



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Rodrigues Machado, Michele Rílany; Gartner, Ivan Ricardo; de Souza Machado, Lúcio  
Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: Evidências a Partir de um Modelo  
Markov-Switching

Revista Brasileira de Finanças, vol. 15, núm. 3, julio-septiembre, 2017, pp. 435-468

Sociedade Brasileira de Finanças

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305855644004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: Evidências a Partir de um Modelo Markov-Switching

(Relationship Between Ibovespa and Macroeconomic Variables: Evidence from a Markov-Switching Model)

Michele Rílany Rodrigues Machado \*

Ivan Ricardo Gartner\*\*

Lúcio de Souza Machado \*\*\*

## Resumo

Este artigo examinou se variáveis macroeconômicas, individualmente, possuem relacionamento de longo prazo com o índice de retorno de mercado brasileiro, o Ibovespa. Para isso, aplicou-se o modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância, entre variáveis macroeconômicas selecionadas a partir da literatura e o Ibovespa, adotando-se parcialmente a metodologia aplicada por Chen (2009). Observou-se que a oferta de moeda, atividade econômica, taxa de juros, nível de importações e exportações e taxa de câmbio possuem relacionamento de longo prazo com o Ibovespa, contudo, esse relacionamento não foi verificado para a taxa de inflação. Constatou-se, ainda, que as variáveis oferta de moeda, atividade econômica, nível de importação e exportação impactam negativamente o retorno de mercado, enquanto que as taxas de juros e de câmbio apresentaram um relacionamento positivo com este retorno.

**Palavras-Chave:** Ibovespa. Modelo Markov-switching dinâmico. Variáveis Macroeconômicas. Longo Prazo.

**JEL Codes:** C55; C58; F36; G11; G15.

---

Submetido em 17 de fevereiro de 2016. Reformulado em 19 de novembro de 2017. Aceito em 18 de abril de 2018. Publicado on-line em 18 de junho de 2018. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Marcio Laurini.

\* Universidade Federal de Goiás- UFG. Goiânia, GO, Brasil. E-mail: michelerilany@gmail.com

\*\* Universidade de Brasília - UNB. Brasília, DF, Brasil. E-mail: irgartner@hotmail.com

\*\*\* Universidade Federal de Goiás- UFG. Goiânia, GO, Brasil, Brasil. E-mail: lucio@florestaauditores.com.br

*Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 15, No. 3, September 2017, pp. 435-468*  
*ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146*

©2017 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

### Abstract

This paper examined if macroeconomic variables individually have long-term relationship with Brazilian stock return rates, where the Ibovespa. For this, we applied the Markov-switching dynamic model with change in variance, between macroeconomic variable, selected from the literature, and the Ibovespa, were applied, partially, the methodology used by Chen (2009). It was observed that the money supply, economic activity, interest rate, level of imports and exports and exchange rate have a long-term relationship with Ibovespa. However, this relationship was not verified for the inflation rate. It was also verified that the variables supply of money, economic activity, level of import and export, while the interest rate and exchange rate are positively related to the market return.

**Keywords:** Ibovespa. Markov-switching dynamic model. Macroeconomic Variables. Long-term.

## 1. Introdução

A teoria do portfólio, apresentada em artigo seminal de Markowitz (1952), provocou grandes mudanças na forma de analisar a composição de portfólios, ao considerar a análise da média e variância para a sua determinação. Desta teoria, emergiram estudos relevantes sobre a composição de uma carteira de ativos que avaliam a relação entre o risco e o retorno esperado, destacando-se o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), de Sharpe (1964) e o *Arbitrage Pricing Theory* (APT), originalmente formulado por Ross (1976).

O *Capital Asset Pricing Model* – CAPM – relaciona o retorno esperado de um ativo, em um mercado de equilíbrio, com o seu risco não diversificado. Este modelo revela que a taxa livre de risco, o retorno de mercado esperado e o beta – sensibilidade – tem uma influência sobre o retorno esperado, e uma expectativa razoável de retorno acionário poderia ser obtida pelo somatório da taxa livre de risco e o retorno para suportar o risco sistemático (Ho *et. al.*, 2011). Já o *Arbitrage Pricing Theory* (APT) foi proposto como alternativa ao modelo de precificação introduzido por Sharpe (1964) – CAPM – e trata-se de um modelo de precificação de ativos que explica a variação transversal dos retornos dos ativos (Ross, 1976; Chen, 1983). Como o CAPM, o APT começa com uma suposição sobre o processo de geração de retorno: o retorno do ativo é linearmente relacionado com vários fatores comuns, que podem ser representados por



variáveis econômicas mais a sua própria perturbação idiossincrática (Chen, 1983).

Chen, Roll e Ross (1986) afirmam que os preços dos ativos são comumente influenciados por notícias econômicas. Para esses autores, a teoria econômica evidencia que um componente adicional de retorno de longo prazo é requerido e obtido sempre que um determinado ativo é influenciado por notícias econômicas sistemáticas, tais como variações nas taxas de juros e inflação e, que nenhuma recompensa extra poderá ser obtida (desnecessariamente) com risco diversificável.

Para Roll e Ross (1980) a formalização do modelo de fator sugere que toda estrutura teórica e empírica deve ser explorada para melhor entender quais forças econômicas afetam os retornos sistematicamente. A análise do tipo de impacto que uma variável econômica exerce sobre os retornos de ativos e principalmente sobre o retorno de mercado é observada em grande número de estudos, os quais além de aplicar e testar a validade do APT (Chen, 1983; Connor e Korajczyk, 1988; Ferson e Korajczyk, 1995; Antoniou, Garrett e Priestley, 1998; Melo, Maranhão e Samanez, 1999; Schor, Bonomo e Pereira, 2002) visam identificar se o relacionamento do retorno de mercado e entre variáveis econômicas pode ser considerado como de longo prazo ou curto prazo (Fama, 1981; Gultekin, 1983; Kwon e Shin, 1998; Ibrahim, 1999; Gjerde e Sættem, 1999; Hidalgo, 2000; Cereta, 2002; Gimenes e Famá, 2003; Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power, 2004; Nunes e Costa Jr., 2005; Lamounier e Nogueira, 2006; Araújo e Bastos, 2008; Herve, Chanmalai e Shen, 2011; Silva e Coronel, 2012; Govind e Dash, 2012; Naik e Padhi, 2012; Bredin e Hyde, 2005; Chang, 2009; Chen, 2009; Walid, Chaker, Masood e Fry, 2011).

Observa-se nestas pesquisas, contudo, que o estudo do relacionamento de longo prazo é determinado por intermédio de modelos multivariados, construídos e aplicados considerando um conjunto de variáveis econômicas e o índice de retorno de mercado, não identificando necessariamente qual variável econômica utilizada possui relacionamento de longo prazo com o índice de retorno de mercado em sua totalidade. Realça-se que alguns desses estudos (Bredin e Hyde, 2005; Chang, 2009; Chen, 2009; Walid, Chaker, Masood e Fry, 2011) analisaram esta relação a partir de modelos com quebra de regime, contudo, limitados ao cenário internacional.

Dos estudos citados, destaca-se o trabalho de Chen (2009), que investigou, por meio de modelos paramétricos e não paramétricos, se

variáveis macroeconômicas poderiam prever recessões no mercado de ações, representado pelo índice americano Standard & Poor, S&P 500. Dentre os modelos empregados encontra-se o de Markov-switching, que além de permitir identificar o estado de recessão do mercado de ações, captura as variáveis macroeconômicas que, a longo prazo, impactam no retorno mercado, em estado de recessão. Os modelos aplicados por Chen (2009) foram do tipo bivariado, isto é, analisou a relação entre cada variável macroeconômica escolhida (taxa de juros em spread, taxa de inflação, estoque de moeda, recursos agregados, taxas de desemprego, taxa de fundos federais, dívida governamental e taxa de câmbio efetiva nominal) e o retorno de mercado, o que permitiu maior poder de análise acerca do efeito dessas variáveis na predição do mercado de ações em estado de recessão, distinguindo-se, assim, dos demais trabalhos identificados.

Ao investigar o cenário brasileiro, sobre pesquisas que envolvessem o relacionamento de longo prazo entre variáveis macroeconômicas e o retorno de mercado, utilizando-se de modelos com mudança de regime, observou-se uma lacuna. Por essa razão, este estudo tem por objetivo geral investigar se variáveis macroeconômicas, definidas a partir da literatura, individualmente, possuem relacionamento de longo prazo com o índice de retorno de mercado brasileiro, representado pelo Ibovespa, a partir de um modelo de mudança de regime Markoviano.

Este artigo está estruturado em cinco seções: a primeira trata da introdução e problemática da pesquisa; a segunda contém o referencial teórico; a terceira detalha a metodologia empregada para atingir ao objetivo estabelecido; a quarta aborda a apresentação e discussão dos resultados obtidos; e, a quinta seção, é destinada a apresentação das considerações finais.

## 2. Revisão Teórica

Portfólios com poucos ativos podem estar sujeitos a um alto grau de risco, representado por uma variância relativamente grande. Como regra geral, a variância dos retornos de um portfólio pode ser reduzida pela inclusão de ativos adicionais nesse portfólio, como um processo referenciado como diversificação (Luenberger, 1998).

A teoria do Portfólio, desenvolvida por Markowitz (1952), pressupõe uma análise entre o retorno médio e a variância de uma carteira de ativos, a qual é representada pelo risco. A teoria de Markowitz (1952)



implica que os investidores são otimizadores da relação entre a média e a variância, ou seja, almejam alcançar um ponto ótimo entre o grau de risco e o retorno ou auferir maior retorno esperado possível para um determinado nível de risco.

A teoria de Markowitz (1952), denominada como análise de média e variância, foi ampliada por Sharpe (1963), que apresentou um modelo simplificado do relacionamento entre ações. Para Sharpe (1963), a distribuição do retorno de um ativo individual é considerada como normal, portanto, nesse modelo, assume-se ainda mais a validade de um modelo estocástico particular, que foi sugerido pela primeira vez por Markowitz (Blume, 1970).

