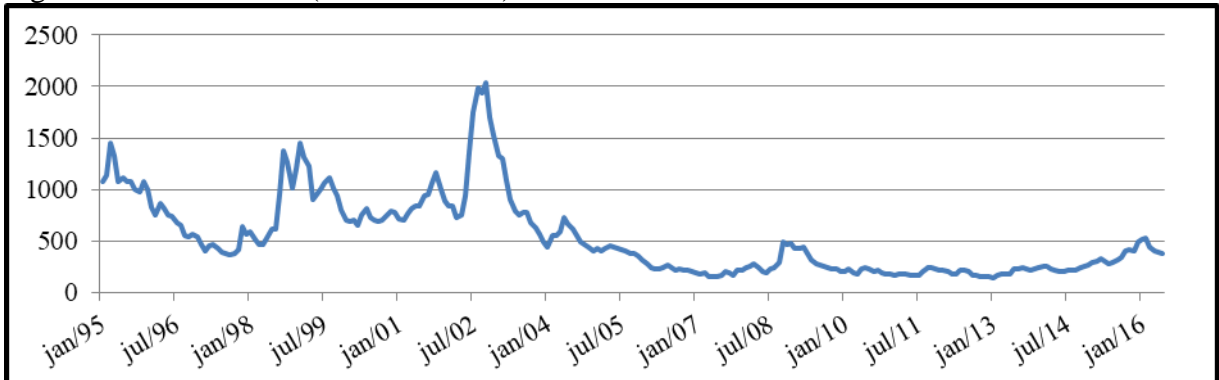
3.10. APÊNDICE A – Gráficos das Variáveis

Figura 5 – Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOV – Fechamento)



Fonte: O autor, 2017.

Figura 6 – Risco Brasil (EMBI+ Brasil)



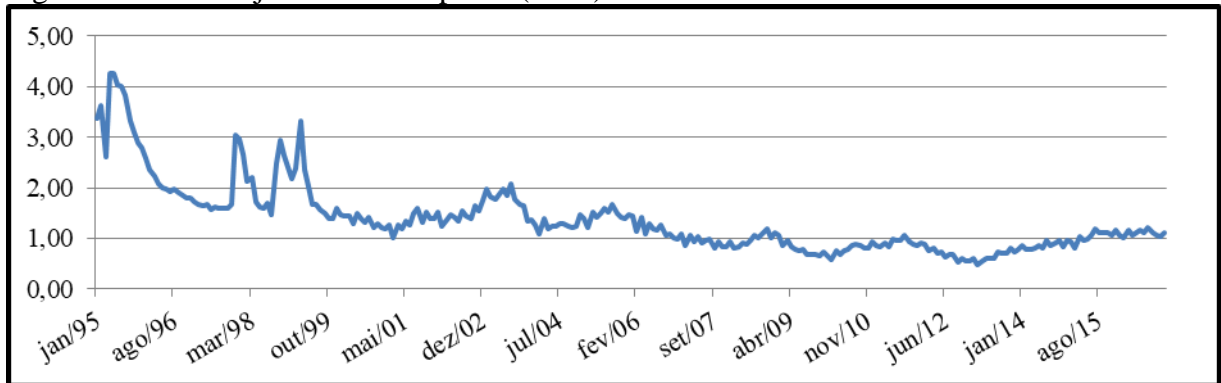
Fonte: O autor, 2017.

Figura 7 – Taxa de câmbio (R\$ / US\$ - comercial)



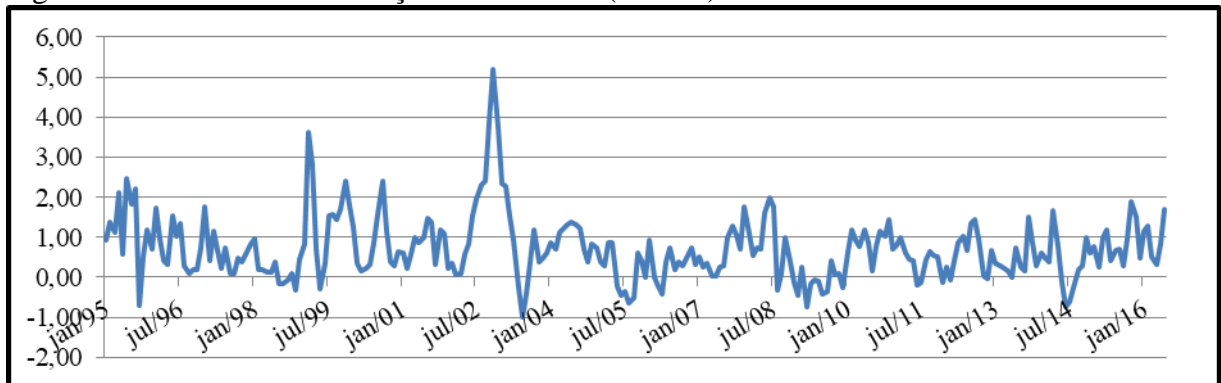
Fonte: O autor, 2017.

Figura 8 – Taxa de juros de curto prazo (Selic)



Fonte: O autor, 2017.

