

# Teste da Hipótese de Mercados Adaptativos para o Brasil

(Testing the Adaptive Markets Hypothesis for Brazil)

Glener de Almeida Dourado\*

Benjamin Miranda Tabak\*\*

## Resumo

O objetivo deste trabalho é o de avaliar a eficiência do mercado acionário brasileiro utilizando dados diários para o Índice Acionário da Bolsa de São Paulo, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2012. Empregamos uma estatística de razão de variância com *wild bootstrap*, desenvolvido para testar a dependência linear (Hipótese de Passeio Aleatório – HPA). Também usamos o teste espectral generalizado para testar a hipótese de previsibilidade não linear. Empregamos o teste de razão de variâncias usando subamostras com tamanho fixo, verificando a existência de comportamento de passeio aleatório em cada subamostra. Ainda, testamos se a eficiência do mercado depende das condições de mercado (*Adaptive Markets Hypothesis* – AMH). As conclusões sugerem que não podemos rejeitar tanto a HPA quanto a AMH.

**Palavras-chave:** previsibilidade; hipótese de mercados adaptativos; hipótese mercado eficiente; volatilidade; Ibovespa.

**Códigos JEL:** G14; G17.

## Abstract

The goal of this paper is to evaluate Brazilian stock market efficiency using daily data for the São Paulo Stock Exchange Index from January 1995 to December 2012. We employ a variance ratio statistic with wild bootstrap, developed to test linear dependency, to test for the Random Walk Hypothesis. We also use the generalized spectral test for the nonlinear case. We employ moving subsamples with fixed size, checking the existence of random walk behavior. We test whether market efficiency depends on market conditions (Adaptive Markets Hypothesis - AMH). We cannot reject both the RWH and AMH.

---

Submetido em 22 de agosto de 2014. Reformulado em 25 de fevereiro de 2015. Aceito em 2 de março de 2015. Publicado on-line em 3 de novembro de 2015. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini. Benjamin M. Tabak agradece o apoio financeiro do CNPq.

\*Ministério Público Federal, Brasília, DF, Brasil. E-mail: glenerdourado@gmail.com

\*\*Universidade Católica de Brasília, Brasília, DF, Brasil. E-mail: benjaminm.tabak@gmail.com

**Keywords:** predictability; adaptive markets hypothesis; efficient market hypothesis; volatility; Ibovespa.

## 1. Introdução

Na literatura recente, foi proposta por Lo (2004, 2005) uma análise de previsibilidade dos mercados que considera que esses apresentam, de forma cíclica, períodos de previsibilidade, ou seja, devido a interferências governamentais, guerras, bolhas e outros fatores, o mercado possui períodos eficientes e períodos não eficientes, o que permitiria obter ganhos de forma sistemática.

A importância da análise da Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA) deve-se ao fato de que os acontecimentos fazem com que os agentes alterem sua maneira de agir, incorporando as novas informações aos preços de forma distinta, o que pode gerar variação temporal na correlação serial dos retornos (Kim *et al.*, 2011). Testar essa hipótese para o caso do mercado acionário brasileiro pode enriquecer este debate.

Considerando que os estudos realizados para o mercado de ações brasileiro limitam-se a verificar a Hipótese de Mercado Eficiente (HME), não havendo evidências do comportamento do mercado ao longo do tempo, no que diz respeito à adaptação dos agentes aos acontecimentos, verifica-se a oportunidade de analisar o cenário sob a ótica da Hipótese de Mercado Adaptativo (HMA), observando a variação do nível de previsibilidade do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) com o passar dos pregões. Vários estudos com a finalidade de verificar a previsibilidade de um mercado foram desenvolvidos ao longo do tempo. Os pioneiros foram Fama (1965) e Samuelson (1965), que desenvolveram a Hipótese de Mercado Eficiente (HME), considerando como eficiente um mercado no qual todas as informações já estão incorporadas aos preços, não permitindo assim obtenção de lucros sistemática, como a análise gráfica, que se baseia nas cotações e volumes históricos. Uma das maneiras desenvolvidas para verificar a HME foi a análise de um martingale, no qual a melhor previsão para o valor de amanhã é o valor de hoje, não importando os valores passados (Campbell *et al.*, 1997).

Foram criadas teorias e hipóteses que ora aceitavam, ora rejeitavam a existência de previsibilidade. Lo (2004, 2005) desenvolveu a chamada Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA), cujo objetivo é verificar se os mercados funcionam de forma cíclica, ou seja, se com o passar do tempo existem períodos previsíveis e não previsíveis, mostrando, assim, a possível

existência das duas situações em períodos diferentes para um mesmo mercado.

A análise de eficiência do mercado teve vários testes e critérios desenvolvidos para a avaliação da existência ou não de previsibilidade nos retornos dos ativos negociados nas bolsas de valores, como, por exemplo, testes de autocorrelação, testes de razão de variância e testes de espectro. Muitos desses testes sofreram diversas versões e modificações ao longo da evolução da literatura.

Alguns estudos já foram realizados para o Brasil e outras economias emergentes, como: Chang *et al.* (2004), que rejeitaram a HME; Sharma & Thaker (2013), que não rejeitaram a HME; e Harvey (1995), que concluiu que os mercados emergentes são menos eficientes que os mercados de economias já desenvolvidas, como a do Japão e a do EUA.

As principais referências para o desenvolvimento deste trabalho são Kim *et al.* (2011), que analisaram a previsibilidade dos retornos e a HMA para todo o século XX do índice Dow Jones, e Charles *et al.* (2012), que verificaram a previsibilidade e a HMA para diversas taxas de câmbio. De forma semelhante à lógica utilizada por Kim *et al.* (2011), neste trabalho utilizam-se os termos previsibilidade do retorno e ineficiência do mercado como sinônimos.

Considerada a importância do conhecimento sobre o mercado brasileiro e a pouca literatura sobre o tema, elaborou-se um estudo a fim de verificar se a HMA é válida para o Brasil, utilizando dados e métodos recentes. Para isso, construiu-se um código no programa estatístico R, no qual foram executados o teste de razão de variância automática (RVA) com *wild bootstrap* (Kim, 2009) e teste de forma espectral generalizada (FEG) (Escanciano & Velasco, 2006), que permitiram averiguar a existência de *martingale* para vários períodos. O primeiro teste é utilizado para captar dependências lineares, enquanto o segundo visa identificar dependências não lineares. Esses testes são aplicados utilizando uma janela de subamostra móvel, que consiste em deslocar uma janela de observação dia a dia de pregão, analisando separadamente cada período de tamanho equivalente a um ano da série, composta pelos retornos dos fechamentos diários do índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). Por fim, o trabalho verifica a volatilidade de cada subamostra e analisa sua correlação com os resultados dos testes. Dessa forma, pode-se verificar qual a relação existente entre o risco e a previsibilidade.

Com isso, espera-se contribuir com a pouca literatura sobre o aspecto

comportamental da previsibilidade do mercado de ações brasileiro, trazendo resultados mais atuais, com base em testes robustos. A eficiência do Ibovespa, sob a ótica mais tradicional, já foi, sim, analisada ao longo tempo. Tabak (2003) testou a HME por meio de janelas móveis e concluiu que de 1986 a 1994 essa hipótese pode ser rejeitada, porém não se pode afirmar o mesmo de 1994 a 1998. Contudo, até onde verificado, não há estudo que utilize esses testes com janelas movendo-se diariamente para a análise da HMA, que introduz o aspecto da mudança de comportamento dos agentes. Essa será a principal contribuição desse estudo, que conclui, por meio de seus testes, que o mercado de ações brasileiro é eficiente e adaptativo sob a Hipótese de Mercado Eficiente (HME) e a Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA).

