

**A INFLUÊNCIA DAS EXPECATIVAS MACROECONÔMICAS NO
MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: uma análise empírica
para os anos de 1994 a 2015.**

LUAN VINICIUS BERNARDELLI

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ (UEM)
luanviniciusbernardelli@gmail.com

ALESSANDRO GARCIA BERNARDELLI

UNIVERSIDADE ESTADUAL DO NORTE DO PARANÁ (UENP)
alessandroagb@hotmail.com

GUSTAVO HENRIQUE LEITE DE CASTRO

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE LONDRINA (UEL)
castro.guh@gmail.com

Introdução

O desenvolvimento do mercado financeiro é considerado um dos principais sinais o aperfeiçoamento econômico de uma nação, Grôppo (2004) fundamenta que o desenvolvimento dos países europeus e principalmente os EUA, foi impulsionado por uma contínua eficiência na intermediação de suas poupanças e essa eficiência só foi possível devido ao sofisticado mercado financeiro de capitais. Dessa forma, o aprimoramento do mercado financeiro pode ser visto como um sinal de desenvolvimento econômico.

Problema de Pesquisa e Objetivo

Diversos estudos apontam uma alta correlação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário. No entanto, além dessas, um fator determinante são as expectativas dos agentes. Portanto, o objetivo dessa pesquisa é mensurar o impacto das expectativas dos agentes nas oscilações do mercado acionário. Levantase a hipótese que as expectativas dos agentes são tão significantes quanto as demais variáveis e uma atenção especial deve ser designada para as oscilações das mesmas.

Fundamentação Teórica

O mercado de capitais impacta de diversas formas a estrutura econômica de uma nação, no entanto, sua principal função é atender as necessidades de financiamento de médio e longo prazo por parte das empresas (MATIAS, 2007). Assim, o mercado acionário possui grande relevância para organização social de uma nação, em virtude que o desenvolvimento eficiente contribui para o crescimento econômico e melhora a eficiência da alocação e utilização da poupança (GANDHI; BULSARA; PATEL, 2013).

Metodologia

Desenvolveu-se um modelo de regressão linear múltipla, pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), tendo como variável dependente (i) o índice IBOVESPA e como variáveis explicativas: (ii) taxa de câmbio; (iii) Produto Interno Bruto real, (iv) taxa de juros Selicover e (v) Índice de expectativa. A base de dados utilizada trata-se de uma série temporal mensal, abrangendo o período de 1995 a 2015, (período de relativa estabilidade econômica), totalizando 252 observações.

Análise dos Resultados

Para variáveis taxa de juros, e PIB os resultados encontrados convergiram com a literatura, sendo a primeira positivamente e a segunda negativamente correlacionada. Para o câmbio, o resultado divergiu com a maior parte dos estudos encontrados, pois apontou uma relação inversa à valorização cambial. Para as expectativas, encontrou-se o resultado esperado, indicando que além das variáveis econômicas, a tomada de decisão do investimento é realizada por meio do que os agentes esperam para o futuro.

Conclusão

Conclui-se que o Brasil em uma situação delicada, principalmente pelas péssimas expectativas instauradas em 2016, indicando que, uma variável que deve ser observada pelos planejadores econômicos está alocada no tocante de como os agentes estão prevendo suas alterações, assim como à hipótese inicial desenvolvida.

Referências Bibliográficas

BERNARDELLI, L. V.; BERNARDELLI, A.G. Análise sobre a Relação do Mercado Acionário com as Variáveis Macroeconômicas no Período de 2004 a 2014. Revista Evidenciação Contábil & Finanças, v. 4, p. 4-17, 2016.

A INFLUÊNCIA DAS EXPECATIVAS MACROECONÔMICAS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: uma análise empírica para os anos de 1994 a 2015.

1 INTRODUÇÃO

O desenvolvimento do mercado financeiro é considerado como um dos principais sinais o aperfeiçoamento econômico de uma nação, Grôppo (2004) fundamenta que o desenvolvimento dos países europeus e principalmente os EUA, foi impulsionado por uma contínua eficiência na intermediação de suas poupanças e essa eficiência só foi possível devido ao sofisticado mercado financeiro de capitais. Dessa forma, o aprimoramento do mercado financeiro pode ser visto como um sinal de desenvolvimento econômico, uma vez que os potenciais investidores desse mercado é um grupo composto por diversas classes da sociedade, isto é, os retornos são distribuídos em distintas classes sociais (AGA e KOCAMAN, 2006).

Com base nessa contextualização, Singh, Mehta e Varsha (2011) ressaltam que há uma atenção crescente na relação entre os preços das ações e das políticas macroeconômicas, estimulando a elaboração de estudos nesse segmento. Isso só é possível pois o sistema econômico e financeiro é formado por agentes superavitários e deficitários, sendo os intermediadores financeiros os responsáveis por mediar a disponibilização e a captação desse recurso (BERNARDELLI e BERNARDELLI, 2016). Portanto, nota-se uma crescente integração entre o mercado financeiro e o mercado produtivo e o reflexo de tal movimento é o aumento da importância das variáveis macroeconômicas nos preços das ações (SINGH; MEHTA; VARSHA, 2011).

Obviamente, existem diversas discussões sobre o quanto acontecimentos passados podem ser utilizados nas previsões de preços futuros dos ativos, contudo, respostas para essa questão estão sendo providas a todos os momentos por diversos autores (EUGENE, 1965), assim como nos diversos estudos supracitados nas seções seguintes.

Contudo, além das oscilações macroeconômicas, um fator determinante nas análises relacionadas ao mercado de ações, são as expectativas dos consumidores em relação ao cenário econômico. Portanto, o objetivo dessa investigação é analisar o impacto das expectativas dos agentes nas oscilações do mercado acionário. Levanta-se a hipótese que as expectativas são tão significantes quanto as demais variáveis e uma atenção especial deve ser designada para as oscilações das mesmas.

À luz desses objetivos, desenvolveu-se um modelo de regressão linear múltipla, pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), tendo como variável dependente (i) o índice IBOVESPA e como variáveis explicativas: (ii) taxa de câmbio; (iii) Produto Interno Bruto real, (iv) taxa de juros Selicover e (v) Índice de expectativa. A base de dados utilizada trata-se de uma série temporal mensal, abrangendo o período de 1995 a 2015, (período de relativa estabilidade econômica), totalizando 252 observações.