Figura 9 – Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M)



Fonte: Elaboração própria.

3.11.

3.12. APÊNDICE B – Modelo de Correção de Erros (VEC)

Quadro 4: Estimativas do Vetor de Correção de Erros (Continua)

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LIBOV(-1)	1.000000				
LRISCO(-1)	0.925127 (0.19131) [4.83567]				
LCAMBIO(-1)	-0.370896 (0.21800) [-1.70134]				
LSELIC(-1)	0.586058 (0.35006) [1.67419]				
LIGPM(-1)	-0.725834 (0.10169) [-7.13758]				
C	-16.49174				
Error Correction:	D(LIBOV)	D(LRISCO)	D(LCAMBIO)	D(LSELIC)	D(LIGPM)
CointEq1	-0.029774 (0.01452) [-2.04986]	0.040287 (0.01640) [2.45667]	0.001583 (0.00829) [0.19103]	-0.005940 (0.01978) [-0.30035]	0.772300 (0.13611) [5.67397]
D(LIBOV(-1))	0.049721 (0.10062) [0.49415]	-0.597883 (0.11360) [-5.26312]	0.015027 (0.05740) [0.26182]	-0.249169 (0.13700) [-1.81878]	-0.864093 (0.94288) [-0.91644]
D(LIBOV(-2))	-0.012247 (0.10221) [-0.11982]	0.226807 (0.11540) [1.96544]	-0.019421 (0.05830) [-0.33310]	0.066012 (0.13917) [0.47433]	0.061465 (0.95781) [0.06417]
D(LRISCO(-1))	-0.056565 (0.08487) [-0.66649]	0.133632 (0.09582) [1.39463]	0.155958 (0.04841) [3.22147]	0.040136 (0.11556) [0.34733]	-0.263868 (0.79531) [-0.33178]
D(LRISCO(-2))	0.024826 (0.07153) [0.34705]	0.013553 (0.08076) [0.16781]	0.005807 (0.04081) [0.14231]	0.116579 (0.09740) [1.19693]	0.335996 (0.67034) [0.50123]
D(LCAMBIO(-1))	0.169633 (0.17084) [0.99292]	0.068955 (0.19288) [0.35749]	-0.209864 (0.09745) [-2.15347]	-0.106728 (0.23262) [-0.45882]	2.381988 (1.60097) [1.48784]
D(LCAMBIO(-2))	0.086270 (0.12017) [0.71788]	-0.067403 (0.13568) [-0.49679]	-0.060466 (0.06855) [-0.88206]	0.213863 (0.16362) [1.30703]	1.401984 (1.12614) [1.24495]

Quadro 4: Estimativas do Vetor de Correção de Erros (Conclusão)

D(LSELIC(-1))	-0.058180 (0.05646) [-1.03046]	-0.054200 (0.06374) [-0.85028]	-0.052671 (0.03221) [-1.63541]	-0.393132 (0.07687) [-5.11395]	-0.340322 (0.52908) [-0.64323]
D(LSELIC(-2))	-0.087463 (0.05732) [-1.52576]	0.068638 (0.06472) [1.06054]	0.042632 (0.03270) [1.30376]	-0.139612 (0.07805) [-1.78872]	0.247878 (0.53718) [0.46144]
D(LIGPM(-1))	-0.006834 (0.01029) [-0.66389]	0.032050 (0.01162) [2.75774]	-0.003390 (0.00587) [-0.57736]	0.000102 (0.01402) [0.00726]	0.076632 (0.09646) [0.79442]
D(LIGPM(-2))	-0.015377 (0.00920) [-1.67225]	0.025141 (0.01038) [2.42163]	0.001498 (0.00525) [0.28550]	0.004842 (0.01252) [0.38670]	-0.012562 (0.08617) [-0.14578]
C	0.009731 (0.00653) [1.49129]	-0.003623 (0.00737) [-0.49177]	0.003484 (0.00372) [0.93608]	0.001415 (0.00888) [0.15925]	-0.025350 (0.06115) [-0.41456]
R-squared	0.079694	0.368942	0.148219	0.191921	0.277945
Adj. R-squared	0.016026	0.325284	0.089290	0.136016	0.227991
Sum sq. resids	1.009352	1.286598	0.328433	1.871218	88.63618
S.E. equation	0.079675	0.089955	0.045449	0.108483	0.746633
F-statistic	1.251701	8.450698	2.515236	3.432987	5.564074
Log likelihood	196.1778	175.4276	292.1714	143.4003	-186.4544
Akaike AIC	-2.154127	-1.911434	-3.276859	-1.536846	2.321105
Schwarz SC	-1.933659	-1.690966	-3.056391	-1.316378	2.541572
Mean dependent	0.011851	-0.009989	0.000545	-2.61E-06	-0.016806
S.D. dependente	0.080321	0.109512	0.047625	0.116711	0.849759
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.98E-10			
Determinant resid covariance		2.07E-10			
Log likelihood		693.3141			
Akaike information criterion		-7.348703			
Schwarz criterion		-6.154503			

Fonte: O autor, 2017.

Nota: Desvio Padrão em () e Estatística t em [].