O trabalho está organizado da seguinte forma: Seção 2, que aborda os principais estudos que embasaram a evolução da teoria e o atual trabalho; Seção 3, na qual são descritos os dados e os testes utilizados; Seção 4, em que os resultados empíricos e sua análise são apresentados; e Seção 5, que conclui o trabalho e destaca possíveis continuidades para o estudo.

## **2. Revisão de Literatura**

### **2.1 A Hipótese de Mercado Eficiente (HME) e a Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA)**

O questionamento sobre a previsibilidade dos preços nos mercados sempre foi alvo de estudos na área de Finanças. Os artigos considerados nessa análise datam da segunda metade do século XX, com os artigos seminais de Fama (1965) e Samuelson (1965), que desenvolveram a Hipótese de Mercado Eficiente (HME), cujo objetivo é avaliar se os retornos dos mercados são previsíveis, ou seja, toda informação disponível é instantânea e completamente agregada aos preços. Caso sejam eficientes, os mercados não permitem que seus retornos sejam previstos sistematicamente.

A HME pode ser escalonada em categorias de acordo com o nível e a tempestividade da incorporação da informação pelos preços. Na literatura, grosso modo, existem três principais formas, quais sejam: (i) fraca, na qual os preços atuais refletem todas as informações públicas passadas disponíveis; (ii) semiforte, que se assemelha à forma fraca, porém há o fato de os preços, instantaneamente, adequarem-se a novas informações públicas; e (iii) forte, que além das características da forma semiforte, considera que os preços já refletem até as informações sigilosas. A maioria dos estudos

dedica-se à verificação da HME com base no conceito da forma fraca, ou seja, considera apenas as informações históricas na análise da previsibilidade dos preços dos ativos do mercado. Logo, a análise das informações passadas, na forma fraca, é bastante relevante para a verificação de correlação entre os valores dos retornos passados e, assim, determinação da existência ou não de previsibilidade. Caso os retornos dos ativos ou índices sejam eficientes de forma fraca, não é possível prever seus retornos baseando-se apenas nas informações passadas, como preço e volume.

Relevante destacar estudo no qual foi distribuída uma pesquisa a mais de quatro mil professores de Finanças de diversas universidades do mundo, que teve como resultado que a maioria desses docentes acredita que o mercado seja eficiente na forma fraca ou semiforte (Doran *et al.*, 2010), ou seja, conhecedores do tema creem que nem toda a informação está incluída nos valores dos ativos. Nessa discussão, é interessante citar a colocação de Grossman & Stiglitz (1980) em seu artigo “On the impossibility of informationally efficient markets”, no qual há a afirmação de que é impossível um mercado ser perfeitamente eficiente, uma vez que há informações que não estão refletidas nos preços, assim, os comitentes têm interesse em negociar informações para serem recompensados por isso (Campbell *et al.*, 1997).

A não rejeição da hipótese de que os preços seguem um passeio aleatório (um *martingale*, de forma mais ampla) é associada à não rejeição da Hipótese de Mercado Eficiente. A diferença entre ambos é descrita em Escanciano & Lobato (2009), que mostra que um processo martingale significa, basicamente, que o preço de hoje é a melhor previsão do preço de amanhã para um ativo, ou seja, um processo estocástico.

Dessa forma, se os preços dos ativos não são previsíveis, esses seguem uma sequência martingale em diferenças (SMD) e, considerando, tecnicamente, que os ativos não são estacionários, em vez de testar se os preços seguem um processo martingale, é mais comum analisar se os retornos dos ativos seguem uma SMD. Em suma, um passeio aleatório é mais restritivo que um martingale. Matematicamente, dada uma série de tempo  $\{y_t\}_{t=1}^T$ , a hipótese de passeio aleatório é formada, quando  $\theta = 1$ , pelo modelo autorregressivo de primeira ordem

$$y_t = \mu + \theta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

no qual  $\mu$  é um parâmetro *drift* desconhecido e  $\epsilon_t$  a sequência de termos de erro, que, em geral, não são independentes e identicamente distribuídos

(i.i.d.). Quando os termos de erro não são uma sequência i.i.d., o passeio aleatório é denominado processo martingale, no qual a sequência  $\{\epsilon_t\}_{t=1}^T$  é chamada de Sequência Martingale em Diferença (SMD).<sup>1</sup>

Para verificar a existência de um *martingale*, vários métodos foram desenvolvidos ao longo do tempo, alguns dos mais referenciados na literatura são os testes de autocorrelação (Box & Pierce, 1970, Ljung & Box, 1978), testes de razão de variância (Lo & Mackinlay, 1988, 1989) e testes espectrais (Durlauf, 1991, Hong, 1996).

A Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA) foi proposta por Lo (2004), que considerou que algumas ideias oriundas da interseção entre a psicologia e a economia ainda não estavam perfeitamente articuladas em uma estrutura quantitativa. Lo (2004) também concluiu que a HMA possuía acentuadas implicações para o gerenciamento de carteiras quando comparada à clássica HME. Basicamente, Lo (2004) mostra que a HMA é formada pela associação da HME e de todas suas alternativas comportamentais.

Lo (2004) também destaca quatro implicações derivadas de sua teoria. A primeira, é que a relação entre risco e retorno não é provável de ser estável ao longo do tempo. A segunda, é contrária à clássica HME, evidenciando que oportunidades de arbitragem acontecem de tempos em tempos na HMA. A terceira, é que estratégias de investimento serão ganhadoras e perdedoras, tendo bom desempenho em determinadas situações e mau desempenho em outras. E por fim, a quarta implicação coloca que a inovação é a chave para a sobrevivência, contrapondo características da HME.

Lo (2005) mostra que a HMA pode ser vista com uma nova versão da HME, derivada de princípios evolucionários e destaca os componentes primários da HMA: i) indivíduos atuam em interesse próprio; ii) indivíduos cometem erros; iii) indivíduos aprendem e adaptam-se; iv) competição leva à adaptação e à inovação; v) seleção natural modela a ecologia do mercado; vi) evolução determina a dinâmica do mercado. A HMA considera a influência da Teoria da Racionalidade Limitada (Simon, 1955), na qual o agente tem como restrições a informação disponível, o tempo para agir e sua própria capacidade cognitiva, assim possui comportamento satisfatório em vez de ótimo, pois, para obter esse ótimo, é necessário incidir em custos. Segundo Kim *et al.* (2011), os participantes do mercado são dinâmicos, adaptam-se às mudanças que ocorrem no sistema e contam com a heurística para tomar decisões de investimento. Kim *et al.* (2011) mos-

<sup>1</sup>Campbell *et al.* (1997) referem-se a essa sequência como “*random walk 3*”.

tram a influência de diversos eventos (guerras, choques, crises políticas, bolhas, etc.) na previsibilidade dos retornos do índice Dow Jones, de 1900 a 2009. Como resultado, observaram que durante as quebras de mercado não houve previsibilidade dos retornos estatisticamente significativa, mas pode-se notar que a previsibilidade do retorno estava associada a alto grau de incerteza. Nos casos de guerras e de crises políticas, houve alta previsibilidade com moderado grau de incerteza na previsibilidade. Em caso de bolhas, a previsibilidade dos retornos apresentou-se menor do que em tempos considerados normais. A relevância da análise da variação da eficiência do mercado ao longo do tempo fez com que diversos estudos fossem realizados recentemente. Lim & Brooks (2011) verificaram essas pesquisas com base em três critérios: análise de subperíodo sem sobreposição, modelo com parâmetro variante no tempo e janela de estimação móvel – sendo essa última a utilizada neste trabalho.