Para atender tais intentos, este estudo se encontra dividido em quatro seções: a primeira seção se trata de uma introdução; a segunda traz uma fundamentação teórica e empírica sobre a relação das variáveis macroeconômicas com o mercado acionário, bem como uma fundamentação das expectativas; a terceira retrata a metodologia utilizada para as posteriores análises, bem como descreve a fonte da base de dados; por fim, a quarta seção se ateve em apresentar os resultados da pesquisa e relacioná-los com as fundamentações teóricas e empíricas apresentadas na seção 2, e por fim, a última seção apresenta as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

O mercado de capitais impacta de diversas formas a estrutura econômica de uma nação e tem como principal função atender as necessidades de financiamento de médio e longo prazo por parte das empresas (MATIAS, 2007). Após a captação do recurso inicial por meio da emissão no mercado primário, as ações podem ser negociadas no mercado secundário; negociações feitas entre os agentes econômicos com a finalidade de liquidez para os valores mobiliários. Assim, no mercado secundário, são realizadas as negociações entre os agentes econômico.

Dessa forma, o mercado acionário possui grande relevância para organização social de uma nação, em virtude que o desenvolvimento eficiente dos mercados financeiros pode levar ao crescimento econômico e melhorar a eficiência da alocação e utilização da poupança (GANDHI; BULSARA; PATEL, 2013). No mesmo sentido, o objetivo do investidor ao ingressar no mercado acionário é obter um retorno condizente com o custo de oportunidade e o risco implícito do ativo, assim, os investidores consideram simultaneamente um conjunto de variáveis financeiras e não financeiras antes de tomar sua decisão (AGA e KOCAMAN, 2006). Portanto, os acontecimentos econômicos possuem diferentes impactos no mercado financeiro, dependendo se a sua consequência abrange horizontes de curto ou de longo prazo (ENGLE, GHYSELS e SOHN, 2006).

Com objetivo de explanar algumas evidências empíricas, a Tabela 1 apresenta o resultado dos principais estudos sobre esta temática.

Tabela 1 – Evidências empíricas da influência das variáveis macroeconômicas no mercado acionário mundial.

REFERÊNCIA	PAÍS	PRINCIPAIS RESULTADOS
(CHEN. N, 1991).	EUA	Este autor conduziu um estudo cobrindo os Estados Unidos da América, o qual concluiu que o mercado de ações poderia ser, de certa forma, previsto por meio da interpretação de algumas variáveis macroeconômicas.
(CLARE E THOMES, 1994)	Reino Unido	Esses autores investigaram esta temática para o Reino Unido sob o enfoque de 18 variáveis macroeconômicas, apontaram que os preços do petróleo, índice de preço, empréstimo bancário e os riscos de inadimplência são fatores a ser considerados.
(MUHERJEE, 1995)	Japão	Utilizaram um vetor de correção de erros para modelar a relação entre o mercado acionário do Japão com as variáveis macroeconômicas. Detectaram que os preços das ações possuem uma forte relação com a taxa de câmbio, inflação, oferta de moeda e atividade econômica.
(WU; SU, 1998)	Diversos países	Utilizaram as técnicas de co-integração e causalidade para testar a relação entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas, os resultados indicaram que três das quatro variáveis analisadas sugeriram potenciais ineficiências nas causalidades.
(CHUNG E SHIN, 1999)	Filipinas	Examinaram a capacidade das variáveis macroeconômicas para estimar os preços das ações, o resultado encontrado indica que possui uma relevante relação com a balança comercial, taxa de câmbio, produção industrial e oferta de moeda.
(MAYSAMI e KOH, 2000)	Singapura	Investigaram essas relações em Singapura, constataram que a inflação e a oferta de moeda, a taxa de juros e as variações na taxa de câmbio influenciam nas alterações do mercado acionário de Singapura.
(ISLAM e WATANAPALA CHAIKUL, 2003)	Tailândia	Apontou uma forte e significativa relação de longo prazo entre o mercado acionário e os fatores macroeconômicos como: taxa de juros, preço dos títulos públicos, taxa de câmbio, taxa de inflação e a taxa do retorno do investimento, entre 1992 a 2001 na Tailândia.

(CHONG E KOH'S, 2003)	Malásia	Demonstraram que o mercado de ações, as atividades econômicas, e a taxa de juros real na Malásia são interligadas no longo curto e no longo prazo.
(BOUCHER, 2004)	EUA	Considerou uma nova perspectiva sobre a relação entre os preços das ações com a inflação. Eles estudaram o papel dos desvios transitórios da tendência inflacionárias para predizer as flutuações do mercado de trabalho.
(KUMAR, 2008)	Índia	Estabeleceu e validou a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e a inflação na Índia. Embora existam inúmeros estudos avaliando essa hipótese, ele realizou um relevante levantamento reunindo diversos resultados estudos empíricos.

Fonte: elaborado pelo autor (2016).

Dado a extensão do referencial teórico abordado, nota-se que os estudos objetivaram analisar os efeitos das oscilações das variáveis macroeconômicas sobre o mercado acionário. As principais variáveis investigadas foram: taxa de câmbio, inflação, nível de atividade econômica, preço do petróleo, inflação, produção industrial, inadimplência e oferta de moeda. Embora existam pequenas divergências entre os resultados, todos convergiram com a hipótese que há uma grande influência dos indicadores macroeconômicos sobre as variações do mercado acionário.

Com a finalidade de apresentar um resultado específico para o Brasil, a Tabela 2 apresenta alguns estudos para o mercado acionário brasileiro.

Tabela 2 – Evidências empíricas da influência das variáveis macroeconômicas no mercado acionário Brasileiro.

REFERÊNCIA	PERÍODO	PAÍS	PRINCIPAIS RESULTADOS
(GRÔPPO, 2004)	1995 a 2003	Brasil	Teve como principal objetivo analisar a relação casual entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro. Os resultados encontrados demonstraram relações significativas entre a taxa de câmbio real e a taxa de juros de curto prazo. No entanto, o preço do petróleo não apresentou significância. Os resultados destacaram a importância da taxa de juros na economia brasileira.
(OLIVEIRA, 2006)	1972 a 2003	9 países	O trabalho do referido autor objetivou demonstrar empiricamente a relação entre o mercado acionário e o nível de atividade econômica para 9 países. O resultado para o Brasil demonstrou que a variação do índice de bolsa de valores pode ser explicada pelas variações passadas presentes e expectativas futuras.
(GRÔPPO, 2005)	(1995 a 2013)	Brasil	Teve como principal objetivo analisar a causalidade entre um conjunto de variáveis de política monetária e o mercado acionário brasileiro, representado pelo índice Ibovespa. Os resultados deixaram claro que as taxas de juros de curto e longo prazo e a taxa de câmbio impactam o índice Ibovespa.

(OLIVEIRA; FRASCAROLI, 2014)	1998 a 2012	Brasil	Os autores buscaram verificaram a existência de uma relação entre a emissão de oferta pública de ações no mercado brasileiro com as oscilações das variáveis macroeconômicas, os resultados encontrados indicaram que somente a taxa de juros e a taxa de inflação são estatisticamente significantes.
(BERNARDELLI E BERNARDELLI, 2016)	2004 a 2014	Brasil	O trabalho do referido autor objetivou analisar a influência das variáveis macroeconômicas sobre o mercado acionário para o Brasil. O resultado encontrado foi uma expressiva correlação entre eles, mais precisamente com a taxa de juros, inflação, taxa de câmbio e nível de atividade econômica.