Fama e Macbeth (1973) e Samuelson (1967) incrementaram o modelo de Sharpe ao utilizar formas mais gerais de seu modelo estocástico. Fama e Macbeth (1973) propuseram uma teoria de portfólio para um mundo estável, onde a variação não necessariamente existe, e Samuelson (1967) evidenciou como este modelo pode ser utilizado para calcular um conjunto de portfólios eficientes. A partir dessas modificações, chegou-se ao modelo denominado como *Market model*. Esse modelo, descrito na equação nº 01, estabelece uma relação funcional entre um retorno de um ativo e um retorno de mercado.

$$\tilde{r}_i = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_m + \tilde{\varepsilon}_i \quad (1)$$

em que  $\tilde{r}_i$  é o retorno de um ativo  $i$  qualquer,  $\alpha_i$  corresponde ao intercepto da equação;  $\beta_i$  é uma constante apropriada ao ativo  $i$ ;  $\tilde{R}_m$  é designado como retorno do mercado e a variável  $\tilde{\varepsilon}_i$  representa os distúrbios estocásticos do modelo. Assume-se nesse modelo que os distúrbios são simétricos para todos os ativos e com médias de valor nulo.

Pode-se dizer que o *Market model* deu origem à construção do CAPM – *Capital Asset Pricing Model*. Segundo Kothari (2001), o CAPM prevê que a taxa esperada de um título de retorno está aumentando o risco de covariância de seus fluxos de caixa, que é a covariância do retorno esperado de um título com o retorno esperado da carteira de mercado. Portanto, uma parte da variação da secção transversal dos retornos de segurança é devida a diferenças nos riscos de covariância dos títulos. A equação 02 apresenta o modelo CAPM:

$$\tilde{r}_i - r_f = \beta(\tilde{R}_m - r_f), \quad (2)$$

sendo  $r_f$  definido como uma taxa livre de risco e  $\beta$  é o coeficiente de risco oriundo da relação do retorno do ativo com o retorno da carteira. Para aplicação desse modelo, Sharpe (1964) definiu alguns pressupostos: assumiu-se a eficiência informativa do mercado; que os investidores são avessos ao risco, e, portanto, tomarão suas decisões de investimento baseadas no retorno esperado e desvio-padrão (teoria do portfólio); a não existência de impostos; a homogeneidade de expectativas entre os investidores; e a existência de uma taxa de juros livre de risco.

Já o *Arbitrage Pricing Theory* (APT) proposto originalmente por Ross (1976) é uma alternativa ao modelo de precificação introduzido por Sharpe (1969) e refere-se a um modelo de precificação que explica a variação transversal dos retornos dos ativos (Ross, 1976; Chen 1983). Segundo Roll e Ross (1980) este é uma alternativa particularmente apropriada porque concorda perfeitamente com o que parece ser uma intuição subjacente ao CAPM. O APT se baseia em um processo linear de geração de retornos, como primeiro princípio, e não requer pressupostos de utilidade além da monotonicidade e concavidade.

As diferenças básicas entre o APT e o modelo original de Sharpe (1964) relacionam-se ao número de fatores, em que o APT não está restrito a um único fator e que demonstra que, uma vez que qualquer equilíbrio de mercado deve ser consistente com a ausência de ganhos de arbitragem, cada equilíbrio será caracterizado por uma relação linear entre o retorno de cada ativo esperado e amplitudes de resposta do seu retorno, ou cargas, sobre os fatores comuns (Roll e Ross, 1986). A equação original do modelo APT é representada abaixo:

$$\tilde{R}_i = E_i + b_{ij}\tilde{\delta}_j + \dots + b_{ik}\tilde{\delta}_k + \tilde{\epsilon}_i \quad (3)$$

onde  $E_i$  é o retorno esperado do ativo  $i$ . Os termos  $k$  são ambos de  $b_{ij}\tilde{\delta}_j$ . O termo  $b_{ij}$  quantifica a sensibilidade do ativo no retorno  $i$  ao movimento em conjunto com o fator  $\tilde{\delta}_j$ , e  $\tilde{\delta}_j$  denota a média zero de  $j$  fatores comuns aos retornos de todos os ativos considerados. Os fatores comuns capturam os componentes sistemáticos de risco no modelo (Roll; Ross, 1980). E  $\tilde{\epsilon}_i$  é um termo de ruído, isto é, um componente de risco não sistemático.

Tanto o *Market model* quanto o CAPM utilizam-se da variável definida como retorno de mercado, portanto, entender a relação de causalidade entre o retorno de mercado e variáveis macroeconômicas

poderá fornecer subsídios para a compreensão das movimentações de alta e baixa deste índice, dado que as variáveis macroeconômicas podem ser úteis como uma medida do desempenho futuro do ativo, caso possuam relação direta com o seu movimento de elevação ou queda (Silva; Coronel, 2012).

Já no APT, os fatores que determinam os preços dos ativos podem ser representados por variáveis macroeconômicas (Asprem, 1989), dado que os preços dos ativos são comumente influenciados por notícias econômicas (Chen; Roll; Ross, 1986). Segundo Schor, Bonomo e Pereira (2002) os fatores macroeconômicos construídos são estatisticamente significantes para a maioria dos portfólios, portanto, existem ganhos na explicação dos retornos dos ativos com a utilização do APT como alternativa ao CAPM.

Ressalta-se que o objetivo deste trabalho não é estimar um modelo APT, por intermédio de variáveis econômicas, mas analisar o relacionamento de longo prazo entre o retorno de mercado e variáveis macroeconômicas, considerando que o mercado oscila entre vários tipos de regimes diferentes, como regimes de alta e de baixa.

## 2.1 Estudos sobre retorno de mercado e variáveis macroeconômicas

O estudo da causalidade entre variáveis foi acentuado com a publicação de Granger (1969). Este autor propôs definições testáveis da causalidade entre duas séries de tempo, em que sua lógica fundamenta-se no raciocínio de que a causa precede o efeito. No estudo de relacionamentos causais entre variáveis surge a questão do relacionamento de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis. Neste sentido, os trabalhos de Granger (1969), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988; 1991) foram seminais ao abordarem métodos de cointegração em equações simples e em sistemas multivariados.

A cointegração é explicada ao longo da interpretação econômica, em que se afirma que se duas (ou mais) séries estão ligadas para formar um relacionamento de equilíbrio abrangendo o longo prazo, embora a série em si pode conter tendências estocásticas, isto é, que sejam não-estacionária, elas irão mover em conjunto com o tempo e a diferença entre elas será estável, ou seja, estacionária (ENGLE; GRANGER, 1987). Assim, o conceito de cointegração imita a existência de um equilíbrio de longo prazo para o qual converge um sistema econômico ao longo do tempo (HARRIS, 1995).



Pesquisas realizadas por Granger (1969), Engle; Granger, (1987) e Johansen (1988, 1991) impulsionaram tanto os estudos sobre as relações causais, ou de precedência, como também os relacionamentos de longo prazo entre variáveis macroeconômicas. É importante esclarecer que outras métricas são utilizadas em estudos sobre relações causais com a inclusão de variáveis macroeconômicas, como análise de VAR, sistemas ARCH e modelos de quebra de regime. Dentre esses estudos, destacam-se os voltados a identificar o relacionamento destas variáveis com os índices de retorno de mercado. Nesse sentido, foram identificados estudos nacionais e internacionais que versam sobre essa temática, destacados no Quadro 1:

Por intermédio das análises do estado da arte, apresentado no Quadro 1, foi possível identificar variáveis macroeconômicas comuns utilizadas nos modelos, as quais serão utilizadas neste estudo. As variáveis foram escolhidas como àquelas que definem o comportamento macroeconômico interno (inflação, oferta de moeda – M1, taxa de juros e atividade econômica) e aquelas que definem o comportamento macroeconômico externo (balança comercial e taxa de câmbio).

### Quadro 1 - Estudos Nacionais e Internacionais sobre causalidade e variáveis macroeconômicas

Autores	Origem	Objetivo
Asprem, M.(1989)	Internacional	Investigou a relação entre os índices de ações, carteiras de ativos e as variáveis macroeconômicas em dez países europeus.
Cifter, A.; Ozun, A. (2007)	Internacional	Examinaram o impacto de alterações na taxa de juros no retorno de ações usando a análise de Wavelet como o teste de causalidade de Granger.
Fama, E. (1981)	Internacional	Dado a resultados anômalos pela literatura, testou a hipótese da existência de um relacionamento negativo entre inflação e retorno de ações.
Famá, E. e Gibson (1982)	Internacional	Estudaramos vários componentes da variação da taxa de juros que pode ser atribuída aos retornos reais esperados e inflação esperada.
Geske, R. e Roll (1983)	Internacional	Objetivaram complementar e estender a teoria de Nelson e Fama, e os argumentos empíricos de Fama, quanto ao relacionamento dos preços de ações e a inflação.
Gjerde, Ø.; Sættem, F. (1999)	Internacional	Investigaram até que ponto os resultados importantes sobre as relações entre retornos de ações e fatores macroeconômicos dos principais mercados são válidos em uma pequena economia aberta.
Gultekin, N. B. (1983)	Internacional	Investigou a relação entre retorno de ações comuns e a inflação em vinte e seis países para o período do pós-guerra.
James, Koreisha e Partch (1985)	Internacional	Investigaram o relacionamento entre as variáveis retorno de ações, atividade real, oferta monetária e inflação usando um modelo de vetor auto regressivo de média móvel (VARMA).
Kaul (1987)	Internacional	Testaram a hipótese de que as relações de retornos negativos de ações do período pós-guerra podem ser explicadas por uma combinação de demanda monetária e efeitos não cíclicos da oferta de moeda.
Lee, B. (1992)	Internacional	Investigou as relações causais e interações dinâmicas entre retornos de ativos, a atividade real e inflação nos Estados Unidos do pós-guerra.
Stulz (1986)	Internacional	Elaborou um modelo de equilíbrio em que a taxa real do retorno esperado de um portfólio de mercado de ativos com risco e a taxa real de juros são negativamente relacionadas ao nível de inflação esperada.
Bredin; Hyde (2005)	Internacional	Investigaram o relacionamento entre retorno de ações e variáveis macroeconômicas por intermédio de modelos não lineares em oito países.
Chang (2009)	Internacional	Aplicou vários modelos de mudança de regime GJR-GARCH para analisar o efeito de variáveis macroeconômica nos movimentos do retorno de ação, no mercado de ações do EUA.
Chen (2009)	Internacional	Investigaram se variáveis macroeconômicas podem prever recessões no mercado de ações.
Walid, Chaker, Masood e Fry (2011)	Internacional	O autor empregou um modelo Markov-Switching EGARCH para investigar a ligação dinâmica entre a volatilidade do preço de ações e as mudanças na taxa de câmbio em quatro países emergentes no período de 1994 a 2009.
Araújo e Bastos (2008)	Nacional	Estudou a relação entre retornos acionários e variáveis macroeconômicas através da especificação e análise de vetores auto regressivos, estendendo o artigo de Lee (1992) para uma amostra de países latino-americanos, da mesma maneira que Canova & De Nicoló (1997) fizeram para Estados Unidos, Reino Unido, Japão e Alemanha.
Pimenta Junior; Higuchi (2008)	Nacional	Analisou a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro, utilizando o enfoque multivariado VAR.