O teste de *Portmanteau* foi desenvolvido por Box & Pierce (1970) e Ljung & Box (1978) para analisar a eficiência fraca do mercado, sendo amplamente utilizado na literatura em pesquisas de eficiência de mercado. Algumas melhorias foram feitas ao longo do tempo, destacando-se as realizadas por Escanciano & Lobato (2009), que propuseram um teste automático e obtiveram resultados consistentes para amostras pequenas.

Mas, com base em Kim *et al.* (2011), decidiu-se não utilizar o teste de *Portmanteau* automático, pois a utilização conjunta do teste de razão de variância automática com *wild bootstrap* (RVA) e do teste de forma espectral generalizada (FEG) possibilita obter maior poder contra uma grande gama de modelos lineares e não lineares, com menor distorção de tamanho em amostras finitas. De forma mais específica, Charles *et al.* (2012) enunciam que para modelos lineares o RVA possui o maior poder de teste, para modelos não lineares o FEG é considerado um teste robusto. Além disso, esses testes são adequados para não normalidade e formas desconhecidas de heterocedasticidade condicional e incondicional. Outro fator descrito em Charles *et al.* (2011) que reforça a escolha desses testes é a utilização de um extenso experimento de Monte Carlo, no qual se mostra que os testes RVA e FEG são superiores ao teste de *Portmanteau* automático de Escanciano & Lobato (2009).

Considerados esses elementos, este trabalho verificará se há previsibilidade no mercado de ações brasileiro e se ele satisfaz a HMA. Para isso, serão utilizados dois testes, quais sejam: Teste de Razão de Variância Automática com *wild bootstrap* (RVA), Teste da Forma Espectral Generalizada (FEG).

Para a realização dos testes, foram utilizadas janelas (subamostras) móveis com tamanho fixo. Conforme ressaltam Charles *et al.* (2012), são dois os maiores benefícios da utilização da técnica de janela móvel: a possibilidade de mensurar a previsibilidade dos retornos variantes no tempo, com isso, o grau de eficiência do mercado pode ser analisado pela verificação da HMA, o que mostra que as condições do mercado mudam ao longo do tempo; e para resolver o problema de *data snooping*<sup>2</sup> de forma efetiva.

Kim *et al.* (2011) fazem a ressalva de que a presença de previsibilidade nos retornos apenas gera uma potencial ineficiência do mercado, pois, quando são considerados os custos de transação e a instabilidade do modelo, pode ser que não seja economicamente viável a aplicação dessa previsibilidade para a obtenção de lucro. Outro ponto destacado por Kim *et al.* (2011) é a possibilidade de existência de previsibilidade em um mercado racional que precifique os ativos levando em conta que os retornos variam no tempo.

## 2.2 Estudos de previsibilidade de mercados

A análise de previsibilidade de mercado e a rejeição da hipótese de *martingale* são frequentemente objetos de estudo para o mercado de países em desenvolvimento, como o Brasil, pois, além de seus mercados serem considerados ineficientes, muitos possuem grande e rápido potencial de crescimento quando comparado aos países desenvolvidos.

Para verificar a evolução dos estudos mais recentes sobre diversos mercados de ações no mundo, é importante notar a pluralidade de períodos e conclusões obtidas. Harvey (1995) analisou, de 1975 a 1992, a previsibilidade dos retornos dos mercados da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela), da Ásia (Índia, Indonésia, Coréia, Malásia, Paquistão, Filipinas, Tailândia e Taiwan), da Europa (Grécia, Portugal e Turquia), do Oriente Médio (Jordânia) e da África (Nigéria e Zim-

<sup>2</sup>*Data snooping* ocorre quando um conjunto de dados é usado mais de uma vez para os propósitos de inferência ou seleção de modelo. Quando ocorre esse tipo de reuso, sempre há a possibilidade de que algum resultado satisfatório possa ser obtido simplesmente devido ao acaso em vez de a algum mérito inerente ao método que originou os resultados (White, 2000).

bábue) e concluiu que os mercados emergentes são mais suscetíveis às informações locais que os mercados de países desenvolvidos.

Passada quase uma década, em 2004, Chang *et al.* (2004) testam, de 1991 a 2004, se os retornos de mercados emergentes (Argentina, Brasil, Chile e México na América Latina; e Índia, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas, Tailândia e Taiwan na Ásia) são previsíveis, concluindo com base em seus resultados que os índices não se assemelham a um passeio aleatório, mostrando, dessa forma, evidência da rejeição da HME. Ao comparar seus resultados com os de mercados de países desenvolvidos (Japão e Estados Unidos), não foi possível negar a HME.

Ao analisar estudos que testaram dados até 2004, nota-se que não há um consenso. Com base em dados mais recentes, temos Chong *et al.* (2010) que compararam a eficiência do mercado de ações de Brasil, Rússia, Índia e China (BRIC). Foram utilizadas técnicas de negociação para averiguar a rentabilidade do período entre setembro de 1995 e novembro de 2008. Entre os BRIC, o mercado acionário brasileiro foi considerado o mais eficiente. Ely (2011) analisou o Brasil com base em dados agrupados por setores e por tamanho de firmas, buscando verificar a eficiência do mercado de ações brasileiro por meio da técnica de razão de variância automática com *wild bootstrap*. Foram utilizados dados diários e mensais de 1986 a 2008. Como resultado, foi verificado que a partir de 1994 há um aumento na eficiência do mercado acionário brasileiro. Chen & Metghalchi (2012) também focaram seus estudos no Brasil, utilizando diversas técnicas de negociação para avaliar o mercado de ações brasileiro de janeiro de 1996 a janeiro de 2011. Os testes mostram forte evidência da eficiência de mercado da forma fraca para o mercado acionário do Brasil.

O trabalho mais recente encontrado sobre a eficiência em mercados foi o de Sharma & Thaker (2013), que utilizou testes para verificar a forma fraca de eficiência de mercado, investigando a previsibilidade dos retornos de ativos de mercados emergentes (China, Índia, Brasil, Chile, Turquia, Indonésia e África do Sul) de 2001 a 2010. Os resultados mostraram que os mercados são eficientes da forma fraca. Muitos outros estudos dedicaram-se a verificar a eficiência dos mercados emergentes, mas, como exemplificado acima, não há um consenso sobre a previsibilidade desses mercados. Há que se considerar também que os diversos estudos utilizaram distintos períodos, métodos e frequências. Porém, não foram encontrados estudos que possuíssem a mesma linha de pesquisa do presente trabalho, que busca verificar se o mercado de ações brasileiro rejeita ou não a HMA.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Dados

O Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) foi criado em 1968, com o valor-base de 100 pontos, mantendo<sup>3</sup> até 2014 a metodologia de sua composição. Esse índice é o principal indicador do mercado de ações brasileiro, contabilizando fielmente o desempenho médio das principais ações negociadas em seus pregões. Seu valor leva em consideração, além das variações dos preços desses ativos, a distribuição de proventos pelas empresas emissoras, como, por exemplo, dividendos, por isso, o índice pode ser considerado com um parâmetro de análise do retorno das ações que o compõe. Essa representatividade é superior a 80% do número de negócios e do volume financeiro realizados no mercado à vista da Bovespa, considerando o lote-padrão (composto por 100 ações).