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Com base na Tabela 2, observa-se que os resultados para o Brasil foram semelhantes aos encontrados para a análise mundial, em virtude que as variáveis selecionadas são semelhantes e os resultados também indicam uma relação significativa.

Ressalta-se, que dada a estrutura e o dinamismo do mercado financeiro brasileiro, o mesmo possui a capacidade de captar, de forma relativamente rápida, as expectativas dos agentes econômicos com relação à condução e aos resultados das políticas econômicas (PEROBELLI; PEROBELLI e ARBEX, 2000). No entanto, poucos estudos se propõem a analisar a influência das expectativas no mercado financeiro Nofsinger (2010), fundamenta que muito dos comportamentos dos investidores são resultantes das incertezas, isto é, a teoria das possibilidades, o qual descreve como as pessoas estruturam e avaliam uma decisão que envolva incerteza.

Desse modo, as decisões de compra e venda de ativos podem ocorrer simplesmente pela confiança do consumidor. Embora uma decisão de investimento financeiro envolva uma série de etapas, o excesso de confiança, ou a falta dela, faz com que os agentes interpretem erroneamente a precisão das informações e subestimem, ou superestimem, as condições previamente estabelecidas (NOFSINGER, 2010).

Com base nessa contextualização, as próximas subseções apresentam um referencial teórico e empírico sobre algumas especificidades entre o mercado financeiro e as variáveis contidas nesse estudo.

2.1.1. Mercado de câmbio

A globalização exigiu um aumento significativo nas relações de troca entre países, como existem diversos tipos de moedas, a taxa de câmbio é uma medida de conversão da moeda nacional em moeda de outros países, pode também ser denominada como o preço da moeda estrangeira em moeda nacional (VASCONCELLOS e GARCIA, 2014). Sobre o impacto dessa variável sobre o mercado financeiro, Bernardelli e Bernardelli (2016), realizaram um levantamento empírico significativo, o qual é apresentado no Quadro 1.

Quadro 1 – Comparação de resultados entre a taxa de câmbio e o mercado acionário

AUTOR	PERÍODO	ABRANGÊNCIA	CAUSALIDADE
Aggarwal (1981)	1974-1978	Estados Unidos (USA)	Positivamente correlacionadas
Solnik (1987)	1973 - 1983	Oito maiores países ocidentais.	Causalidade não significativa
Seonen e Hennigar (1988)	1980-1986.	Estados Unidos (USA)	Negativamente correlacionada
Seonen e Aggarwal (1989)	1980 - 1987	Oito maiores países ocidentais.	Correlação positiva para três países e negativa para cinco.
Issam; Abdalla and Victor (1997)	1985 - 1994	Índia, Coréia, Paquistão e Filipinas	Casualidade unidirecional
Chamberlain, Howe e Popper (1997)	1986 - 1992	Bancos americanos e japoneses	Significativa para os bancos americanos e não significativa para os bancos japoneses.
Chien-Chung Nieth & Cheng-Few Lee (2001)	1993 - 1996	Países do G-7	Relação não significativa.
Phylaktis e Ravazzolo (2005)	1980 - 1998	Grupo de países baseados no oceano pacífico	Relação positiva entre o preço das ações e as taxas de câmbio
Oliveira (2006)	1972 - 2003	Brasil	Relação positiva

Fonte: (BERNARDELLI E BERNARDELLI, 2016).

O Quadro 1 apresenta inúmeros estudos que objetivaram analisar a relação entre o mercado financeiro e as oscilações cambiais. As análises para o Brasil de GRÔPPO (2005) e (2004) também identificaram tal significância. Nesse sentido, visualiza-se que se trata de uma temática polêmica, principalmente pelas disparidades dos resultados. Como por exemplo, no estudo de Bailey e Chung (1996), o qual examinaram o impacto do risco macroeconômico sobre o mercado de ações da Filipinas e os resultados mostraram que as flutuações na taxa de câmbio não explicaram os retornos das ações. Contudo, embora haja divergência, a maioria das análises empíricas apontam uma relação positiva, em virtude que uma valorização cambial representa um rendimento extra ao investidor, em virtude do aumento relativo do valor da moeda.

2.1.2. Nível de atividade econômica

Diversos estudos econômicos empíricos consideram que o mercado acionário é um dos melhores indicadores para se avaliar a atividade econômica de uma nação. E tal relação vem ganhando ascendência nas últimas décadas devido ao aumento da percepção que as atividades econômicas influenciam o preço das ações (AGA e KOCAMAN, 2006).

Desse modo, Chen et al (1986) demonstrou empiricamente que os movimentos das variáveis macroeconômicas afetam os retornos futuros das ações, assim como as taxas de desconto, refletindo nos preços das ações.

No sentido contrário a esses estudos, Flannery e Protopapadakis (2004) reavaliaram o efeito do retorno de algumas variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações, concluíram que duas medidas popularmente indicadas como positivas, produto nacional bruto e produção industrial, não parecem estar relacionadas com o retorno do mercado acionário.

O resultado de maior relevância foi encontrado por Smith (1990), o qual demonstrou que o comportamento do preço das ações declina de forma contínua antes de uma recessão econômica e começa a aumentar gradativamente antes do fim da recessão. Entretanto, de forma geral, a literatura apresenta uma relação positiva entre o mercado acionário e o nível de atividade econômica, tal como nos trabalhos para o Brasil de Bernardelli e Bernardelli (2016) e Oliveira (2006).

2.1.3. Taxa de juros

Conforme destacado anteriormente, relevância é encontrada na influência da taxa de juros sobre o mercado acionário nos trabalhos de Chong E Koh's (2003), Maysami e Koh (2000), Islam e Watanapalachaikul (2003), Bernardelli e Bernardelli (2016), Oliveira (2006), Oliveira e Frascaroli (2014) e Grôppo (2004) e (2005).

De forma complementar, nos últimos anos, houve um considerável aumento da interação dos juros no mercado acionário, isso ocorreu devido a introdução financeira inovadora que tem facilitado as oportunidades de investimentos internacionais e globais (PHYLAKTIS e RAVAZZOLO, 2005). À luz dessa contextualização, o aumento na taxa de juros deprime a rentabilidade das empresas e também leva a uma redução da rentabilidade dos investidores; gerando um impacto negativo para o preço das ações (CHANDRA, 2004). Assim sendo, a partir de uma elevação da taxa de juros, espera-se um impacto negativo sobre o desempenho da organização, impactando negativamente o preço das ações, isto é, aumentos na taxa de juros incentivam a substituição entre o mercado de ações para o mercado monetário, incentivando as atividades especulativas (TEYMOURI; KHARAZMI, 2013).