**Fonte:** Elaboração dos autores com base nas referências apresentadas

A primeira trata do relacionamento entre a inflação e o retorno de mercado. Segundo Gultekin (1983) a relação do retorno de ações e a inflação não é estável no tempo, indicando que elas não possuem um relacionamento de longo prazo. Rapach (2002) encontrou evidências consideráveis de que um aumento da tendência da inflação não causa uma depreciação real sustentada dos valores das ações em um grande número de países industrializados, como também, Araújo e Bastos (2008) descobriram que existe uma baixa sensibilidade dos retornos acionários frente às variáveis de atividade econômica e inflação. Silva e Coronel (2012) observaram a existência de um relacionamento de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa, contudo, especificamente para a variável inflação observou a existência de um relacionamento de curto prazo entre essa variável e o Ibovespa. Ibrahim (1999) encontrou tanto no modelo bivariado quanto no multivariado que o mercado de ações reage as informações de curto prazo, incluindo nestes modelos a variável inflação, o que sugere que esta não possui um relacionamento de longo prazo com o índice de mercado. Estas pesquisas, portanto, indicam a existência de um relacionamento de curto prazo entre a inflação e o índice de retorno de mercado. No entanto, Nasseh e Strauss (2000), Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004), Chen (2009) e Herve, Chanmalai e Shen (2011) constataram a existência de um relacionamento de longo prazo entre o mercado de ações e variáveis macroeconômicas, dentre essas a inflação. Portanto, verifica-se que não existe um consenso na literatura sobre o efeito da inflação no retorno de mercado. Assim, após o confronto dessas pesquisas, e considerando o objetivo deste estudo, elaborou-se a hipótese 01, descrita abaixo, a partir dos estudos Nasseh e Strauss (2000), Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004), Chen (2009) e Herve, Chanmalai e Shen (2011).

***Hipótese 01: A inflação e o retorno de mercado de ações possuem um relacionamento de longo prazo.***

A segunda variável a ser analisada neste trabalho é a oferta monetária. Por intermédio de testes de cointegração e do modelo de correção de erro vetorial, Kwon e Shin, (1999) encontraram evidências que o mercado de ações coreano reflete variáveis macroeconômicas sobre os índices de preços de ações. Os resultados mostraram que os índices de preços de ações são cointegrados com um conjunto de variáveis macroeconômicas, dentre essas, a oferta monetária, e que oferece uma relação de equilíbrio de longo prazo direto com cada índice de preço das ações. No mesmo sentido, Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004) observaram que os resultados de sua pesquisa fornecem algum suporte para



o argumento de que os valores defasados de variáveis macroeconômicas, incluindo a oferta de moeda, têm uma influência significativa sobre o mercado de ações. Essas pesquisas subsidiaram a elaboração da segunda hipótese:

***Hipótese 02: A oferta monetária e o índice de retorno de mercado possuem um relacionamento de longo prazo.***

A terceira variável a ser examinada e utilizada nesta pesquisa é a taxa de juros. Estudos que abordaram o relacionamento de longo prazo entre variáveis macroeconômicas e o índice de retorno do mercado, com a inclusão da taxa de juros, verificaram tanto a existência de vetores de cointegração (Kwon; Shin, 1999; Gunasekarage; Pisedtasalasai; Power, 2004; Chen, 2009), como também a existência de forte relação bidirecional entre o índice de preço de ações e a taxa de juros doméstica (Herve; Channalai; Shen, 2011). A literatura apresenta pontos divergentes quanto ao relacionamento de longo prazo, pois existem pesquisas como as de Gjerde e Sættem, (1999), Nasseh e Strauss (2000), Rapach (2002), e Cifter e Ozun (2007) apontando para a não existência de um relacionamento de longo prazo, mas para existência de um relacionamento de curto prazo entre preços das ações e taxa de juros; e outras (como o Silva e Corone, 2012), que discorrem que a taxa de juros não possui uma relação significativa com o índice de mercado.

Em face dos resultados conflitantes encontrados na literatura optou-se por seguir os trabalhos de Kwon e Shin (1999), Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004) e Chen (2009) para a formação da hipótese 03:

***Hipótese 03: A taxa de juros apresenta um relacionamento de longo prazo com o retorno do mercado de ações.***

A atividade econômica foi investigada utilizando-se duas principais *proxies*: o produto interno bruto – PIB e a produção industrial. Segundo a pesquisa de Naik, Padhi, (2012) a atividade econômica possui relacionamento causal com o índice de retorno das ações, como também apresentou estar cointegrada a este índice, segundo Kwon e Shin, (1999) e Nasseh e Strauss (2000). Quanto ao comportamento entre o nível de atividade econômica e o índice de mercado, Asprem (1989) concluiu que a expectativa sobre a atividade real futura está positivamente relacionada com os preços das ações, comportamento, este, similar ao encontrado por Silva e Coronel (2012), que observaram uma relação positiva entre o PIB e o Ibovespa. A partir destas pesquisas, foi elaborada a hipótese 04:

***Hipótese 04: Existe relacionamento de longo prazo entre o nível de atividade econômica e o índice de retorno de mercado.***

A balança comercial, originada entre a relação de exportações e importações, denota o comportamento econômico brasileiro com o mercado externo. Essa variável, no caso brasileiro, apresenta dificuldades de mensuração, como destacado por Gjerde e Sættem, (1999), Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004), tendo em vista que a variável não pode ser utilizada por possuir séries de valores negativos, implicando em problemas de estimação. Assim, foram usados os valores das importações e exportações como *proxies* da balança comercial. Como resultado de sua pesquisa Kwon e Shin (1999) verificaram que a variável balança comercial é cointegrada aos índices de preços de ações, o que permitiu a construção das seguintes hipóteses:

***Hipótese 05: As importações e o índice de retorno de mercado apresentam relacionamento de longo prazo.***

***Hipótese 06: As exportações e o índice de retorno de mercado apresentam relacionamento de longo prazo.***

Para taxa de câmbio, observaram-se contradições entre os resultados de algumas pesquisas. Kwon e Shin (1999) e Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004) concluíram que existe cointegração entre o índice de preços de ações e variáveis macroeconômicas, dentre essa a taxa de câmbio. Gjerde e Sættem, (1999) ao aplicarem modelos que exploram o relacionamento de curto prazo, não detectaram tal relacionamento entre a taxa de câmbio e o índice de retorno de mercado. Este resultado foi corroborado pela pesquisa de Nieh e Lee (2001) que exploraram a relação de curto e longo prazo entre os preços de ações e taxas de câmbio nos países do G-7.

No caso brasileiro, Pimenta Júnior e Higuchi (2008) mostraram que, dentre as variáveis macroeconômicas selecionadas, a PTAX – definida como taxa de câmbio – é a que melhor explica a variação no Ibovespa no curto prazo. Ibrahim (1999) observou que existem evidências de que os preços das ações são Granger-causados por alterações nas reservas oficiais e as taxas de câmbio no curto prazo, como também verificou a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas analisadas, dentre estas a taxa de câmbio, e o índice de retorno de mercado.

Para elaboração da hipótese 07, utilizou-se dos estudos de Kwon e Shin (1999) e Gunasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004) e Ibrahim (1999):

***Hipótese 07: A taxa de câmbio e o índice de retorno de mercado possuem relacionamento de longo prazo.***

Diante do exposto, pretende-se examinar os relacionamento entre as variáveis macroeconômicas internas (taxa de inflação, oferta de moeda, taxa de juros e atividade econômica), bem como as variáveis macroeconômicas externas (importações, exportações e taxa de câmbio) e o índice de retorno de mercado brasileiro (índice Ibovespa).

### **3. Metodologia**

Para consecução do objetivo da pesquisa, que é investigar se variáveis macroeconômicas possuem relacionamento de longo prazo com o índice de retorno de mercado brasileiro, procedeu-se a um levantamento bibliográfico para determinação das variáveis macroeconômicas que seriam utilizadas, já apresentadas na seção do referencial teórico, cujas características estão expostas no Quadro 02.

Para o estudo da relação de longo prazo entre estas variáveis macroeconômicas e o índice Ibovespa definiu-se como período de pesquisa, janeiro de 1999 a junho de 2017, ressaltando que os dados foram coletados de forma mensal. A abordagem da pesquisa é quantitativa, utilizando-se de testes para determinação da relação de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas definidas e o Ibovespa.