A seleção dos dados consistiu em coletar o índice que representasse da melhor forma o mercado de ações brasileiro, para isso, escolheu-se o Ibovespa. O período selecionado foi de 02/01/1995 a 19/10/2012. A escolha de janeiro de 1995 como data inicial deve-se ao fato de 1995 ser o ano imediatamente após a implantação do Plano Real, que tinha como principais metas reduzir e controlar a inflação no país por meio de algumas medidas, dentre elas, a troca do papel moeda. Dessa forma, buscou-se manter a uniformidade do período analisado. O índice foi coletado por meio da base de dados da Economática.<sup>4</sup>

A série possui 4.436 observações, 4.435 retornos e 4.186 resultados para cada teste. O motivo para essa redução deve-se ao tamanho da janela utilizada, 248 dias,<sup>5</sup> pois até o 247º retorno não há resultados. O tamanho da janela foi selecionado de forma a simular o intervalo de um ano, para isso, analisaram-se todos os anos da série, verificando a quantidade de pregões. Essa metodologia diverge um pouco da usual, na qual se desloca de ano em ano. Mas, com intuito de manter o tamanho da janela fixa, foi utilizada essa técnica. A questão do tamanho da janela utilizada interfere diretamente nas propriedades da subamostra, pois, janelas muito pequenas podem possuir distorção de tamanho. Porém, conforme mostrado em Charles *et al.* (2012), que executou os testes com dados mensais e diários para

---

<sup>3</sup>A partir de 6 de janeiro de 2014, a Bovespa alterou alguns critérios da metodologia de cálculo de seu principal índice, o Ibovespa.

<sup>4</sup>[www.economatica.com](http://www.economatica.com).

<sup>5</sup>Número médio de dias de pregão entre os anos de 1995 e 2012.

diferentes tamanhos de janelas, não há diferenças significantes nos resultados. Dessa forma, o tamanho da janela é suficientemente grande para evitar boa parte das deficiências de pequenas amostras.

Com o tamanho da janela já definida, foram rodados dois testes para a HMD, o teste RVA e o teste FEG. A movimentação da janela ocorre da seguinte forma: exclui-se o último dia de pregão da subamostra e inclui-se o próximo dia de pregão. Por exemplo, caso a janela compreenda o intervalo do dia 02/01/1995 a 30/12/1995, a próxima janela analisará a subamostra contendo o período de 03/01/1995 a 31/12/1995, e, assim, sucessivamente, até o último dia da série.

Importante destacar que a série utilizada para os testes é composta pelos retornos, calculados pela diferença dos logaritmos naturais do valor do índice.

### 3.2 Os testes de Razão de Variância Automática com wild bootstrap (RVA) e de Forma Espectral Generalizada (FEG)

Cochrane (1988) apresentou em seu artigo uma análise de razão de variância por meio de gráficos dos resultados obtidos, porém essa metodologia não possibilitava uma avaliação estatisticamente formal, procedimento que foi concretizado por Lo & Mackinlay (1988). A partir desse ponto, muitos utilizaram a razão de variância estatisticamente formalizada<sup>6</sup> para a avaliação de processos martingale e da HME.

Na análise da eficiência de mercado por meio de razão de variância, havia o problema da truncagem da defasagem selecionada, pois a seleção era feita de forma arbitrária. Para resolver esse problema, Choi (1999) propôs a análise de razão de variância automática, na qual a seleção da truncagem da defasagem<sup>7</sup> é feita com base nos dados da série. Esse processo dependente dos dados fez como que fosse eliminado o problema da arbitrariedade.

Segundo Choi (1999), a literatura<sup>8</sup> mostra que a seleção da truncagem ótima tem forte influência nos valores estimados da densidade espectral e, conseqüentemente, no resultado da razão de variância. Por isso, vários métodos foram desenvolvidos ao longo do tempo com intuito de aperfeiçoar a seleção da truncagem ótima. Choi (1999) propôs um método dependente

<sup>6</sup>Ver, por exemplo, Lo & Mackinlay (1988, 1989), Richardson & Stock (1990) e Faust (1992).

<sup>7</sup>Termo utilizado para indicar o valor que delimita a defasagem da amostra.

<sup>8</sup>Priestley (1981) mostra a importância da seleção da truncagem no resultado da razão de variância.

dos dados, baseado em Andrews (1991), que seleciona de forma ótima o valor da truncagem. Partindo desse método de Choi (1999), Kim (2006) propôs o método *wild bootstrap*<sup>9</sup> como forma de melhorar os resultados dos testes de variância para pequenas amostras.

Kim (2009) avaliou seu método proposto em Kim (2006) e verificou que para um teste sob heterocedasticidade condicional havia distorção de tamanho, por isso, propôs um teste com um novo *wild bootstrap*, que melhoraria as propriedades de tamanho e o poder do teste, sendo essa nova aplicação do método *wild bootstrap* superior à realizada por Kim (2006). O método utilizado neste trabalho segue Kim (2009), no qual o teste de razão de variância automática com seleção ótima da truncagem é denominado  $RVA(l^*)$ . A condução desse teste ocorre em três estágios, quais sejam:

1. Forma-se uma amostra *bootstrap* de tamanho  $T$  (tamanho da janela), enquanto  $Y_t^* = \eta_t Y_t (t = 1, \dots, T)$ , na qual  $\eta_t$  é uma variável randômica com média zero e variância um;
2. Calcula-se a  $RVA^*(l^*)$ , estatística  $RVA(l^*)$  calculada de  $\{Y_t^*\}_{t=1}^T$ ;
3. Repetem-se os passos 1 e 2  $B$  vezes para produzir a distribuição *bootstrap* da estatística da  $RVA \{RVA^*(l^*; j)\}_{j=1}^B$ .

Charles *et al.* (2012) ainda destaca que o teste bicaudal para a hipótese nula,  $H_0$ , contra a hipótese alternativa,  $H_a$ , é conduzido usando o p-valor, que é estimado como a proporção dos valores absolutos de  $\{RVA^*(l^*; j)\}_{j=1}^B$  maiores que o valor absoluto da estatística observada  $RVA(l^*)$ . Essa nova metodologia de *wild bootstrap* provê inferência estatística precisa em amostras pequenas sob heterocedasticidade condicional.

Uma característica interessante do  $RVA$  com *wild bootstrap* é a utilização do intervalo de confiança, que permite aferir o grau de incerteza associado à previsibilidade do retorno. Um intervalo de confiança mais largo significa que há maior grau de incerteza, enquanto um mais estreito denota a existência de um menor grau de incerteza associado à previsibilidade do retorno. Outra informação obtida no teste, além do grau de previsibilidade

<sup>9</sup>*Bootstrap* é uma técnica de reamostragem. Foi criada para atribuir medidas de precisão para estimadores de uma amostra por meio de sua distribuição. Para a execução da reamostragem, vários métodos foram desenvolvidos. O *wild bootstrap* é um desses métodos e consiste, principalmente, na avaliação de séries que possuem heterocedasticidade. Tabak & Lima (2009b) detalham o processo, que envolve a ponderação de cada observação da série original e sua reamostragem com reposição. Tabak & Lima (2009a) mostram a aplicação dessa técnica na análise do mercado de câmbio brasileiro.

dos retornos, é a direção, pois, quando seu valor é positivo, há indicação de retornos positivamente correlacionados, quando negativos, há a indicação de retornos negativamente correlacionados.

A versão atual, que será usada nesse trabalho, contou com a contribuição de Charles *et al.* (2011), que, por meio de um experimento de Monte Carlo, verificou a eficiência do *wild bootstrap* para o teste de razão de variância automática implementado por Kim (2009), dessa forma, comprovou-se que o uso do *wild bootstrap* produz resultados confiáveis para as amostras finitas.

O teste da Forma Espectral Generalizada (FEG) foi desenvolvido por Escanciano & Velasco (2006) com o propósito de analisar a Hipótese de Martingale em Diferenças (HMD)<sup>10</sup> de forma consistente para uma ampla gama de processos não martingale e não correlacionados. A criação desse teste teve como base o teste espectral<sup>11</sup> de Durlauf (1991), que passou a ser generalizado, dessa forma, foram consideradas as dependências lineares e não lineares dos dados verificados. A utilização do FEG deve-se, principalmente, à presença de não linearidade existente nos retornos das ações, conforme mostrado em Lim & Brooks (2011). A observação fundamental para que esse processo pudesse ser generalizado foi a verificação de que os retornos seguem uma Sequência Martingale em Diferenças (SMD), ou seja, sua função densidade espectral normalizada é igual a um em todas as frequências.