A investigação realizada por Geske e Roll (1983) indica que, teoricamente, existe uma relação direta negativa entre a elevação na taxa de juros e a bolsa de valores, ou seja, uma elevação da taxa básica de juros tem como casualidade um declínio nos valores de todos os ativos. Por fim, Lastrapes (1998) encontrou uma relação direta entre a variação monetária e o preço dos ativos. O autor realizou esta análise para 7 países e em todos identificou que uma queda nominal na taxa de juros gera efeitos positivos para os preços dos ativos.

2.1.3. Expectativas dos agentes

A grande relevância desta investigação está alocada na análise acerca das expectativas dos consumidores, de acordo com Singh, Mehta e Varsha (2011), os agentes econômicos vêm utilizando as expectativas macroeconômicas para auxiliar em suas decisões sobre a escolha dos ativos. Segundo Salles; Lyra e Reis (2014), as expectativas dos agentes econômicos se demonstram por meio dos retornos. Desse modo, o conhecimento das expectativas de retorno do mercado de ações é crucial para os agentes econômicos envolvidos na tomada de decisão de financiamento e investimento da produção.

Obviamente, diversos são os fatores envolvidos na formação das expectativas dos agentes, como por exemplo nos estudos de Lam e Tam (2011), o qual investigaram o papel da liquidez na precificação dos retornos das ações negociadas no mercado de Hong Kong e apresentaram evidências que a liquidez é uma variável relevante para expectativa dos retornos dos preços das ações. Assim sendo, a literatura retrata uma relação inversa entre as expectativas e a oscilação do mercado acionário, isto é, à medida que os agentes auferem expectativas positivas, espera-se uma elevação dos preços das ações.

Desse modo, com a finalidade de realizar um estudo empírico para o Brasil, a próxima seção apresenta a metodologia aplicada nesta investigação.

3 METODOLOGIA

Para a análise empírica deste estudo, desenvolveu-se um modelo de regressão que pretende avaliar o impacto dos desequilíbrios das variáveis macroeconômicas, juntamente com as expectativas do consumidor sobre o mercado acionário. Para tanto, selecionou-se o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o qual Favero (2014) fundamenta como uma técnica que almeja estimar o valor esperado para uma variável, denominada dependente, a partir da variação de outras variáveis, denominadas explicativas, levando em consideração que a variável dependente possui uma relação linear com as explicativas.

A base de dados utilizada trata-se de uma série temporal mensal abrangendo o período de 1995 a 2015, totalizando 252 observações. A variável dependente selecionada para evidenciar as oscilações do mercado acionário foi o índice IBOVESPA, disponibilizado pela BMF&BOVESPA. As variáveis explicativas escolhidas para retratar as oscilações macroeconômicas foram: (i) taxa de câmbio média; (ii) Produto Interno Bruto Nominal (iii) taxa de juros Selicover e (v) Índice de expectativa, extraídos do Banco Central do Brasil (BACEN), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e da Federação do Comércio do Estado de São Paulo, Pesquisa Conjuntural do Comércio Varejista da Região Metropolitana de São Paulo (Fecomercio SP). Deste modo, a equação abaixo demonstra o modelo obtido pelo método MQO.

$$\hat{Y} = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \mu \quad (1)$$

Onde: \hat{Y} retrata a variação do mercado acionário, os 'Xs' são as variáveis explicativas, os β s são os parâmetros e " μ " o resíduo. A primeira variável independente é a taxa de câmbio (média mensal); a segunda é o Produto Interno Bruto Nominal; a terceira evidencia a taxa básica de juros Selicover; e a quarta consiste no Índice de expectativa.

Com a finalidade de facilitar a interpretação dos resultados, todas as séries de dados estão em logaritmo natural (Ln), sendo interpretadas por suas elasticidades, a adoção dessa metodologia é relevante, pois de acordo com Gujarati e Porter (2011) o modelo "log-log" se tornou muito difundido pois, com essa transformação, o coeficiente angular passa a medir a elasticidade, ou seja, a variação percentual das oscilações entre as variáveis. Assim, a equação passa a ser representada:

$$\hat{Y} = \ln\beta_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \beta_4 \ln X_4 + \beta_5 \ln X_5 + \beta_5 \ln X_5 + \mu \quad (2)$$

As quais serão representadas para o câmbio como $\ln\text{cambme}$, $\ln\text{pib}$ para o PIB, para as taxas de juros como $\ln\text{selic}$, $\ln\text{expect}$ para expectativas e $\ln\text{ibovespa}$ para variável dependente. Para facilitar na elaboração do modelo, as variáveis foram transformadas em números-índices tendo como ano-base o início do período analisado.

3.1. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Por se tratar se uma série temporal, faz-se necessário analisar a estacionaridade das variáveis. De acordo com Bueno (2011), as séries temporais podem ser estacionárias ou não. A série não estacionária tem uma tendência, que pode ter uma natureza determinística ou estocástica. Desse modo, Bueno (2011) ainda fundamenta que, a série não estacionária determinística, acrescida de um componente aleatório, flutua em torno de uma tendência temporal. Portanto, Gujarati e Porter (2011) apontam que é necessário verificar se a média e a variância das amostras não se alteram sistematicamente ao longo do tempo. Com base nesses fundamentos, com a finalidade de efetuar esta análise, optou-se pelo teste de raiz unitária por meio dos da metodologia de Dickey-Fuller.

Dickey e Fuller elaboraram este teste sob a hipótese nula: H_0 : (há uma raiz unitária ou a série temporal não é estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica) e H_1 : (a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística), conhecido também como *Augmented Dickey Fuller* (ADF) (GUJARATI e PORTER, 2011). De acordo com Bueno (2011) o objetivo é estimar o modelo com as variáveis autoregressivas, essa é uma forma de corrigir o desvio do valor correto da estatística, isto é, encontrar os desvios de yt em relação à sua média. Deste modo, a equação abaixo, demonstrada por Bueno (2011) retrata essa metodologia.

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que,

$$\alpha = - \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i \right) \quad (4)$$

$$\lambda_i = - \sum_{j=i}^{p-1} \phi_{j+1} \quad (5)$$

Portanto, realiza-se os testes utilizando os mesmos valores críticos encontrados, sendo: Y a variável dependente, t a variável tendência. Δ o operador de diferença e $\Delta Y_t - Y_t - 1$ o termo de erro, denominado também como ε_t , sendo $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Os parâmetros a serem estimados são α , β e η . As estatísticas τ_α , τ_β e τ_η correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} . Estas estatísticas são especificadas para um modelo que inclui uma constante e uma tendência (τ_α), um modelo incluindo apenas uma constante (τ_β) e um modelo sem constante e sem tendência (τ_η). Deste modo, o teste de raiz unitária é sensível aos coeficientes determinísticos α e β da equação. As hipóteses testadas nesse modelo remetem a hipótese nula: H_0 : (há uma raiz unitária ou a série temporal é não estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica) e H_1 : (a série temporal é estacionária, $H_1: \eta < 0$) (OLIVEIRA, 2006). O modelo indicado também considera alguns valores defasados de y_t , a ideia é incluir termos suficientes para que o termo de erro da equação seja serialmente não correlacionado, assim, possibilitando uma estimativa não viesada. Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada significa que (1) Y_t é estacionária com média zero (GUJARATI e PORTER, 2011).