**Quadro 2 - Variáveis Utilizadas**

Variáveis	Descrição e Fonte	Tratamento
Retorno do mercado de ação	Representado pelo Ibovespa. Fonte: Economática.	$\ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$
INPC	Fonte: Séries temporais – Banco Central do Brasil	
Oferta de moeda – M1	Fonte: Séries temporais – Banco Central do Brasil	Ln(oferta de moeda)
Taxa de Juros	Representada pela variação mensal da SELIC, Fonte: Economática.	
Atividade econômica	Representado pelo PIB mensal. Fonte: Séries temporais – Banco Central do Brasil	Ln(PIB)
Importações	Fonte: Séries temporais – Banco Central do Brasil	Ln(Importações)
Exportações	Fonte: Séries temporais – Banco Central do Brasil	Ln(Exportações)
Taxa de câmbio	Taxa de Câmbio real efetiva – INPC. Fonte: Séries temporais – Banco Central do Brasil	Ln(taxa de câmbio)

**Fonte: Elaboração dos autores**

Os dados necessários para atingir ao objetivo estabelecido do estudo foram auferidos em duas bases: a Economática e Banco Central do Brasil. Uma vez organizado o conjunto de dados, foi necessário testar a estacionariedade das séries, tendo sido utilizado o teste de Dickey-Fuller (ADF). Por meio deste teste, verifica-se a estacionariedade das séries, mapeando a presença de não-estacionariedade pela incidência de tendências estocásticas determinísticas ou a junção de ambas (Lamounier e Nogueira, 2007). Para a realização do teste, de Dickey-Fuller aplica-se a seguinte equação:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde  $x$  é a variável dependente em análise e  $t$  é o termo de tendência. O teste de raiz unitária examina se o valor estimado de  $\rho$  é significativamente menor que zero. Se os achados rejeitarem a hipótese nula, de que  $\rho = 0$ , então a série é estacionária. Destaca-se que para a escolha do número de defasagens, passo anterior a aplicação do teste de raiz unitária, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Para testar o relacionamento de longo prazo entre o índice de retorno de mercado (Ibovespa) e as variáveis macroeconômicas, este estudo se espelhou na metodologia utilizada por Chen (2009). Da mesma forma que o autor, foram selecionados dois estágios/regimes, sendo eles os regimes de alta e baixa do mercado acionário. Como também se utilizou da caracterização da variável dependente  $R_{t+k}$ , sendo  $k$  igual a 1, 3, 6 e 24 meses, para análise do relacionamento entre o retorno de mercado e as variáveis macroeconômicas selecionadas na literatura. Assim, foi empregado um modelo autorregressivo Markov-switching de dois estágios, em que, à luz da metodologia de Cheng (2009), foram implementadas regressões individuais para analisar o relacionamento da variável dependente e variáveis macroeconômicas selecionadas na literatura.

Hamilton (1989), Krolzig (2013), Mendonça, Santos e Sachsida (2009) explicam que o modelo Markov-switching caracteriza-se por assumir a possibilidade de que, a cada momento do tempo, um número finito de regimes ou estados pode ocorrer, sem que se saiba qual deles está sendo observado. A hipótese é que existem probabilidades de transição de um regime para outro, probabilidades essas estimadas endogenamente pelos modelos Markov-switching (Mendonça et al., 2009). Para estimação dos modelos será utilizada a equação 04:

$$R_{t+k} = \mu_{st} + X_t\alpha + Z_t\beta_{st} + \varepsilon_s \quad (4)$$

em que  $R_{t+k}$  é a variável dependente,  $\mu_{st}$  representa o intercepto dependente do estado,  $X_t\alpha$  é um vetor de variáveis exógenas com coeficientes invariantes do  $\alpha$ ,  $Z_t$  é um vetor de variáveis exógenas com coeficientes dependentes do estado  $\beta_{st}$  e  $\varepsilon_s$  é erro normal e i.i.d com média zero e variância dependente do estado  $\sigma_s^2$ .

Para Krolzig (2013) existem várias formas de estimar o modelo autorregressivo Markov-switching (MS-VAR), partindo de considerações sobre mudança de regime na média, na variância e/ou no intercepto. Assim, a determinação do melhor modelo a ser utilizado partiu da verificação dos valores obtidos pelos critérios Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Segundo esses critérios, o modelo escolhido foi o Markov-switching dinâmico com mudança na variância, conforme pode-se observar no Apêndice 1.

Destaca-se que foi utilizado o pacote estatístico Stata 15 para implementação e análise do modelo acima descrito.



#### 4. Resultados e discussão

Com a finalidade de se testar as hipóteses elaboradas e apresentadas na seção de referencial teórico, e assim, responder à problemática desta pesquisa, os resultados apurados foram divididos em dois tópicos. O primeiro tópico contém os resultados dos testes de raiz unitária para diagnóstico da estacionariedade das variáveis. E o segundo tópico apresenta os resultados e análises da aplicação do modelo Markov-switching para identificação da existência de relacionamentos de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o retorno de mercado de ações brasileiro.

##### 4.1 Resultados do teste de raiz unitária

A Tabela 1 demonstra os resultados obtidos com a aplicação do teste de Dickey e Fuller aumentado (ADF) e o número de defasagens em cada série de variáveis.

**Tabela 1:** Teste de estacionariedade de Dickey e Fuller Aumentado

Variáveis	Nível			1ª Diferença		
	Lag	Com constante e tendência	Com constante	Lag	Com constante e tendência	Com constante
Ibovespa	1	-10.009***				
INPC	8	-3.572***				
Oferta de moeda	10	0.548	-4.257***	10	-13.469***	
Taxa de juros - Selic	9	-2.570	-1.87	10	-5.085***	
PIB	7	-0.270	-2	10	-11.098***	
Importações	4	-1.576	-1.416	3	-7.175***	
Exportações	9	-0.696	-2	10	-8.702***	
Taxa de câmbio	2	-2.094	-2	1	-9.209***	

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: \*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5% e \* significante a 10%.

Conforme resultados da Tabela 1, observa-se que para as variáveis Ibovespa e INPC, em função dos valores serem significantes, rejeita-se a hipótese nula de que existe uma raiz unitária, portanto, essas séries temporais são estacionárias em nível. Já as variáveis oferta de moeda, Selic, PIB, importações, exportações e taxa de câmbio, ao apresentarem valores não estatisticamente significantes, em nível, revelam que as séries são não estacionárias, e, assim, não se pode rejeitar a hipótese nula de que

existe uma raiz unitária. No entanto, para essas variáveis, quando aplicada a primeira diferença tal fato não foi constatado, uma vez que, conforme resultados da Tabela 1, essas variáveis foram estatisticamente significantes ao nível de 1%, e, desta forma, podem ser consideradas como estacionárias para primeira diferença, isto é, integradas de primeira ordem.

#### 4.2 Resultados do modelo Markov switching

Para testar a primeira hipótese desta pesquisa, de que existe um relacionamento de longo prazo entre o retorno de mercado e a taxa de inflação, utilizou-se o modelo Markov-switching com mudança na variância, cujos resultados estão evidenciados na Tabela 2.

**Tabela 2** - Modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância – Ibovespa e INPC

Descrição	B	Erro padrão	t-stat	Desc.	B	Erro padrão	t-stat
k = 1				k = 12			
INPC	0,0007	0,0114	0,0600	INPC	0,0139	0,0099	1,4100
Estado 1	0,0003	0,0177	0,0200	Estado 1	-0,0281	0,0183	-1,5300
Estado 2	0,0124	0,0078	1,5800	Estado 2	0,0057	0,0075	0,7600
Sigma1	0,0992	0,0104		Sigma1	0,0972	0,0112	
Sigma2	0,0601	0,0038		Sigma2	0,0602	0,0036	
k = 3				k = 24			
INPC	-0,0028	0,0108	-0,2600	INPC	0,0059	0,0103	0,5800
Estado 1	-0,0038	0,0189	-0,2000	Estado 1	-0,0289	0,0233	-1,2400
Estado 2	0,0146	0,0075	1,9600**	Estado 2	0,0106	0,0079	1,3400
Sigma1	0,0992	0,0108		Sigma1	0,1011	0,0138	
Sigma2	0,0601	0,0037		Sigma2	0,0605	0,0036	
k = 6							
INPC	0,0027	0,0104	0,2600				
Estado 1	-0,0089	0,0178	-0,5000				
Estado 2	0,0117	0,0074	1,5900				
Sigma1	0,1006	0,0107					
Sigma2	0,0602	0,0036					

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5% e \* significativa a 10%.

Os resultados da Tabela 2 mostram que o retorno de mercado, para  $k = 1, 3, 6, 12$ , e  $24$ , e o nível de inflação não apresentam um relacionamento de longo prazo. Isso em função de que o nível de inflação é estatisticamente insignificante em todos os modelos analisados. Este achado corrobora os resultados de Gultekin (1983), e, portanto, rejeita a hipótese 01 desta pesquisa de que existe um relacionamento de longo prazo

entre o índice de retorno de mercado e a taxa de inflação. Ainda segundo os resultados da Tabela, observa-se pelos valores dos coeficientes do estado 1 que este corresponde ao regime de baixa do retorno de mercado de ações, enquanto o estado 2, ao regime de alta. É possível perceber, por intermédio dos desvios padrões estimados e reportados em sigma 1 e 2, que o estado 1 possui uma maior volatilidade que o estado 2. E mesmo com essa discrepância entre os estados, a inflação não demonstrou qualquer tipo de relacionamento significativo com o retorno de mercado.

A Tabela 3 apresenta os resultados do teste da hipótese 03 deste estudo, de que existe relacionamento de longo prazo entre o retorno de mercado e a oferta monetária.