Escanciano & Velasco (2006) propõe o teste com base em uma série<sup>12</sup>  $\{Y_t\}_{t=1}^n$ , a fim de verificar se a hipótese nula,

$$H_0^* : \{Y_t\} \text{ é uma Sequência Martingale em Diferenças (SMD)}$$

De forma mais detalhada, Escanciano & Velasco (2006), ao analisar uma SMD, desenvolveram, na forma de uma função de regressão em

<sup>10</sup>A Hipótese de Martingale em Diferença (HMD) enuncia que a melhor previsão para um valor futuro, considerando que o erro dos mínimos quadrados ordinários não guarda relação com a informação passada, é o valor presente. Para efeito de compreensão do texto, interprete HMD como um teste de martingale.

<sup>11</sup>Teste baseado na função de distribuição do espectro, que possui a forma de uma reta sob a hipótese nula de *martingale*. O espectro de uma série de tempo é uma função real da frequência variável associada ao processo estocástico. A distribuição dessa frequência pode ser mostrada em um espectro, no qual as faixas de frequência estão decompostas.

<sup>12</sup>No presente artigo,  $Y_i$  pode ser compreendida como a série histórica dos retornos do Ibovespa, que são calculados pela diferença dos logaritmos naturais do valor do índice.

pares,<sup>13</sup> um teste para analisar medidas não lineares de dependência. A hipótese nula considerada, como destaca Charles *et al.* (2012), pode ser escrita, em vez de em pares, na forma  $H_0 : E(Y_t|Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = \mu$ , em que  $\mu$  representa um número real. A estatística FEG pode ser gerada utilizando a distribuição normal padrão como uma função ponderada da seguinte forma:

$$D_T^2 = \sum_{j=1}^{T-1} \frac{(T-j)^2}{(j\pi)} \sum_{t=j+1}^T \sum_{s=j+1}^T \exp(-0.5(Y_{t-j} - Y_{s-j})^2) \quad (2)$$

O teste de Forma Espectral Generalizada rejeita a hipótese nula  $H_0 : m_j(y) = 0$  para grandes valores de  $D_T^2$ . Escanciano & Velasco (2006) destacam que  $D_T^2$  utiliza todas as  $n - 1$  defasagens contidas na amostra, dessa forma, não há a necessidade de escolher um parâmetro de ordem de defasagem.

Outra característica desse teste é a utilização do método bootstrap que mostra possuir nível assintótico correto e ser consistente. Esse método é aplicado da mesma forma que o teste RVA,<sup>14</sup> ou seja, o processo de reamostragem é feito  $B$  vezes e a cada repetição o teste é realizado, dessa forma, gera-se uma distribuição dos resultados, dando origem ao p-valor, de acordo com o número de resultados acima ou abaixo de 5%.

De forma semelhante ao teste RVA, como resultado da aplicação do teste, obtém-se o p-valor. Caso este seja inferior a 5%, temos que a hipótese nula é rejeitada, ou seja, há previsibilidade do retorno (linear ou não linear) ao nível de 5% de significância.

A fim de testar a HMD foi utilizado o programa R<sup>15</sup> para criação do código para execução dos testes. Os resultados derivados do teste RVA foram o valor da estatística RVA, os valores do intervalo de confiança associado à estatística do teste, e o p-valor do teste. Para RVA foram utilizados como argumentos o procedimento wild bootstrap baseado na distribuição normal padrão, com 500 iterações e intervalo de confiança de 5%. Já como resultado do FEG, foi obtido o p-valor do teste. O número de iterações bootstrap utilizado na execução foi de 300. A utilização desses valores (300 e

<sup>13</sup>Essa função de regressão em pares pode ser transcrita como:  $H_0 : m_j(y) = 0$ , onde  $m_j(y) = E(Y_t - \mu|Y_{t-j} = y)$ , contra  $H_1 : P[m_j(y) \neq 0] > 0$  para algum  $j$ .

<sup>14</sup>Procedimento descrito no quarto parágrafo da seção 3.2.

<sup>15</sup><http://cran.r-project.org/>.

500) não foi arbitrária, seguiu a literatura (Charles *et al.*, 2011, 2012), que mostra que com esses parâmetros é possível obter resultados consistentes.

Não foram efetuados ensaios com tamanhos de janela e frequência diferentes para comparação de resultados, porém, conforme já citado, a literatura evidencia que os resultados esperados são similares, não invalidando, assim, a análise obtida com base em único tipo de ensaio.

Concluídos os testes, foram plotados os resultados em gráficos e separados os dados de saída em planilhas. Para o teste de razão de variância automática, dois gráficos foram gerados. O primeiro exibe o valor-p do teste ao longo do tempo, bem como as linhas horizontais de significância de 5% e 10%. O segundo gráfico mostra o valor da estatística ao longo do tempo junto com os limites do intervalo de confiança, que, para 5%, são 2,5% e 97,5% (teste bicaudal).

Segundo Kim *et al.* (2011), o intervalo de confiança pode ainda ser utilizado como medida do grau de incerteza associado à previsibilidade do retorno, ou seja, de acordo com a largura de banda do intervalo, é possível associar alto ou baixo grau de incerteza associado à previsibilidade do retorno. Intervalos de confiança mais estreitos representam um baixo grau de incerteza, enquanto um intervalo mais largo representa um grau elevado de incerteza. A análise do valor do teste com o intervalo de confiança de 5% permite a interpretação devida do teste, pois, ao nível de 10%, as conclusões seriam, conforme a literatura, semelhantes às de 5%.

Por fim, é elaborado um gráfico para os resultados obtidos com o teste de forma espectral generalizada, no qual o p-valor é apresentado de forma conjunta com as linhas de significância de 5% e 10%. Caso a estatística exceda os limites do intervalo de confiança, que é de 95%, haverá rejeição da hipótese nula, logo é estatisticamente significativa a previsibilidade de retorno para aquele período.

### 3.3 Análise de volatilidade

Para verificar se os resultados obtidos pelos testes da HMD são robustos e confiáveis com relação à previsibilidade do mercado, foi realizado o cálculo da volatilidade de cada uma das 4.186 janelas analisadas, ou seja, do risco, que é medido pelo desvio-padrão da subamostra. O objetivo é verificar se o fato de mercado ser ou não eficiente está relacionado ao risco. Assim, verificou-se a interação entre os desvios-padrão, o retorno da série e os p-valores dos testes RVA e FEG, calculando, também, a correlação existente.



## 4. Resultados

Esta seção mostra os resultados obtidos utilizando os procedimentos descritos na seção anterior. Foram plotados gráficos e elaboradas tabelas para melhor compreensão das evidências resultantes dos testes e métodos aplicados. Dessa forma, é possível verificar se o mercado possui períodos com e sem eficiência (HME), sempre que possível relacionando os resultados a alguns fatos da economia nacional e mundial e, ao final, analisar se a HMA é válida para a série.

Para a compreensão do comportamento da bolsa de valores brasileira, é importante destacar as informações mais relevantes do período analisado. Com relação ao valor do índice, de 2003 a 2008, há um crescimento substancial do mercado de ações brasileiro, ultrapassando os 600% de aumento. Porém, em 2008, esse índice chega a seu valor máximo, período que antecede a crise financeira mundial. Após um ano de significativa redução, o índice retoma o crescimento.