3.2. OUTROS TESTES DE CONFIABILIDADE

A primeira verificação realizada em um modelo de regressão se dá por meio da significância de seus parâmetros, o qual fundamenta Gujarati e Porter (2011) a distribuição t pode ser empregada para estabelecer intervalos de confiança, assim como testar hipóteses estatísticas sobre os verdadeiros coeficientes parciais de regressão. A equação abaixo demonstra tal relação.

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{ep(\hat{\beta}_i)} \quad (6)$$

No entanto, conforme fundamentado por Gujarati e Porter (2011), não se pode empregar o teste t para se verificar a hipótese conjunta que os verdadeiros coeficientes parciais angulares são simultaneamente iguais a zero, deve-se utilizar a equação ilustrada abaixo, denominada teste F:

$$F = \frac{[(\hat{\beta}_1 \sum y_i x_{2i} + \hat{\beta}_3 \sum y_i x_{3i})/2]}{\sum \hat{u}_i^2 / (n - 3)} \quad (7)$$

Gujarati e Porter (2011) ainda fundamentam que se o valor de F calculado superar o valor crítico ao nível de significância estabelecido, rejeita-se a hipótese que os valores dos coeficientes angulares são simultaneamente iguais a zero.

Outra análise essencial é verificar a multicolinearidade da série, o qual ocorre quando duas ou mais variáveis explicativas possuem correlação entre si e isso pode gerar vieses bastantes expressivos nos parâmetros estimados (BUENO, 2011). Greene (2012) complementa que o caso de uma exata relação linear entre os regressores é uma falha séria nas premissas do modelo. Uma das razões que justificam a existência desta intercorrelação é o fato de que nos dados de séries temporais podem ser que os regressores incluídos no modelo tenham uma tendência comum: todos aumentam ou diminuem ao longo do tempo (GUJARATI e PORTER, 2011).

A respeito da mensuração desta, não se pode afirmar que exista um teste universalmente aceito para a detecção (FÁVERO, 2014). No entanto, o teste FIV mostra como a variância de um estimador é inflada pela presença da multicolinearidade (GUJARATI e PORTER, 2011).

$$FIV = 1 \frac{1}{(1 - r_{23}^2)} \quad (8)$$

Em que r_{23} é o coeficiente de correlação entre X_2 e X_3 . Nesse caso, quando r_{23} tende a 1, as variâncias dos dois estimadores aumentam. Se não houver colinearidade entre X_2 e X_3 , o FIV será 1. As equações abaixo relacionam as proporcionalidades da variância dos estimadores com o FIV.

$$var(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{2i}^2} FIV \quad (9)$$

$$var(\hat{\beta}_3) = \frac{\sigma^2}{\sum x_{3i}^2} FIV \quad (10)$$

O resultado desta equação significa que, quando a colinearidade aumenta, a variância do estimador segue o mesmo sentido (GUJARATI, 2011).

Outra hipótese que deve ser verificada no modelo é a das variâncias dos erros das observações possuírem a mesma variância, o qual de acordo com Greene (2012) é possível tanto em dados de corte transversal, quanto em séries temporais. Para essa verificação, também não há um teste específico, um dos testes comumente utilizados para a verificação desta hipótese é o teste geral de heterocedasticidade de White, ele propõe o cálculo dos resíduos ao quadrado da regressão original que são calculados por regressão contra as variáveis. (GUJARATI, 2011).

Após calcular a regressão pelo MQO, a primeira etapa para se realizar o teste de White é realizar a regressão auxiliar pelo método dos resíduos.

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_n X_{ni} \quad (11)$$

Sob a hipótese H_0 : os resíduos são homocedásticos e H_1 : os resíduos são heterocedásticos (FAVERO, 2014). Dessa forma, a próxima seção apresentará os resultados da aplicação da metodologia proposta.

4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Conforme ressaltado anteriormente, o objetivo desse estudo foi o de verificar uma casualidade entre o mercado de capitais e a oscilação nas variáveis macroeconômicas, assim como nos diversos estudos ressaltados sobre essa temática. Contudo, o diferencial encontra-se no fato que será apresentado uma relação com as expectativas dos agentes. Para tanto, de forma inicial, a Tabela 3 apresenta uma síntese dos dados utilizados.