**Tabela 3 - Modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância – Ibovespa e Oferta de Moeda**

Descrição	B	Erro padrão	t-stat	Descrição	B	Erro padrão	t-stat
k = 1				k = 12			
Oferta de moeda	-0,0380	0,0105	3,6100***	Oferta de moeda	-0,0283	0,0099	2,8600***
Estado 1	0,6792	0,1904	3,5700***	Estado 1	0,4853	0,1778	2,7300***
Estado 2	0,7413	0,2016	3,6800***	Estado 2	0,5533	0,1887	2,9300***
Sigma1	0,0988	0,0099		Sigma1	0,0964	0,0107	
Sigma2	0,0590	0,0034		Sigma2	0,0592	0,0033	
k = 3				k = 24			
Oferta de moeda	-0,0343	0,0109	3,1500***	Oferta de moeda	-0,0277	0,0091	3,0400***
Estado 1	0,6091	0,1966	3,1000***	Estado 1	0,4646	0,1632	2,8500***
Estado 2	0,6697	0,2086	3,2100***	Estado 2	0,5396	0,1728	3,1200***
Sigma1	0,0975	0,0098		Sigma1	0,0993	0,0134	
Sigma2	0,0590	0,0033		Sigma2	0,0591	0,0033	
k = 6							
Oferta de moeda	-0,0351	0,0103	3,4200***				
Estado 1	0,6210	0,1851	3,3600***				
Estado 2	0,6842	0,1964	3,4800***				
Sigma1	0,0992	0,0102					
Sigma2	0,0589	0,0033					

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5% e \* significativa a 10%.

Observa-se nos resultados da Tabela 3, que a variável oferta de moeda é estatisticamente significativa em todos os modelos estimados, identificando, portanto, que existe um relacionamento de longo prazo entre o retorno de mercado e a oferta de moeda. Isto, confirma a hipótese 02 de que a oferta monetária e o índice de retorno de mercado possuem um relacionamento de longo prazo. Os resultados alcançados corroboram com

os achados de Kwon e Shin, (1999) e Gunasekarage, Piseditasalasai e Power (2004) que estudaram o relacionamento de longo prazo entre índices de mercado e variáveis macroeconômicas, dentre elas a oferta de moeda. Contudo, ao analisar o impacto desta variável sobre o retorno de mercado, verifica-se na Tabela 03 que os coeficientes são negativos, assim, a oferta de moeda afeta negativamente o retorno de mercado, o que não acompanha os resultados dos estudos de Gunasekarage, Piseditasalasai e Power (2004) e Asprem (1989), mas reafirmam, em parte, os obtidos por Chen (2009).

É mister destacar que a oferta de moeda tanto no regime de baixa (estado 1) quanto no de alta do mercado (estado 2), é estatisticamente significativa. Destarte, demonstra-se a persistência do relacionamento de longo prazo entre a oferta de moeda e o retorno de ações, independentemente de este estar em alta ou baixa. Esses achados diferem parcialmente dos encontrados por Chen (2009), pois o autor, ao analisar o regime de baixa do mercado, identificou que oferta de moeda e o retorno possuem sim um relacionamento significativo, mas não para todos os períodos analisados, apenas para  $k=24$ .

A Tabela 4 demonstra os resultados obtidos com o teste da hipótese 03 deste trabalho, de que a taxa de juros apresenta um relacionamento de longo prazo com o retorno do mercado de ações. Destaca-se que, como taxa de juros para este estudo considerou-se a Selic mensal, conforme já apresentado na seção metodológica da pesquisa.

Verifica-se, segundo os resultados da Tabela 4, que a taxa de juros Selic, para todos os modelos estimados, apresenta um relacionamento significativo com o retorno de mercado, aos níveis de 1 e 5%. Este resultado confirma a hipótese 03 de que a taxa de juros apresenta um relacionamento de longo prazo com o retorno do mercado de ações. Destarte, os resultados corroboram com os achados de Gjerde e Sættem (1999) em seu modelo multivariado, no qual a taxa de juros estava entre as variáveis macroeconômicas. É possível perceber, conforme Tabela 04, que tanto no regime de alta do mercado (estado 2), quanto no regime de baixa (estado 1) a taxa de juros impacta positivamente o retorno acionário, confirmando os achados de Chen (2009) para o mercado em regime de baixa.

**Tabela 4** - Modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância – Ibovespa e Taxa de juros

Descrição	B	Erro padrão	t-stat	Descrição	B	Erro padrão	t-stat
k = 1				k = 12			
Selic	0,0440	0,0137	3,2000***	Selic	0,0309	0,0133	2,3200**
Estado 1	-0,0655	0,0246	-2,6700***	Estado 1	-0,0656	0,0267	-2,4600**
Estado 2	-0,0315	0,0148	-2,1400**	Estado 2	-0,0188	0,0147	-1,2700
Sigma1	0,0986	0,0097		Sigma1	0,0967	0,0105	
Sigma2	0,0588	0,0035		Sigma2	0,0595	0,0034	
k = 3				k = 24			
Selic	0,0464	0,0135	3,4400***	Selic	0,0304	0,0132	2,3000**
Estado 1	-0,0739	0,0249	-2,9600***	Estado 1	-0,0770	0,0318	-2,4300**
Estado 2	-0,0345	0,0147	-2,3500**	Estado 2	-0,0181	0,0147	-1,2300
Sigma1	0,0983	0,0097		Sigma1	0,1018	0,0134	
Sigma2	0,0583	0,0034		Sigma2	0,0595	0,0034	
k = 6							
Selic	0,0469	0,0133	3,5400***				
Estado 1	-0,0766	0,0249	-3,0700***				
Estado 2	-0,0354	0,0146	-2,4400**				
Sigma1	0,0985	0,0100					
Sigma2	0,0586	0,0034					

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5% e \* significativa a 10%.

Os resultados obtidos no teste da hipótese 04 da pesquisa, de que o nível de atividade econômica e o índice de retorno de mercado possuem relacionamento de longo prazo, estão demonstrados na Tabela 5. Destaca-se que o PIB foi utilizado como *proxy* para o nível de atividade econômica.

**Tabela 5** - Modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância – Ibovespa e o PIB

Descrição	B	Erro padrão	t-stat	Descrição	B	Erro padrão	t-stat
k = 1				k = 12			
PIB	-0,0345	0,0101	-3,4200***	PIB	-0,0291	0,0101	-2,8900***
Estado 1	0,3943	0,1181	3,3400***	Estado 1	0,3140	0,1172	2,6800***
Estado 2	0,4494	0,1272	3,5300***	Estado 2	0,3783	0,1263	3,0000***
Sigma1	0,0996	0,0101		Sigma1	0,0964	0,0106	
Sigma2	0,0594	0,0035		Sigma2	0,0591	0,0033	
k = 3				k = 24			
PIB	-0,0310	0,0105	-2,9500***	PIB	-0,0275	0,0097	-2,8500***
Estado 1	0,3513	0,1231	2,8500***	Estado 1	0,2879	0,1127	2,5600**
Estado 2	0,4050	0,1326	3,0500***	Estado 2	0,3562	0,1200	2,9700***
Sigma1	0,0985	0,0100		Sigma1	0,0997	0,0132	
Sigma2	0,0592	0,0034		Sigma2	0,0593	0,0033	
k = 6							
PIB	-0,0324	0,0102	-3,1700***				
Estado 1	0,3648	0,1190	3,0700***				
Estado 2	0,4210	0,1286	3,2700***				
Sigma1	0,1005	0,0103					
Sigma2	0,0589	0,0033					

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5% e \* significativa a 10%.

Percebe-se que os resultados da Tabela 5 indicam que a atividade econômica, representada pelo PIB mensal, é estatisticamente significativa em todos os modelos mensurados, dados aos p-valores obtidos serem significantes a 1%. Esse resultado está de acordo com os estudos de Kwon e Shin, (1999) e Nasseh e Strauss (2000), logo, é possível confirmar a hipótese 04 deste estudo, a qual preceitua a existência de um relacionamento de longo prazo entre o nível de atividade econômica e o índice de retorno de mercado. Sublinha-se que o PIB em ambos os regimes, de baixa (estado 1) e de alta (estado 2), é estatisticamente significativo. Identifica-se, por isso, a persistência de seu relacionamento com o retorno de mercado, não coadunando com os resultados do estudo de Chen (2009) para o regime de baixa no mercado de ações. O autor identificou que a atividade econômica e o retorno de mercado possuem um relacionamento de curto prazo. Quanto ao comportamento dos coeficientes encontrados, verifica-se que o PIB impacta negativamente o retorno de mercado, o que está de acordo, em parte, com os resultados de Chen (2009). Ele observou um relacionamento negativo entre a atividade econômica e o retorno de mercado a partir de 12 meses, contudo, os resultados desse estudo não corroboram com os encontrados por Asprem (1989), e Silva e Coronel (2012) ao identificarem que a atividade econômica impacta positivamente o retorno de mercado.

A Tabela 6 evidencia os resultados obtidos no teste da hipótese 05 deste trabalho, de que as importações e o índice de retorno de mercado possuem um relacionamento de longo prazo.

Os resultados da Tabela 6 indicam que o índice de retorno de mercado e o nível de importações possuem um relacionamento de longo prazo, dado os coeficientes estimados em todos os modelos serem significantes a 1%. Esse relacionamento persiste tanto no mercado em regime de alta (estado 2) quanto em baixa (estado 1), o que confirma a hipótese 05 desta pesquisa de que as importações e o índice de retorno de mercado apresentam equilíbrio de longo prazo. Observa-se, ainda, que o nível de importações possui um comportamento negativo em relação ao índice de retorno de mercado, resultado semelhante ao de Asprem (1989), que autor encontrou um comportamento inverso entre nível de importações e o índice de retorno de mercado.