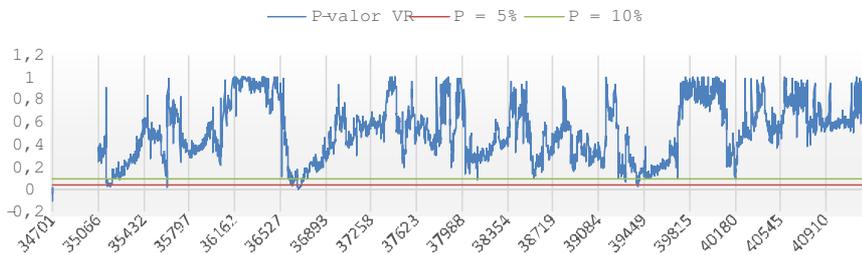
Com relação aos retornos do mercado, notamos que os períodos com maiores retornos ocorrem em 1995, entre 1997 e 1999, bem como no final de 2008 e início de 2009. No primeiro momento, em 1995, o Brasil acabara de implementar sua nova moeda, o Real, que objetivava, principalmente, controlar a inflação. Em janeiro de 1999, houve a mudança de câmbio no regime cambial do país, passando de câmbio fixo, para câmbio flutuante. Ao final de 2008, eclodiu a crise financeira, que derrubou os mercados de todo o mundo.

### 4.1 Resultado dos testes RVA e FEG

Analisando dados<sup>16</sup> das estatísticas descritivas, verifica-se que a distribuição dos retornos da série possuem caudas mais largas e formato assimétrico, com longa cauda direita. Essas características evidenciam a presença de assimetria positiva e curtose excessiva, o que reforça a evidência de heterocedasticidade. O teste Jarque-Bera possui p-valor igual a zero, ou seja, os retornos da série são não normais. Mesmo que confirmada a presença de assimetria e curtose e não normalidade dos dados, cumpre ressaltar que os testes RVA e FEG são robustos para lidar com o problema da não normalidade e com formas desconhecidas de heterocedasticidade condicional e incondicional (Charles *et al.*, 2012).

<sup>16</sup>Jarque-Bera (significante ao nível de 5%) = 30.654,20; curtose = 12,86; e assimetria = 0,46.

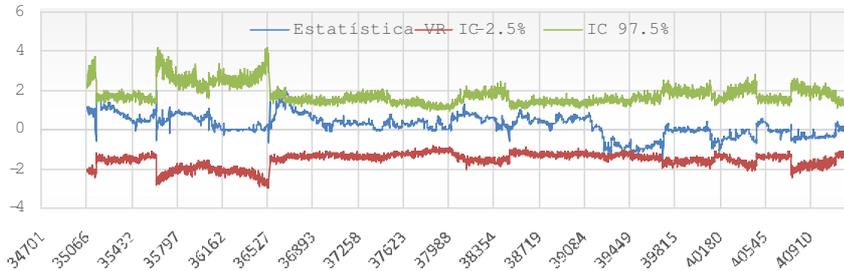
O primeiro teste realizado para verificar a HMD foi o teste RVA, cuja principal característica é a análise de dependências lineares. Os resultados do teste foram plotados em duas figuras. A Figura 1 mostra o p-valor do teste RVA ao longo do tempo, ou seja, cada subamostra gerou um valor para o teste, fazendo com que seja possível a análise da HMA.



**Figura 1**  
P-valor do teste RVA para o Ibovespa

A Figura 1 mostra o p-valor do teste RVA com as linhas horizontais de 0,05 e 0,10, que delimitam a significância do teste para os valores de 5% e 10%. Quando um valor está abaixo de 0,05 ou de 0,10, temos que a previsibilidade do retorno é significativa ao nível de 5% ou 10%, respectivamente.

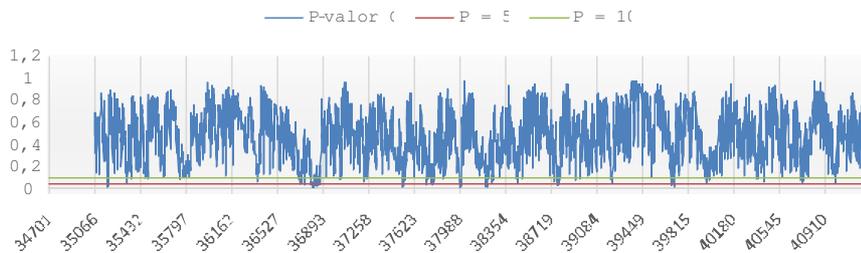
Outro resultado do teste RVA foi a estatística do teste em conjunto com o intervalo de confiança associada àquela janela, dessa forma, é possível verificar a previsibilidade para cada subamostra, em conjunto com a incerteza associada à estatística.



**Figura 2**  
Estatística da RVA do Ibovespa com intervalo de confiança de 95%

A Figura 2 mostra o valor da estatística RVA e o intervalo de confiança, representado por linhas verdes, sendo que a superior representa o limite de 97,5% e a inferior, o limite de 2,5%. Notamos que o período compreendido entre meados de 1997 e o final de 2000 é mais largo. Essa maior largura de banda representa um grau mais elevado de incerteza associado à previsibilidade do retorno.

O segundo teste aplicado para a análise dos retornos foi o FEG, desenvolvimento para verificar dependências não lineares. Como resultado desse teste, obtém-se o p-valor, que foi plotado na figura abaixo.



**Figura 3**  
P-valor do teste FEG para o Ibovespa

A Figura 3 mostra o p-valor do teste FEG. Observa-se que a quantidade de valores abaixo de 5% e 10% é superior ao encontrado para o teste RVA (Figura 1). Este fato indica a existência de um número maior de relações de dependência não linear significativas do que o número de relações de dependência lineares significativas. Dessa forma, a maioria dos momentos de rejeição da HMD para a série em análise poderia ser considerada como de dependência não linear. Importante ressaltar que a literatura traz que o teste RVA, embora não tenha sido desenvolvido para isso, apresenta boas propriedades para dependência não linear. (Charles *et al.*, 2012).

## 4.2 Evidências dos testes

De forma geral, os testes seguem um martingale, pois, na quase totalidade das subamostras, os retornos da série seguem uma Sequência Martingale em Diferenças (SMD), não rejeitando, assim, a Hipótese Martingale em Diferenças (HMD). Porém há períodos nos quais há, sim, rejeição da HMD. Para verificar a Hipótese de Mercado Eficiente (HME), analisou-se a proporção de rejeições de HMD para cada teste ao nível de 5% e 10%. Ao

nível de 5%, o RVA, o FEG e o RVA/FEG tiveram os respectivos números de rejeições (proporção): 44 (1,1%), 69 (1,6%) e 2 (0,0%). Ao nível de 10%, o RVA, o FEG e o RVA/FEG tiveram os respectivos números de rejeições (proporção): 116 (2,8%), 202 (4,8%) e 11 (0,3%). Charles *et al.* (2012) destaca ainda que em um teste múltiplo de HMD, os p-valores deveriam ser distribuídos uniformemente, e que a probabilidade de rejeição desse p-valor ao nível de 5% deveria seguir uma distribuição binomial.

Assim, é possível utilizar uma aproximação normal para uma distribuição binomial. Dessa forma, pode-se considerar a proporção de rejeição de cada teste como parâmetro de significância e testar as hipóteses nula e alternativa,  $H_0 : q = 0.05$ ;  $H_\alpha : q > 0.05$ , na qual  $q$  é a proporção de rejeições. Dessa forma, testando para os p-valores obtidos no cálculo dos testes RVA e FEG, notamos que os valores encontrados não são significantes ao nível de 5% e 10% com base em toda série, pois, conforme os dados encontrados, notamos que os valores que evidenciam a proporção são inferiores a 5% de significância.