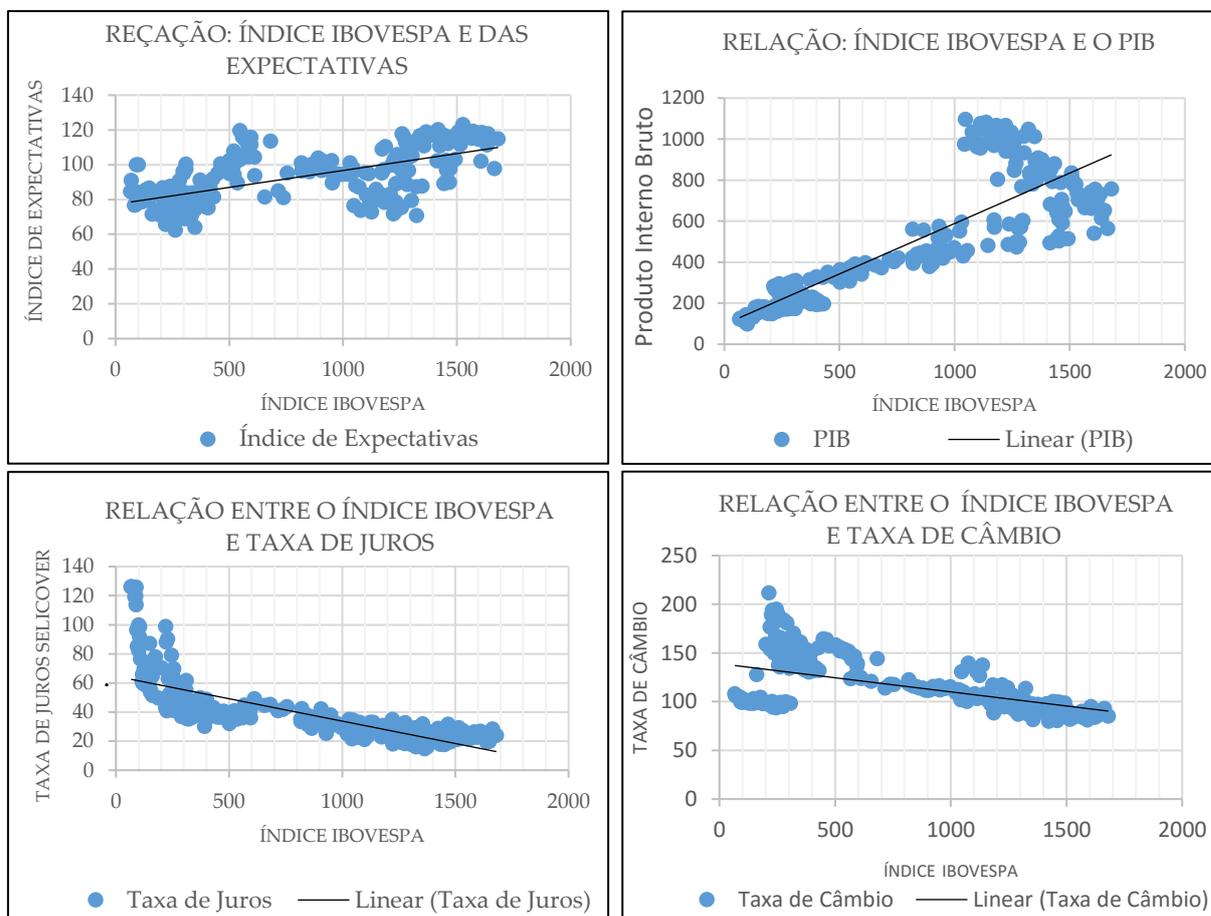
Tabela 3 – Síntese da base de dados

Variável	Representa	Obs	Média	Desvio-pad	Mín	Máx
IBOVESPA	A variação média mensal do índice IBOVESPA	252	6.32	0.87	4.20	7.42
CÂMBIO	A variação da taxa de câmbio média mensal	252	4.50	0.16	4.13	4.81
PIB	A variação do PIB mensal a preço constante	252	5.94	0.66	4.60	7.00
SELIC	A variação da taxa de juros SELIC OVER a.m	252	4.73	0.22	4.37	5.35
EXPECTATIVAS	A variação no índice de expectativa	252	3.60	0.44	2.68	4.83

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do BACEN; IBOVESPA; IPEA (2016).

A Tabela 3 apresenta uma síntese da base de dados utilizada, informando a quantidade de observações, média, desvio padrão e os valores máximos e mínimos. Ressalta-se que, conforme descrito na metodologia, os valores encontram-se em Logaritmo Natural (LN). Com a finalidade de evidenciar a linearidade prévia das variáveis, o Gráfico 1 retratam a relação linear entre as variáveis do modelo.

Gráfico 1 – Correlação entre as variáveis aplicadas na análise empírica



Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Conforme pode ser observado no Gráfico 1, o comportamento prévio apresentado para as variáveis está parcialmente de acordo com o referencial teórico apresentado nas seções anteriores, em virtude que, identificou-se uma relação positiva para o PIB e as Expectativas e uma relação negativa para a taxa de juros. No caso da taxa de câmbio, foi identificado uma pequena divergência que será discutida posteriormente.

A fim de verificar a estacionaridade, isto é, se a série se desenvolve aleatoriamente no tempo em torno de uma média constante, foram utilizados os conceitos teóricos evidenciados na seção 3. A Tabela 4 apresenta os resultados do Teste Dick-Fuller Aumentado (ADF).

Tabela 4 - Teste Dick-Fuller Aumentado (ADF) para os dados da regressão

Variável	Estatística <i>t</i>	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
lnibovespa	-1,83	-2,34	-1,65	-1,28
Incambme	-1,38	-2,34	-1,65	-1,28
Dlnincambme	-2,06	-2,34	-1,65	-1,28
lnpib	-1,30	-2,34	-1,65	-1,28
lnselic	-2,75	-2,34	-1,65	-1,28
lnexpect	-2,34	-2,34	-1,65	-1,28

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Com base na estatística *t* e seu respectivo valor crítico, pode-se verificar que excluindo a variável Incambme, o qual necessitou ser diferenciada uma vez (*D*), as demais variáveis são estacionárias em nível, pois o valor encontrado da estatística *t* é inferior ao valor crítico, isto é, afasta-se a hipótese nula: H_0 : (há uma raiz unitária ou a série temporal não é estacionária, ou ela possui uma tendência estocástica), tal como os pressupostos evidenciados na seção metodológica.

Conforme descrito por Greene (2012) e Bueno (2003), existe grande importância na intercorrelação das variáveis do modelo., ou seja, a multicolineariedade. Para tanto, utilizou-se o teste FIV. A Tabela 5 demonstra os resultados encontrados nesta análise.

Tabela 5 – Teste de Fator de inflação da variância (FIV)

VARIÁVEL	FIV	1/FIV
Incambme	1.22	0.817638
lnpib	3.77	0.265055
lnselic	3.99	0.250518
lnexpect	1.64	0.611500
Média FIV	2.66	

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Portanto, por meio da Tabela 5, evidencia-se que as variáveis apresentaram valores inferiores e não apresentam multicolinearidade, pois, de acordo com Favero (2014) quando as estatísticas do teste FIV forem inferiores a 5 as variáveis não apresentam multicolinearidade.

Sobre a hipótese de heterocedasticidade, um dos testes mais utilizados é o teste de White, seguindo a metodologia já retratada; o teste rejeitou a hipótese H_0 : os resíduos são homocedásticos, isto é, rejeita-se $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$.

O teste Shapiro-Francia resultou em um p-valor de 0.9850 o que de acordo com Favero (2014) implica a não rejeição da hipótese nula de que os resíduos possuem distribuição normal. O teste de Breusch-Pagan resultou em um p-valor de 0,3975, o qual segundo Favero (2014) aponta que os resíduos são homocedásticos, isto é, afasta-se a hipótese de heterocedasticidade.

Sendo a variável dependente normal e os resíduos normais e homecedásticos, constata-se que todos os pressupostos do estimador dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) foram respeitados, portanto, os resultados estimados são válidos (FAVERO, 2014).

Tabela 6 – Resumo do resultado da regressão

Nº Obser	Teste F	Prob > F	R ²	R ² Ajustado
252	680,66	0	0,9168	0,9155

LNBOVESPA	Coef	Erro padrão	Teste t	P> t	[Intervalo de Confiança (95%)]	
Incambme	-0,17	0,08	-2,17	0	-0,33	-0,01
Inpib	0,72	0,04	15,51	0	0,63	0,81
Inselic	-0,74	0,07	-10,23	0	-0,88	-0,59
Inexpect	0,4	0,12	3,26	0,001	0,161	0,65

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

Constata-se por meio da Tabela 6 que o número amostral utilizado para análise foi de 252 observações. Com base no valor encontrado na Prob > F, e nos conceitos teóricos apresentados na seção metodológica, rejeita-se H_0 , isto é, afasta-se a hipótese de todos os coeficientes angulares serem simultaneamente iguais a zero.