3.13. APÊNDICE C – Análise das Inferências Econométricas

Tabela 12 – Teste de Zivot e Andrews para quebra estrutural

Variáveis	Em nível Estatística t	Em primeira diferença Estatística t	Valor crítico (5%)
LIBOV	-3,0661	-16,399	-4,93
LCAMBIO	-3,0952	-16,378	-4,93
LSELIC	-4,5100	-8,8877	-4,93
LIGPM	-4,4366	-7,3984	-4,93
LRISCO	-4,0197	-11,201	-4,93

Fonte: O autor, 2017.

Tabela 13 – Teste de Normalidade dos Resíduos

Componente	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	5.377546	2	0.0680***
2	20.41978	2	0.0000*
3	22.08929	2	0.0000*
4	31.08407	2	0.0000*
5	65.43165	2	0.0000*
Joint	144.4023	10	0.0000*

Fonte: O autor, 2017.

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância, *** indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

3.14.

3.15. APÊNDICE D – Análise de Causalidade de Granger

Tabela 14 – Teste de Causalidade de Granger ao Par

Hipótese Nula			Estatística F	Prob.
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(IBOV)	0.46330	0.6297
D(IBOV)	não Granger causa	D(CAMBIO)	5.87247	0.0032*
D(IGPM)	não Granger causa	D(IBOV)	1.20677	0.3018
D(IBOV)	não Granger causa	D(IGPM)	2.45512	0.0890***
D(RISCO)	não Granger causa	D(IBOV)	0.17566	0.8390
D(IBOV)	não Granger causa	D(RISCO)	31.1465	0.0000*
D(SELIC)	não Granger causa	D(IBOV)	1.67198	0.1900
D(IBOV)	não Granger causa	D(SELIC)	9.98962	0.0000*
D(IGPM)	não Granger causa	D(CAMBIO)	0.88677	0.4139
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(IGPM)	2.62449	0.0755***
D(RISCO)	não Granger causa	D(CAMBIO)	10.6062	0.0000*
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(RISCO)	5.63190	0.0041*
D(SELIC)	não Granger causa	D(CAMBIO)	2.18464	0.1147
D(CAMBIO)	não Granger causa	D(SELIC)	2.61853	0.0749***
D(RISCO)	não Granger causa	D(IGPM)	3.08007	0.0486**
D(IGPM)	não Granger causa	D(RISCO)	0.41082	0.6638
D(SELIC)	não Granger causa	D(IGPM)	0.37287	0.6893
D(IGPM)	não Granger causa	D(SELIC)	0.44276	0.6430
D(SELIC)	não Granger causa	D(RISCO)	2.37839	0.0948
D(RISCO)	não Granger causa	D(SELIC)	8.87480	0.0002*

Fonte: O autor, 2017.

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância, ** indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância, *** indica rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

Tabela 15 – Teste de Causalidade de Granger ao Par – Volatilidade EGARCH⁷

Hipótese Nula			Estatística F	Prob.
h [D(CAMBIO)]	não Granger causa	h [D(IBOV)]	0.67011	0.5126
h [D(IBOV)]	não Granger causa	h [D(CAMBIO)]	0.20415	0.8155
h [D(IGPM)]	não Granger causa	h [D(IBOV)]	0.59000	0.5551
h [D(IBOV)]	não Granger causa	h [D(IGPM)]	0.51264	0.5995
h [D(RISCO)]	não Granger causa	h [D(IBOV)]	1.35877	0.2589
h [D(IBOV)]	não Granger causa	h [D(RISCO)]	7.03445	0.0011*
h [D(SELIC)]	não Granger causa	h [D(IBOV)]	1.63414	0.1972
h [D(IBOV)]	não Granger causa	h [D(SELIC)]	9.57102	0.0001*
h [D(IGPM)]	não Granger causa	h [D(CAMBIO)]	5.55404	0.0044
h [D(CAMBIO)]	não Granger causa	h [D(IGPM)]	2.26980	0.1055
h [D(RISCO)]	não Granger causa	h [D(CAMBIO)]	1.23885	0.2915
h [D(CAMBIO)]	não Granger causa	h [D(RISCO)]	1.55536	0.2132
h [D(SELIC)]	não Granger causa	h [D(CAMBIO)]	0.61999	0.5388
h [D(CAMBIO)]	não Granger causa	h [D(SELIC)]	0.17225	0.8419
h [D(RISCO)]	não Granger causa	h [D(IGPM)]	0.79299	0.4536
h [D(IGPM)]	não Granger causa	h [D(RISCO)]	0.29714	0.7432
h [D(SELIC)]	não Granger causa	h [D(IGPM)]	1.54378	0.2156
h [D(IGPM)]	não Granger causa	h [D(SELIC)]	0.87012	0.4202
h [D(SELIC)]	não Granger causa	h [D(RISCO)]	1.03796	0.3557
h [D(RISCO)]	não Granger causa	h [D(SELIC)]	1.45152	0.2362

Fonte: O autor, 2017.

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 1% de significância.

⁷ Para efeito de simplificação: $\ln(\sigma_t^2) = h$