**Tabela 6 - Modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância – Ibovespa e Importações**

Descrição	B	Erro padrão	t-stat	Descrição	B	Erro padrão	t-stat
k = 1				k = 12			
Importação	-		-	Importação	-		-
Estado 1	0,0331	0,0089	3,7200***	Estado 1	0,0234	0,0081	2,9000***
Estado 2	0,5036	0,1374	3,6700***	Estado 2	0,3394	0,1250	2,7100***
Sigma1	0,5507	0,1446	3,8100***	Sigma1	0,3926	0,1306	3,0100***
Sigma2	0,0988	0,0100		Sigma2	0,0961	0,0106	
Sigma2	0,0591	0,0035		Sigma2	0,0591	0,0034	
k = 3				k = 24			
Importação	-		-	Importação	-		-
Estado 1	0,0288	0,0087	3,3000***	Estado 1	0,0203	0,0076	2,6500***
Estado 2	0,4347	0,1349	3,2200***	Estado 2	0,2832	0,1188	2,3800**
Sigma1	0,4800	0,1414	3,4000***	Sigma1	0,3412	0,1234	2,7700***
Sigma2	0,0990	0,0101		Sigma2	0,1004	0,0132	
Sigma2	0,0586	0,0034		Sigma2	0,0593	0,0034	
k = 6							
Importação	-		-				
Estado 1	0,0276	0,0083	3,3300***				
Estado 2	0,4154	0,1282	3,2400***				
Sigma1	0,4602	0,1345	3,4200***				
Sigma2	0,1010	0,0103					
Sigma2	0,0585	0,0034					

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5% e \* significativa a 10%.

Os resultados expostos na Tabela 7 testam a hipótese 06 desta pesquisa, de que existe um relacionamento de longo prazo entre o nível de exportações e o índice de retorno de mercado.

Verifica-se que para todos modelos, a exportação é estatisticamente significativa ao nível de 1%, confirmando 06 e que a exportação impacta negativamente o retorno de mercado. Destaca-se que tanto para o regime de alta (estado 2) quanto para o de baixa do mercado acionário (estado 1), a exportação afeta significativamente o retorno de mercado.

Os resultados da Tabela 8 testam o relacionamento de longo prazo entre o índice de retorno de mercado e a taxa de câmbio, definidos pela hipótese 07 deste estudo.

**Tabela 7-** Modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância – Ibovespa e Exportações

Descrição	B	Erro padrão	t-stat	Descrição	B	Erro padrão	t-stat
k = 1				k = 12			
Exportação	-		-	Exportação	-		-
Estado 1	0,0448	0,0117	3,8100***	Estado 1	0,0284	0,0102	2,7700***
Estado 2	0,6858	0,1830	3,7500***	Estado 2	0,4157	0,1581	2,6300***
Sigma1	0,7504	0,1934	3,8800***	Sigma1	0,4786	0,1676	2,8500***
Sigma2	0,0975	0,0098		Sigma2	0,0953	0,0105	
	0,0589	0,0034			0,0593	0,0033	
k = 3				k = 24			
Exportação	-		-	Exportação	-		-
Estado 1	0,0359	0,0119	3,0300***	Estado 1	0,0258	0,0090	2,8800***
Estado 2	0,5449	0,1836	2,9700***	Estado 2	0,3676	0,1388	2,6500***
Sigma1	0,6037	0,1952	3,0900***	Sigma1	0,4342	0,1461	2,9700***
Sigma2	0,0982	0,0099		Sigma2	0,0986	0,0131	
	0,0590	0,0034			0,0593	0,0034	
k = 6							
Exportação	-		-				
Estado 1	0,0349	0,0109	3,2000***				
Estado 2	0,5268	0,1678	3,1400***				
Sigma1	0,5863	0,1790	3,2700***				
Sigma2	0,1012	0,0103					
	0,0588	0,0033					

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5% e \* significativa a 10%.

Conforme os resultados da Tabela 8, constata-se nos modelos estimados que a taxa de câmbio apresenta significância estatística ao nível de 1%. É possível observar em ambos os regimes, de baixa (estado 1) ou alta do mercado (estado 2), que a taxa de câmbio impacta positivamente o retorno acionário, confirmando-se a hipótese 07 desta pesquisa de que a taxa de câmbio e o índice de retorno de mercado possuem relacionamento causal de longo prazo. Embora o estudo feito por Kwon e Shin (1999) tenha identificado em seu modelo multivariado, que a taxa de câmbio impacta o retorno de mercado, o tipo de relacionamento apurado foi negativo o que difere dos achados demonstrados na Tabela 8. Percebe-se, ainda, que a taxa de câmbio possui uma relação positiva com o retorno de mercado, e embora o estudo de Chen (2009) não tenha conseguido identificar uma relação estatisticamente significativa, os coeficientes apurados por ele são positivos, o que coaduna com os resultados deste estudo.



**Tabela 8:** Modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância – Ibovespa e Taxa de câmbio

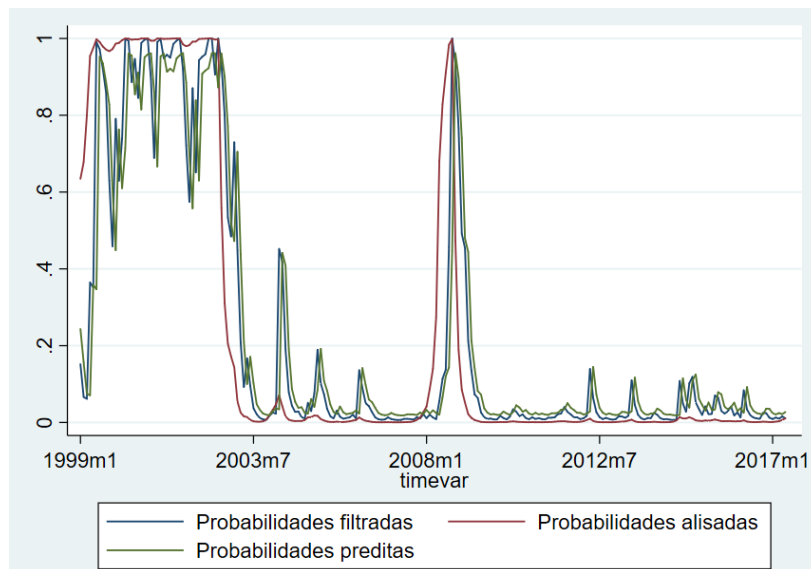
Descrição	B	Err. P.	t-stat	Descrição	B	Err. P.	t-stat
k = 1				k = 12			
Taxa de câmbio	0,0707	0,0256	2,7600***	Taxa de câmbio	0,0660	0,0222	2,9800***
Estado 1	-0,3344	0,1226	-2,7300***	Estado 1	-0,3261	0,1044	-3,1200***
Estado 2	-0,3078	0,1161	-2,6500***	Estado 2	-0,2880	0,1015	-2,8400***
Sigma1	0,0981	0,0105		Sigma1	0,0971	0,0110	
Sigma2	0,0594	0,0038		Sigma2	0,0589	0,0035	
k = 3				k = 24			
Taxa de câmbio	0,0691	0,0245	2,8300***	Taxa de câmbio	0,0548	0,0220	2,4900**
Estado 1	-0,3300	0,1153	-2,8600***	Estado 1	-0,2792	0,1041	-2,6800***
Estado 2	-0,3013	0,1112	-2,7100***	Estado 2	-0,2367	0,1007	-2,3500**
Sigma1	0,0971	0,0106		Sigma1	0,1017	0,0134	
Sigma2	0,0590	0,0037		Sigma2	0,0593	0,0035	
k = 6							
Taxa de câmbio	0,0763	0,0227	3,3700***				
Estado 1	-0,3630	0,1065	-3,4100***				
Estado 2	-0,3350	0,1035	-3,2400***				
Sigma1	0,0998	0,0105					
Sigma2	0,0583	0,0034					

Fonte: Elaboração dos autores

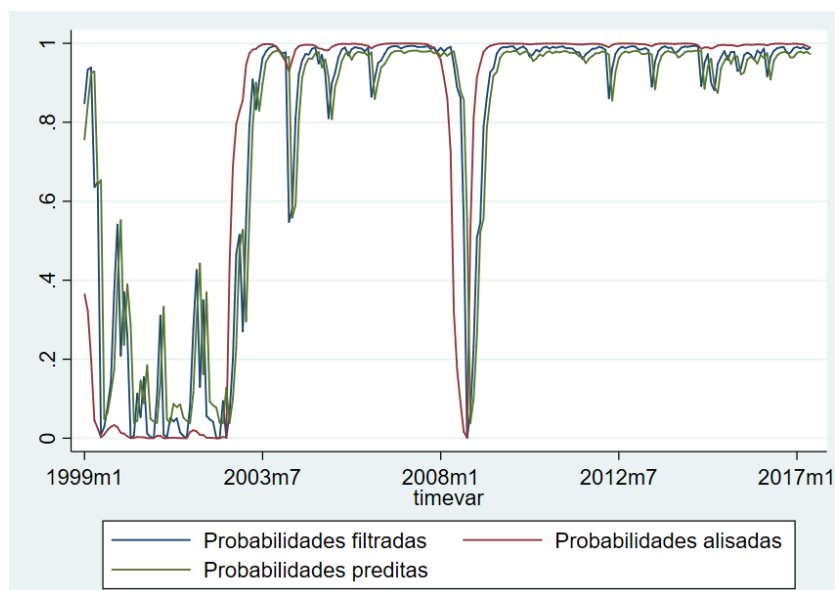
Nota: \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5% e \* significativa a 10%.

Após a obtenção do conjunto de resultados derivados da aplicação da equação (4) do modelo Markov-switching foram calculadas as probabilidades dos estados de eventos. As figuras 1 e 2 apresentam as probabilidades filtradas, alisadas e preditas para os estados 1 (estado de mercado de baixa) e 2 (estado de mercado de alta). As figuras mostram que as previsões dos estados melhoraram em decorrência das relações construídas com variáveis macroeconômicas elencadas nos horizontes temporais de 1, 3, 6, 12 e 24 meses.