No que se refere ao R², o valor encontrado com a regressão indica que as variáveis independentes selecionadas para o modelo têm alto poder explicativo, de acordo com Favero (2014), na regressão linear múltipla, como o R² sempre aumentará quando uma nova variável é adicionada ao modelo, deve-se ponderar o cálculo pelo número de graus de liberdade do modelo, o que ocorre pelo R² Ajustado, o valor encontrado infere que as oscilações das variáveis dependentes representam 91,55% da variação do mercado acionário. Segundo Gujarati e Porter (2011), este indicador tem como objetivo aferir a qualidade do ajustamento da equação de regressão, ou seja, fornecer a proporção percentual da variação total da variável dependente, que é explicada pelas variáveis independentes.

Outra medida de ajustamento do modelo é o que se refere ao teste t , o qual segundo Favero (2014), esse teste tem como finalidade analisar a significância individual das variáveis, Os elevados mesmo considera as hipóteses para as variáveis explicativas: $H_0: \beta_i = 0$ e $H_1: \beta_i \neq 0$, os elevados valores encontrados para o teste de significância dos coeficientes de regressão (teste t), todos superiores a $|2|$, bem como os valores do p -value, próximos de zero, indicam que as variáveis independentes escolhidas para este modelo possuem alta significância estatística, segundo Gujarati e Porter (2011) um valor $|t|$ elevado é uma evidência que há significância no poder de explicação das variáveis do modelo.

Com base nessas contextualizações, inicia-se uma análise acerca do comportamento da variável dependente em relação às variáveis independentes.

Tabela 7 – Coeficientes da regressão

	ALTERAÇÃO VARIÁVEL INDEPENDENTE	ALTERAÇÃO VARIÁVEL DEPENDENTE
Incambme	↑ 1%	↓ 0,17%
Inpib	↑ 1%	↑ 0,72%
Inselic	↑ 1%	↓ 0,74%
Inexpect	↑ 1%	↑ 0,40%

Fonte: elaborado pelos autores (2016).

A Tabela 7 ilustra o comportamento das variáveis macroeconômicas em relação à bolsa de valores, pode-se observar que os resultados encontrados na regressão estão de acordo com os fundamentos teóricos apresentados na seção 2, isto é, apresentaram o comportamento esperado. Com a finalidade de explorar os resultados encontrados nesse estudo com o referencial teórico apresentado na seção 2, as seções seguintes realizam uma breve comparação. A aplicação da metodologia proposta encontrou um resultado negativo para a variação do câmbio, isto é, caso ocorra um aumento da taxa de câmbio, espera-se uma redução do índice do mercado acionário. Embora a literatura seja parcialmente divergente em relação a essa variável, grande parte dos estudos apontam uma relação positiva entre a taxa de câmbio e o mercado acionário. No entanto, tal relação não convergiu com esta análise. Resultado similar foi encontrado por Bernardelli e Bernardelli (2016) em um estudo para o Brasil o qual abrangeu o período de 2004 a 2014.

Uma possível justificativa é o fato de grande parte dos investimentos advirem do mercado internacional e um aumento da taxa de câmbio pode inibir tal ação, pois além dos rendimentos normais, um investimento advindo de outros países exige uma consideração acerca do câmbio.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Conforme destacado na seção introdutória e debatido durante o referencial teórico, o bom desenvolvimento do mercado financeiro é fundamental para as nações e contribui significativamente às empresas, principalmente no tocante do financiamento para o investimento produtivo. Nesse sentido, esse trabalho ganha relevância por realizar uma profunda análise teórica sobre os principais estudos relacionados à interligação entre o mercado financeiro e as variáveis macroeconômicas. Juntamente com o levantamento teórico, foi proposto um estudo empírico abrangendo o Brasil entre o período de 1994 a 2015, o qual foi possível correlacionar os resultados encontrados com a literatura acerca dessa temática.

O grande diferencial dessa investigação foi que, além de considerar a importância das variáveis macroeconômicas, esse estudo contemplou uma análise sobre as expectativas dos consumidores, isto é, objetivou-se responder qual é a relação entre as expectativas e o mercado acionário.

Os resultados encontrados foram relevantes, em virtude que, para as variáveis taxa de juros, e PIB os resultados encontrados estão de acordo com a literatura, sendo a primeira positivamente e a segunda negativamente correlacionada, com uma variação média de -0,72% e 0,74%, respectivamente, isto é, à medida que a taxa de juros se eleva 1%, espera-se uma variação na ordem de -0,72 no índice IBOVESPA. Já para uma variação no PIB de 1%, espera-se uma variação de 0,74% no índice IBOVESPA.

Já no que tange à taxa de câmbio, o resultado divergiu com a maior parte dos estudos encontrados, principalmente nos que relacionavam o mundo. A o índice IBOVESPA apresentou uma relação inversa com a taxa de câmbio, na ordem de -0,17%, ou seja, para uma elevação de 1% na taxa de câmbio, espera-se uma redução de 0,17% no índice IBOVESPA. Resultado extremamente relevante, em virtude das constantes alterações desse indicador, principalmente para o ano de 2015.

Para a variável que representa as expectativas dos agentes, a *Inexpect*, o resultado convergiu com as análises teóricas e foi significativo. Isso indica que além das variáveis econômicas, a tomada de decisão do investimento é realizada por meio do que os agentes esperam para o futuro. Isso coloca o Brasil em uma situação delicada, principalmente pelas péssimas expectativas instauradas em 2016, indicando que, uma variável que deve ser observada pelos planejadores econômicos está alocada no tocante de como os agentes estão prevendo suas alterações, assim como à hipótese inicial desenvolvida.

Por fim, a continuidade deste trabalho se dará em na formulação de um modelo inspirado no que foi aplicado por um dos autores aqui relacionado, propondo uma previsão de crises no mercado financeiro pelo método de previsão de crises por sinais, tal aplicação é possível devido à forte interligação das variáveis macroeconômicas com o mercado acionário.

REFERÊNCIAS

Aga M, Kocaman B 2006. An empirical investigation of the relationship between inflation, P/E ratios and stock price behaviour using a new series called Index-20 for Istanbul Stock Exchange. *International Research J of Finance and Economics*, 6: 133-165.

AGGARWAL, R. Exchange rates and stock prices: A study of U.S. capital markets under floating exchange rates. *Akron Business and Economics Review*, 22(2), 7-12, (1981).

Bailey W, Peter YC (1996). Risk and Return in the Philippine Equity Market: A Multifactor Exploration, *J. Pacific-Basin*, 4: 197-218.

BERNARDELLI, L. V.; BERNARDELLI, A.G. Análise sobre a Relação do Mercado Acionário com as Variáveis Macroeconômicas no Período de 2004 a 2014. *Revista Evidenciação Contábil & Finanças*, v. 4, p. 4-17, 2016.