Para relacionar a previsibilidade apontada pelas rejeições da hipótese nula a fatos ocorridos na economia e política do país, detalham-se os períodos para os quais há rejeição da HMD. Para o teste RVA ao nível de 5%, temos no formato “data de início (dias consecutivos de rejeição)” as seguintes ocorrências: 20/03/1996 (14); 15/07/1997 (1); 13/04/00 (27); 13/11/07 (1) e 16/11/07 (1).

Da mesma forma que para o RVA, detalham-se para o FEG os períodos nos quais há a rejeição da HMD, ao nível de 5%: 4/17/1996 (3); 9/19/1996 (1); 7/3/2000 (2); 7/17/2000 (1); 8/16/2000 (1); 10/4/2000 (26); 10/7/2002 (4); 4/14/2003 (1); 5/28/2003 (2); 6/6/2003 (1) 1/2/2004 (9); 7/29/2004 (7); 9/22/2004 (1); 4/12/2005 (1); 3/2/2006 (3); 5/11/2007 (1); 8/21/2008 (3); 6/4/2009 (1); 4/2/2012 (1). Ao analisar a rejeição da HMD pelo teste RVA e FEG, simultaneamente, ao nível de 5%, também foram verificadas as datas de ocorrência. Como resultado, obteve-se apenas dois dias, no ano de 1996: 4/18/1996 e 4/19/1996.

Com relação aos dados plotados, a Figura 2, que analisa o valor do teste RVA ao nível de 95% de confiança, permite notar que o valor da estatística resultante do teste varia significativamente ao longo do tempo. De forma geral, há uma tendência de redução do valor do RVA do início da série, 1995, quando houve resultado significativo do teste, até os anos 2000, quando em abril, maio e junho desse ano, o RVA também excedeu o intervalo de confiança de 95%, evidenciando a existência de previsibilidade no

índice.

Importante ressaltar que, desde o último trimestre de 1997 até o final de 2000, há o aumento da largura de banda do intervalo de confiança, o que pode ser compreendido como um aumento no grau de incerteza da previsibilidade dos retornos. Após a tendência de redução do grau de previsibilidade ocorrida de 2000 até meados de 2001, nota-se que há uma variação menor do resultado do teste, até 2007, quando é possível verificar que os retornos correlacionam-se negativamente<sup>17</sup> até próximo de 2009. No início do ano de 2010, também nota-se relevante variação. Deste ano até 2012, o índice apresentou previsibilidade muito baixa.

A fim de verificar os fatos que ocorreram no Brasil e no mundo durante os períodos em que houve rejeição da HMD por meio das Figuras 1 e 2, notamos que o período de 1996 estava logo após a implantação do Plano Real, criado para diminuir e controlar a inflação no Brasil. Já em 1997, ocorreu uma crise no Continente Asiático. Em 1999, houve grande desvalorização do real, originada pelo abandono do regime de câmbio fixo, seguida pela bolha da internet em 2000. Já em 2007, a crise das hipotecas americanas (*subprime mortgage crisis*, que desencadeou a crise financeira global do ano seguinte) gerou instabilidade nos mercados. Esse resultado de 2007 é consoante com o obtido por Kim *et al.* (2011) para o índice Dow Jones, no qual os valores negativos significantes do teste RVA puderam ser explicados pela ocorrência de pânico no mercado, que gerou reação excessiva dos agentes.

Analisando a Figura 3, que mostra os resultados do teste FEG, verifica-se que pode ser feita uma análise similar à realizada para o teste RVA. A ocorrência da significância do p-valor em 1996 e 2000, também ao nível de 5%, pode ser relacionada aos mesmos fatos citados para o RVA, destacando o elevado nível de significância para o ano de 2000. Porém, com relação a 2007, quando ocorreu a crise das hipotecas americanas, não verificamos a rejeição do teste. Nota-se também que o ano de 2008, quando houve uma crise financeira mundial, possui um nível razoável de previsibilidade. O período compreendido entre 2001 e 2007 apresenta alguns pontos de significância, destacando-se o período de 2002, quando ocorreu a crise sul-americana. A partir de 2010, também é perceptível a ausência de rejeição da HMD.

Comparando os resultados obtidos entre os testes FEG e RVA, verifi-

<sup>17</sup>O teste RVA também é uma medida de direção da dependência, o que possibilita saber se a dependência linear é positiva ou negativa (Kim *et al.*, 2011).

camos que mesmo havendo certas semelhanças, o retorno do mercado brasileiro parece possuir de maneira equilibrada dependências lineares e não lineares. Esse fato difere um pouco do encontrado por Kim *et al.* (2011), que verificaram que a dependência não linear para o retorno do mercado de ações dos EUA não é uma característica tão forte, uma vez que seus resultados foram muito semelhantes aos obtidos por testes que verificam a dependência linear.

A fim de verificar a existência de alguma evidência, realizou-se também uma análise dos resultados RVA e FEG de forma conjunta. Com isso, foram obtidos resultados em que a mesma hipótese de martingale foi rejeitada, simultaneamente, para os dois testes, o que fortalece a rejeição da HMD nesses períodos. Há que se ressaltar que o teste RVA é para situações lineares e o FEG para situações não lineares, sendo que o teste RVA apresenta propriedades adequadas para casos não lineares, conforme já citado (Charles *et al.*, 2012). Pode-se verificar também o papel complementar de ambos os testes, pois a quantidade de períodos em que se obteve resultado significativo para os dois é ínfima (menos de 0,5% para os níveis de 5% e 10%), conforme mostraram os dados analisados.

Embora a HMD tenha sido rejeitada em vários períodos, a literatura<sup>18</sup> mostra que a utilização de dados diários evidencia um comportamento com maior número de rejeições. Já para dados semanais e mensais, a quantidade de rejeições da HMD é inferior (Kim & Shamsuddin, 2008). Este fato pode ser relacionado à inclusão de informação com o aumento do intervalo da frequência, pois a utilização de dados com maior frequência faz com que informações, que em uma frequência menor não estavam incluídas, já estejam inseridas nos valores dos ativos. Dessa forma, há um comportamento mais próximo ao proposto por um *martingale*.

Não há um teste estatístico formalizado<sup>19</sup> para, objetivamente, analisar os dados e verificar a existência da Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA), para isso, faz-se uso da metodologia de janela de subamostra móvel, pois, dessa forma, é possível verificar a eficiência do mercado por diversos períodos, e, assim, analisar a HMA.

A rejeição da HMD tem como causa mais provável a ocorrência de fatos significativos para o mercado, como crises políticas e econômicas, bolhas, quebras de mercado, o que vai ao encontro do exposto na literatura, que mostra que, em diversas situações, é possível associar acontecimentos re-

---

<sup>18</sup>Ver Charles *et al.* (2012).

<sup>19</sup>Charles *et al.* (2012) ressaltam a não existência de teste próprio para esse fim.

levantes à rejeição da HMD, ou seja, o mercado deixa de ser eficiente em alguns períodos, fazendo com que seus retornos tornem-se estatisticamente previsíveis. Essas alterações entre períodos estatisticamente previsíveis e não previsíveis fazem com que haja uma mudança no grau de previsibilidade do mercado.<sup>20</sup> Dessa forma, os resultados encontrados são bastante sugestivos da não rejeição da HMA. Por outro lado, conforme Kim *et al.* (2011) relatam, analisando o teste RVA, mais de 5% dos resultados devem estar fora do intervalo de confiança de 95% para que haja a rejeição da HME. Feitos os cálculos, apenas a proporção de 1,1% encontra-se fora, conforme os resultados apresentados. Com isso, o mercado mostra-se eficiente para o período analisado, agindo, assim, de forma não previsível.<sup>21</sup> De forma análoga, efetuou-se a análise para o teste FEG, e verificou-se que da mesma forma que se rejeitou a HME para o teste RVA, aos níveis de 5% e 10%, rejeitou-se para o teste FEG.