**Figura 1.** Probabilidades estimadas no estado 2 (mercado em alta)



**Figura 1.** Probabilidades estimadas no estado 1 (mercado em baixa)



## 5. Considerações Finais

Segundo Asprem (1989) variáveis macroeconômicas são fatores que determinam os preços dos ativos. Nesse sentido, Roll e Ross (1980) asseveram que a formalização do modelo de fator sugere que toda uma estrutura teórica e empírica deve ser explorada para melhor entender quais forças econômicas atualmente afetam os retornos sistematicamente. Brandin e Hyde (2005) afirmam que é amplamente entendido que as variáveis macroeconômicas têm poder explicativo sobre os preços e os retornos.

Partindo dessas premissas, a pesquisa investigou se variáveis macroeconômicas, definidas a partir da literatura, possuíam relacionamento de longo prazo com o índice de retorno de mercado brasileiro (Ibovespa). Para tanto, em um primeiro momento buscou-se identificar as variáveis macroeconômicas mais utilizadas na literatura quando da análise do relacionamento entre variáveis macroeconômicas e índices de retorno de mercado, tendo sido encontradas e analisadas sete variáveis (taxa de inflação, oferta de moeda – M1, taxa de juros (Selic), nível de atividade econômica – representado pelo PIB –, nível de importação e exportação e a taxa de câmbio). Após a determinação destas variáveis, utilizou-se o teste de Dickey e Fuller aumentado para determinação da estacionariedade das séries, e modelos Markov-switching dinâmicos com mudança na variância para análise do relacionamento entre as variáveis macroeconômicas e o retorno de mercado. Para esses últimos, utilizou-se parcialmente a metodologia aplicada por Chen (2009).

Dentre as variáveis analisadas, verificou-se que a oferta de moeda – M1, taxa de juros, o PIB, nível de importações, de exportações e a taxa de câmbio possuem relacionamento de longo prazo com o índice de retorno de mercado, confirmando as hipóteses 02, 03, 04, 05, 06 e 07 desta pesquisa. A hipótese que tratava do relacionamento de longo prazo entre a inflação e o índice de retorno de mercado foi rejeitada, em direção oposta aos achados de Nasseh e Straus (2000), Gunasekarage, Pisedtasalai e Power (2004), Chen (2009) e Herve, Chanmalai e Shen (2011).

Outro ponto investigado na pesquisa foi a identificação do sentido direcional do relacionamento, se positivo ou negativo, entre as variáveis macroeconômicas e o índice de retorno de mercado. Observou-se que as variáveis oferta de moeda, atividade econômica (PIB), nível de



importações e exportações possuem um relacionamento negativo e significativo com o retorno de mercado. Esses resultados estão de acordo, em parte, com os encontrados por Chen (2009), para oferta de mercado e PIB, todavia, divergem de autores que se utilizaram de modelos sem quebra de regime, como Gunasekarage, Pisedtasalai, Power (2004), para oferta de moeda, e Aspren (1989) e Silva e Coronel (2012), para o PIB. Apres salientar que o estudo de Aspren (1989) tenha identificado um relacionamento negativo entre a importação e o retorno de mercado, e um relacionamento positivo e significativo entre o retorno do mercado, taxa de juros e taxa de câmbio, acompanhando os resultados de Chen (2009), mas divergindo das conclusões de Kwon e Shin (1999).

Esta pesquisa apresenta limitações pela utilização do nível de importações e exportações em substituição aos valores da balança comercial, como também a *proxy* utilizada para o nível de atividade econômica. Para futuras pesquisas sugere-se considerar outras variáveis como *proxies* do nível de atividade econômica, como também verificar se o índice de retorno de mercado brasileiro possui relacionamento de curto ou longo prazo com os índices dos principais mercados de ações internacionais, assim como explorar outros modelos que considerem quebras de regime, como o *threshold cointegration*. Outra boa opção de estudo seria analisar a dinâmica de curto prazo entre o índice de retorno de mercado e variáveis macroeconômicas.

## Referências

- Antoniou, A.; Garrett, I.; & Priestley, R. (1998). Calculating the Equity Cost of Capital Using the APT: The Impact of the ERM. *Journal of International Money and Finance*, 17: 949–65.
- Araújo, E.; Bastos, F. A. S. (2008). Relações entre Retornos Acionários, Juros, Atividade Econômica e Inflação: Evidências Para a América Latina. *BBR - Brazilian Business Review*, 5(1): 51–73.
- Asprem, M. (1989). Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries. *Journal of Banking & Finance*, 13: 589–612.
- Blume, M. E. (1970). Portfolio Theory: A Step Toward Its Practical Application. *The Journal of Business*, 43 (2): 152–73.



- Bredin, D., & Hyde, S. (2005). Regime Changes in the Relationship between stock Returns and the Macroeconomy. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=686878](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=686878)
- Ceretta, P. (2002). Investigando a Presença do Caos No Ibovespa. *Revista Eletrônica de Administração*, 8 (5): 1–26.
- Chang, K. (2009). Do Macroeconomic Variables have Regime-dependent Effects on Stock Return Dynamics? Evidence from the Markov regime switching model. *Economic Modelling*, 26(6): 1283–1299.
- Chen, N. (1983). Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing. *Journal of Finance*, 38 (5): 1393–1414.
- Chen, N; Roll, Richard; & Ross, Stephen A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59 (3): 383–403.
- Chen, S. (2009). Predicting the Bear Stock Market: Macroeconomic variables as leading indicators. *Journal of Banking and Finance*, 33(2): 211–223.
- Cifter, A.; & Ozun, A. (2007). Estimating the Effects of Interest Rates on Share Prices Using Multi-Scale Causality Test in Emerging Markets: Evidence from Turkey. *MPRA Munich Personal RePEc Archive*, no. 2485.
- Connor, G. & Korajczyk, R. A. (1988). Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology. *Journal of Financial Economics*, 21: 255–89.
- Cunha, J.; & Costa Jr., N. C. A. (2006). Influência E Causalidade Entre O Mercado de Ações e o Mercado de Opções : Revisão de Literatura e Novos Resultados. *Revista de Administração Contemporânea*, 10 (1): 31–54.
- Engle, R. F; & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55 (2): 251–76.



- Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, 71 (4): 545–65.
- Fama, E. F.; & Macbeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81 (3): 607–36.
- Ferson, W. E.; & Korajczyk, R. A. (1995). Do Arbitrage Pricing Models Explain the Predictability of Stock Returns? *The Journal of Business*, 68 (3): 309–49.
- Galvão, A. B. C.; Portugal, M. S.; Ribeiro, E. P. (2000). Volatilidade E Causalidade: Evidências Para O Mercado à Vista E Futuro de Índice de Ações No Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 54 (1): 37–56.
- Gimenes, C. M.; Famá, R. (2003). A Correlação Entre O Risco País E índices de Bolsa Da América Latina: Um Estudo Exploratório. *Caderno de Pesquisas Em Administração*, 10 (2): 39–50.
- Gjerde, Ø.; & Sættem, F. (1999). Causal Relations among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9: 61–74.
- Govind, L.; & Dash, M. (2012). A Study of Granger Causality of Macroeconomic Factors on Indian Stock Markets. *SSRN Electronic Journal*. Disponível em: <http://www.ssrn.com/abstract=1988811>. Acesso em: 30/10/2013.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37 (3): 424–38.
- Gultekin, N. B. (1983). Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries. *The Journal of Finance*, 38 (1): 49–65.
- Gunasekarage, A.; Pisedtasalai, A.; & Power, D. M. (2004). Macroeconomic Influence on the Stock Market: Evidence from an Emerging Market in South Asia. *Journal of Emerging Market Finance*, 3 (3): 285–304.

- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384.
- Harris, R. I. D. (1995) *Using cointegration analysis in econometric modeling*. Prentice Hall, London, 176 p.
- Herve, D. B. G. H.; Chanmalai, B.; & Shen, Y. (2011). The Study of Causal Relationship between Stock Market Indices and Macroeconomic Variables in Cote d'Ivoire: Evidence from Error-Correction Models and Granger Causality Test. *International Journal of Business and Management*, 6 (12): 146–69.
- Hidalgo, J. (2000). Nonparametric Test for Causality with Long-Range Dependence. *Econometrica*, 68 (6): 1465–90.
- Ho, J. W.-R.; Tsai, C.-L.; Tzeng, G.-H.; & Fang, S.-K. (2011). Combined DEMATEL Technique with a Novel MCDM Model for Exploring Portfolio Selection Based on CAPM. *Expert Systems with Applications*, 38 (1): 16–25.
- Ibrahim, M. H. (1999). Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis. *Asian Economic Journal*, 13 (2): 219–31.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6): 1551-80.
- Kothari, S. P. (2001). Capital Markets Research in Accounting. *Journal of Accounting & Economics*, 31: 105–231.
- Kwon, C. S.; & Shin, T. S. (1999). Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns. *Global Finance Journal*, 10 (1): 71–81.



- Krolzig, H.-M. (2013). *Markov – Switching Vector Autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. (S. S. & B. Media, Ed.). Springer Science & Business Media.
- Lamounier, W. M.; Nogueira, E. M. (2007). Causalidade Entre Os Retornos de Mercados de Capitais Emergentes E Desenvolvidos. *Revista de Contabilidade E Finanças - USP*, 43: 34–48.
- Lee, B.-S. (1992). Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. *The Journal of Finance*, 47 (4): 1591–1603.
- Luenberger, D. G. (1998). *Investment Science*. Oxford Univ. Press, New York. 494 p.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7 (1): 77–91.
- Mello, L. M.; Samanez, C. P. (1999). Determinação E Análise de Desempenho Do Modelo APT - Arbitrage Pricing Theory - No Mercado de Capitais Brasileiro. In *Enanpad*.
- Mendonça, M. J. C., Santos, C. H. M., & Sachsida, A. (2009). Revisitando a Função de Reação Fiscal no Brasil Pós-Real: Uma Abordagem de Mudanças de Regime. *Estudos Econômicos*, 39(4), 873–894.
- Naik, P. K.; & Padhi, P. (2012). The Impact of Macroeconomic Fundamentals on Stock Prices Revisited: Evidence from Indian Data. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 5 (10): 25–44.
- Nasseh, A.; & Strauss, J. (2000). Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity: A Cointegration Approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40: 229–45.
- Nieh, C.-C.; & Lee, C.-F. (2001). Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance* ,41 (4): 477–90.