Boucher C (2004). Stock Prices, Inflation and Stock Returns Predictability, *J. Finance*, 70(1): 63-84.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
CHAMBERLAIN, S. HOWE, J. S; POPPER, H. The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions. *Journal of Banking and Finance*, 1997. pp. 871-892.

Chandra P., 2004. *Investment Analysis and Portfolio Management*. New Delhi: McGraw-Hill.

Chen N (1991). Financial Investment Opportunities and the Macroeconomic, *J. Finance*, 46: 529-554.

Chen N, Roll R, Ross S, 1986. Economic forces and the stock market. *J of Business*, 59: 383-403.
CHIEN, C.N; CHENG, F.L. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41,477-490, (2001).

Chong CS, Goh KL (2003). Linkages of economic activity, stock prices and monetary policy: the case of Malaysia.

Chung S. Kwon, Tai SS (1999). Co integration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns, *J. Global Finance*, 10: 71 81.

Clare AD, Stephen HT (1994). Macroeconomic Factors, the APT and the UK Stock Market, *J. Bus. Finance Accounting*, 21: 309-330

Engle, R.F., Ghysels, E. and Sohn, B. (2006), "On the Economic Sources of Stock Market Volatility," Manuscript, New York University.

Eugene, F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38, (1),34-105, <http://www.jstor.org/stable/2350752>.

FAVERO, L. P. *Métodos Quantitativos com Stata*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

Flannery MJ, Protopapadakis A (2004). Factors DO Influence Aggregate Stock Returns, *J. Global Finance*, 30(9): 20-35.

GANDHI, Shailesh; BULSARA, Hemandkumar; PATEL, Pooja. Conceptual Study on Efficient Market Hypothesis for the World Markets: Finding Opportunities for Indian Stock Markets. *Managefon*, [s.l.], v. 18, n. 67, p.25-36, 1 jun. 2013. Faculty of Organizational Sciences. <http://dx.doi.org/10.7595/management.fon.2013.0009>.

GESKE, R; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 38(1), 1-33 (1983).

GREENE, W. *Econometric analysis*. 7th Ed., Prentice Hall, 2012.

GRÔPPO, G. S. Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa. Dissertação (Mestrado), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP, Piracicaba, 2004. p. 107.

GRÔPPO, G. S. Relações dinâmicas entre um conjunto selecionado de variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. *Revista de Economia e Administração*, v. 4, n. 4, p. 445-464, 2005.

GUJARATI, D. N; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5 ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

Islam M, Watanapalachaikul S (2003). Time series financial econometrics of the Thai stock market: a multivariate error correction and valuation model, *J. Global Finance*, 10(5): 90-127.

ISSAM S. A; ABDALLA; VICTOR, M. Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. *Applied Financial Economics*, 7, 25-35, (1997).

Kumar, Paritosh, Is Indian Stock Market Related with Exchange Rate and Inflation? An Empirical Test Using Time Series (October 14, 2008). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1284579> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1284579>.

LAM, K., TAM, L. Liquidity and Asset Pricing: Evidence from the Hong Kong Stock Market. *Journal of Banking & Finance*, v. 35, p. 2217-2230, 2011.

LASTRAPES, W. D. International evidence on equity prices, interest rates and money. *Journal of international money and finance*, v. 17, n. 3, p. 377-406. 1998.

MATIAS; Alberto Borges; *FINANÇAS CORPORATIVAS DE LONGO PRAZO*. 2. ed. São Paulo: Atlas S.A, 2007.

Maysami RC, Koh TS (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market, *J. Econ. Finance*, 9: 79-96.

Maysami RC, Lee CH, Mohamed AH 2004. Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: Cointegration evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices. *J Pengurusan*, 24: 47- 77.

NOFSINGER; John R.; *A LÓGICA DO MERCADO DE AÇÕES*. 2. ed. São Paulo: Fundamento Educacional, 2010.

OLIVEIRA, J.c.t.; FRASCAROLI, B.f.. Impacto dos Fatores Macroeconômicos na Emissão de Ações na Bolsa de Valores. *Rgfc*, [s.l.], v. 4, n. 1, p.30-51, 30 abr. 2014. *Revista de Gestao, Financas e Contabilidade*. <http://dx.doi.org/10.18028/2238-5320/rgfc.v4n1p30-51>.

PEROBELLI, F. S.; PEROBELLI, F. F. C.; ARBEX, M. A. Expectativas Racionais e Eficiência Informacional: Análise do Mercado Acionário Brasileiro no período 1997-1999. RAC. *Revista de Administração Contemporânea*, Curitiba, v. 4, n.2, p. 95-106, 2000.

Phylaktis, K and F Ravazzolo (2005): “Stock market linkages in emerging markets: implications for international portfolio diversification”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol 15, pp 91–106.

PHYLAKTIS, K; RAVAZZOLO, F. Stock Market Linkages in Emerging Markets: Implications for International Portfolio Diversification”, *International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, pp. 91-106, 2005.

SALLES, A. A.; LYRA, I.; REIS, P. A Relevância da Liquidez nas Expectativas dos Retornos do Mercado Acionário Brasileiro. *Iberoamerican Journal of Industrial Engineering*, v. 6, p. 1-18, 2014.

SEONEN, L. A; AGGARWAL, R. Financial prices as determinants of changes in currency values. Paper Presented at the 25th Annual Meetings of Eastern, (1989).

SEONEN, L. A; HENNIGAR, E. S. An analysis of exchange rates and stock prices: The US experience between 1980 and 1986. *Akron Business and Economic Review*, 19(4), winter, 71-76, 1988.

SINGH, Tarika; MEHTA, Seema; VARSHA, M. S.. Macroeconomic factors and stock returns: Evidence from Taiwan: Academic Journals. *Journal Of Economics And International Finance*, Índia, v. 2, n. 4, p.217-227, abr. 2011.

Smith G, (1990). *Investments*, Illinois & London: Glenview.

SOLNIK, B. Using financial prices to test exchange rate models: a note. *Journal of finance*, v. 42, p. 141-149, 1987.

TEYMOURI, Mohammad; KHARAZMI, Zahra. The effectiveness of macroeconomic variables on foreign exchange market. *International Journal Of Advanced Biological And Biomedical Research*, Iran, v. 1, n. 5, p.563-571, 2013.

VASCONCELLOS, M.A. S; GARCIA, M.E. *Fundamentos de Economia*. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2014.

WU, Chunchi; SU, Youg-chen. Dynamic relations among international stock markets. *International Review Of Economics & Finance*, [s.l.], v. 7, n. 1, p.63-84, jan. 1998. Elsevier BV. [http://dx.doi.org/10.1016/s1059-0560\(99\)80017-3](http://dx.doi.org/10.1016/s1059-0560(99)80017-3).