- Nunes, M. S.; Costa Jr., N. C. A.; Meurer, R. (2005). A Relação Entre O Mercado de Ações E as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica Para O Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59 (4): 585–607.
- Pimenta Jr, T.; Higuchi, R. H. (2008). Variáveis Macroeconômicas E O Ibovespa: Um Estudo Da Relação de Causalidade. *Revista Eletrônica de Administração* 14 (2): 296-315.
- Rapach, D. E. (2002). The Long-Run Relationship between Inflation and Real Stock Prices. *Journal of Macroeconomics*, 24 (3): 331–51.
- Roll, R.; & Ross, S. A. (1980b). An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 35 (5): 1073–1103.
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13: 341–60.
- Samuelson, A. (1967). Efficient Portfolio Selection for Pareto-Lévy Investments. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2 (2): 107–22.
- Schor, A., B., M. A., & Pereira, P. L. (2002). Arbitrage Pricing Theory (APT) e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. *Revista de Economia E Administração*, 1(1), 38–63.
- Sharpe, W. F. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9 (2): 277–94.
- Sharpet, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, XIX (3): 425–42.
- Silva, F. Mello; & Coronel, D. A. (2012). Análise Da Causalidade E Cointegração Entre Variáveis Macroeconômicas E O Ibovespa. *R. Adm. FACES Journal Belo Horizonte*, II (3): 31–52.



Walid, C., Chaker, A., Masood, O., & Fry, J. (2011). Stock Market Volatility and Exchange Rates in Emerging Countries: A Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review*, 12(3), 272–292.



## Apêndice – Definição da especificação do modelo Markov-Switching

Variável dependente	Variável independente	Mudança no intercepto			Mudança no intercepto e no coeficiente			Mudança na variância		
		AIC	HQIC	SBIC	AIC	HQIC	SBIC	AIC	HQIC	SBIC
Retorno $k+1$	Inflação	-2,3436	-2,3063	-2,2513	-2,3502	-2,3067	-2,2426	<b>-2,3614</b>	<b>-2,3179</b>	<b>-2,2538</b>
Retorno $k+3$	Inflação	-2,3642	-2,3267	-2,2713	-2,3660	-2,3222	-2,2576	<b>-2,3818</b>	<b>-2,3381</b>	<b>-2,2735</b>
Retorno $k+6$	Inflação	-2,3530	-2,3151	-2,2592	-2,3458	-2,3016	-2,2364	<b>-2,3760</b>	<b>-2,3318</b>	<b>-2,2666</b>
Retorno $k+12$	Inflação	-2,4127	-2,3741	-2,3171	-2,4095	-2,3644	-2,2980	<b>-2,4267</b>	<b>-2,3816</b>	<b>-2,3151</b>
Retorno $k+24$	Inflação	-2,4371	-2,3968	<b>-2,3375</b>	-2,4271	-2,3800	-2,3108	<b>-2,4441</b>	<b>-2,3971</b>	<b>-2,3279</b>
Retorno $k+1$	Oferta de moeda	-2,3784	-2,3412	-2,2862	-2,3913	-2,3478	-2,2837	<b>-2,4208</b>	<b>-2,3773</b>	<b>-2,3132</b>
Retorno $k+3$	Oferta de moeda	-2,3843	-2,3468	-2,2915	-2,3994	-2,3557	-2,2911	<b>-2,4287</b>	<b>-2,3849</b>	<b>-2,3203</b>
Retorno $k+6$	Oferta de moeda	-2,3790	-2,3411	-2,2852	-2,3982	-2,3540	-2,2888	<b>-2,4285</b>	<b>-2,3843</b>	<b>-2,3191</b>
Retorno $k+12$	Oferta de moeda	-2,4104	-2,3718	-2,3148	-2,4230	-2,3779	-2,3114	<b>-2,4539</b>	<b>-2,4088</b>	<b>-2,3423</b>
Retorno $k+24$	Oferta de moeda	-2,4652	-2,4248	-2,3655	-2,4624	-2,4154	-2,3462	<b>-2,4870</b>	<b>-2,4400</b>	<b>-2,3708</b>
Retorno $k+1$	PIB	-2,3707	-2,3334	-2,2784	-2,3880	-2,3445	-2,2803	<b>-2,4111</b>	<b>-2,3676</b>	<b>-2,3034</b>
Retorno $k+3$	PIB	-2,3816	-2,3441	-2,2888	-2,3968	-2,3531	-2,2885	<b>-2,4220</b>	<b>-2,3782</b>	<b>-2,3136</b>
Retorno $k+6$	PIB	-2,3737	-2,3358	-2,2799	-2,3960	-2,3518	-2,2866	<b>-2,4204</b>	<b>-2,3762</b>	<b>-2,3110</b>
Retorno $k+12$	PIB	-2,4130	-2,3743	-2,3173	-2,4292	-2,3841	-2,3176	<b>-2,4550</b>	<b>-2,4099</b>	<b>-2,3434</b>
Retorno $k+24$	PIB	-2,4573	-2,4170	-2,3577	-2,4607	-2,4137	-2,3445	<b>-2,4820</b>	<b>-2,4349</b>	<b>-2,3657</b>
Retorno $k+1$	Taxa de câmbio	-2,3740	-2,3367	-2,2817	-2,3702	-2,3267	-2,2625	<b>-2,3976</b>	<b>-2,3542</b>	<b>-2,2900</b>
Retorno $k+3$	Taxa de câmbio	-2,3901	-2,3526	-2,2972	-2,3812	-2,3374	-2,2729	<b>-2,4195</b>	<b>-2,3757</b>	<b>-2,3112</b>
Retorno $k+6$	Taxa de câmbio	-2,3879	-2,3500	-2,2942	-2,3806	-2,3364	-2,2712	<b>-2,4275</b>	<b>-2,3833</b>	<b>-2,3181</b>
Retorno $k+12$	Taxa de câmbio	-2,4367	-2,3981	-2,3411	-2,4283	-2,3832	-2,3167	<b>-2,4588</b>	<b>-2,4137</b>	<b>-2,3473</b>
Retorno $k+24$	Taxa de câmbio	-2,4598	-2,4194	-2,3601	-2,4523	-2,4053	-2,3361	<b>-2,4733</b>	<b>-2,4262</b>	<b>-2,3570</b>
Retorno $k+1$	Selic	-2,3758	-2,3385	-2,2835	-2,3827	-2,3392	-2,2750	<b>-2,4107</b>	<b>-2,3673</b>	<b>-2,3031</b>
Retorno $k+3$	Selic	-2,3908	-2,3533	-2,2979	-2,3850	-2,3412	-2,2766	<b>-2,4337</b>	<b>-2,3900</b>	<b>-2,3254</b>
Retorno $k+6$	Selic	-2,3882	-2,3503	-2,2944	-2,3823	-2,3381	-2,2729	<b>-2,4331</b>	<b>-2,3889</b>	<b>-2,3238</b>
Retorno $k+12$	Selic	-2,4124	-2,3737	-2,3167	-2,4039	-2,3588	-2,2923	<b>-2,4424</b>	<b>-2,3973</b>	<b>-2,3308</b>
Retorno $k+24$	Selic	-2,4479	-2,4076	-2,3483	-2,4388	-2,3918	-2,3226	<b>-2,4682</b>	<b>-2,4212</b>	<b>-2,3520</b>
Retorno $k+1$	Importação	-2,3805	-2,3432	-2,2882	-2,3810	-2,3375	-2,2733	<b>-2,4231</b>	<b>-2,3796</b>	<b>-2,3154</b>
Retorno $k+3$	Importação	-2,3896	-2,3521	-2,2968	-2,3937	-2,3499	-2,2853	<b>-2,4319</b>	<b>-2,3882</b>	<b>-2,3236</b>
Retorno $k+6$	Importação	-2,3804	-2,3425	-2,2867	-2,3859	-2,3417	-2,2765	<b>-2,4257</b>	<b>-2,3815</b>	<b>-2,3163</b>
Retorno $k+12$	Importação	-2,4210	-2,3823	-2,3253	-2,4206	-2,3755	-2,3090	<b>-2,4567</b>	<b>-2,4116</b>	<b>-2,3451</b>
Retorno $k+24$	Importação	-2,4563	-2,4159	-2,3566	-2,4549	-2,4078	-2,3386	<b>-2,4772</b>	<b>-2,4301</b>	<b>-2,3609</b>
Retorno $k+1$	Exportação	-2,3833	-2,3461	-2,2911	-2,3976	-2,3541	-2,2899	<b>-2,4312</b>	<b>-2,3878</b>	<b>-2,3236</b>
Retorno $k+3$	Exportação	-2,3815	-2,3440	-2,2886	-2,3978	-2,3540	-2,2895	<b>-2,4257</b>	<b>-2,3819</b>	<b>-2,3174</b>
Retorno $k+6$	Exportação	-2,3726	-2,3348	-2,2789	-2,3906	-2,3465	-2,2813	<b>-2,4221</b>	<b>-2,3779</b>	<b>-2,3127</b>
Retorno $k+12$	Exportação	-2,4122	-2,3735	-2,3166	-2,4200	-2,3749	-2,3084	<b>-2,4536</b>	<b>-2,4085</b>	<b>-2,3421</b>
Retorno $k+24$	Exportação	-2,4583	-2,4180	-2,3587	-2,4533	-2,4062	-2,3370	<b>-2,4837</b>	<b>-2,4367</b>	<b>-2,3675</b>

Fonte: Elaboração dos autores