### 4.3 Resultado da análise de volatilidade<sup>22</sup>

O objetivo da análise de volatilidade neste trabalho é verificar a relação existente entre os resultados dos testes de previsibilidade dos retornos, RVA e FEG, e o risco (desvio-padrão) de cada subamostra. Pois, caso haja forte correlação entres esses, a previsibilidade existente pode ser explicada pela volatilidade, e não pela dependência linear ou não linear existente.

Com o desvio-padrão de cada janela que teve seu valor inferior a 5%, rejeitando a HME, elaboraram-se gráficos utilizando os desvios-padrão e os p-valores dos testes.

Essa análise baseia-se na criação de um conjunto de desvios-padrão amostrais, no qual cada elemento é o resultado do cálculo do desvio-padrão da subamostra formada por cada janela. Logo, é possível relacionar cada p-valor da estatística com o desvio-padrão desse mesmo período, delimitado

<sup>20</sup>Charles *et al.* (2012) destacam como referências dessa evidência: Dominguez (1998, 2003); Lebaron (1999); Jeon & Lee (2002); Jeon & Seo (2003); Ahmad *et al.* (2012).

<sup>21</sup>Segundo Kim *et al.* (2011), a análise de eficiência baseada na proporção de resultados fora do intervalo de confiança considera cada caso sucessivo como independente, o que pode ser arguido.

<sup>22</sup>Há que se ressaltar que o cálculo de volatilidade utilizado não leva em consideração a persistência presente na variância dos retornos e nas razões de variância calculadas. Portanto, é necessário que a análise dos resultados da correlação entre o p-valor do teste de razão de variância e o desvio-padrão das subamostras seja feita de forma mais cautelosa, pois é possível que haja problemas de endogeneidade. Ainda, embora os resultados apontem essas conclusões, nenhuma medida de autocorrelação dos resíduos da regressão foi calculada para embasar a relação entre volatilidade e eficiência.

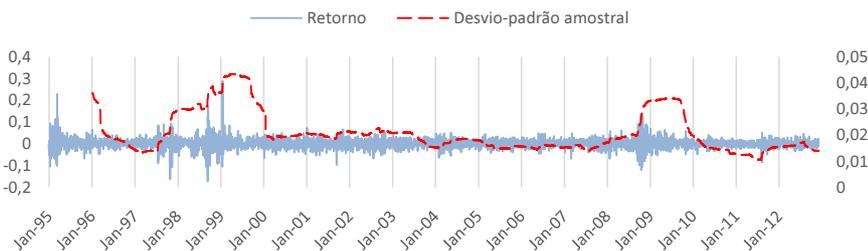
pela janela móvel.

Abaixo, são destacados para, fins de compreensão, dois gráficos, que mostram a relação do Índice Ibovespa e de seus retornos com a volatilidade.



**Figura 4**  
Desvio-padrão amostral e o índice Ibovespa

A Figura 4 mostra a relação entre a volatilidade das janelas analisadas e o Índice Ibovespa. É possível sugerir<sup>23</sup> que a os períodos de maior volatilidade estão em períodos conturbados da economia. A maior volatilidade concentra-se no período em que ocorre a mudança de regime cambial no Brasil, 1999, quando se adotou o regime de câmbio flutuante, abandonando o regime de câmbio fixo. Ao fim do ano de 2008, também verificamos grande volatilidade no cenário brasileiro devido à crise financeira mundial.



**Figura 5**  
Retorno e desvio-padrão do Ibovespa

A Figura 5, que mostra o retorno e o desvio-padrão, permite verificar que os períodos que possuem os maiores valores positivos de retorno são su-

<sup>23</sup>Nenhum teste de cointegração foi realizado.

cedidos de períodos de maior volatilidade, ou seja, maiores desvios-padrão. Os anos de 1998, 1999 e 2009 são exemplos dessa análise.



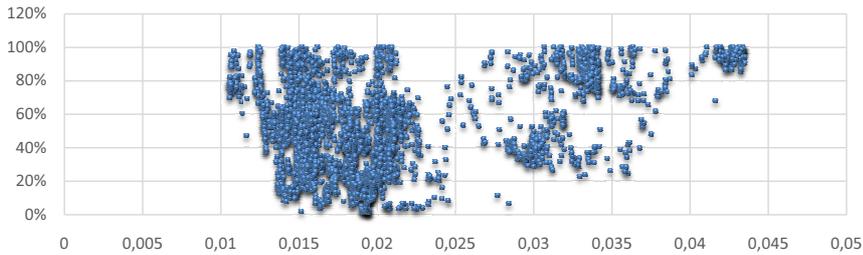
**Figura 6**  
Desvio-padrão pelo p-valor do teste RVA para o Ibovespa

A Figura 6, que mostra a dispersão entre o desvio-padrão e o p-valor do teste RVA, evidencia que os períodos em que os valores dos desvios-padrão atingem maiores valores são aqueles nos quais há menor previsibilidade do mercado. A curva que representa o desvio-padrão amostral aproxima-se bastante da curva do p-valor do teste RVA para momentos de previsibilidade muito baixa. Como exemplos mais notáveis, temos os anos de 1999 e 2009. O ano de 1999 tem como fatores a mudança do regime de câmbio brasileiro e a bolha da internet, enquanto em 2009 o principal fator é a crise financeira mundial. De forma geral, não se consegue verificar uma relação entre os momentos de previsibilidade e o desvio-padrão.

Analisando de forma conjunta as Figuras 5 e 6, podemos notar que os períodos de maior volatilidade também são aqueles nos quais há menor previsibilidade, o que vai ao encontro da HME, sendo que, de acordo com o período e com as condições do mercado, o mercado tem seu grau de previsibilidade maior ou menor, fato que corrobora a HMA. Destacam-se em ambos gráficos os anos de 1999 e 2008, que foram marcados por fatos econômicos relevantes para economia do país.

A Figura 7, no qual é plotada a dispersão dos desvios-padrão e dos p-valores do teste de RVA, verificamos que, à medida que os desvios-padrão diminuem, há uma convergência para região em que os p-valores são menores. Esse fato sugere que a rejeição da hipótese de mercado eficiente está relacionada a uma baixa volatilidade. Em números, abaixo do nível de significância de 5%, conforme já mostrado na análise do teste RVA, existem apenas 44 (de 4.186) estatísticas do teste RVA. Com base nesse quantitativo

e nos valores dos desvios-padrão e p-valores, construiu-se a Tabela 1.



**Figura 7**  
Dispersão do desvio-padrão pelo p-valor do teste RVA para o Ibovespa

**Tabela 1**  
Análise dos desvios-padrão e p-valores do teste RVA para o Ibovespa  
Análise dos desvios-padrão e p-valores do teste RVA para o Ibovespa

| Média e soma dos desvios-padrão  |        |                       |       |
|--|--------|-----------------------|-------|
| Média dos abaixo de 5%   | 0.02   | Soma dos abaixo de 5% | 0.87  |
| Média de todos   | 0.02   | Soma de todos         | 86.79 |
| Diferença  | -4.62% | Proporção             | 1.00% |
| Proporção da soma do índice "Produto do Desvio-padrão pelo P-valor" (PDP) para o RVA |        |                       |       |
| Soma dos abaixo de 5%  | 0.026  | 0.05%                 |       |
| Soma de todos  | 48.36  | 99.95%                |       |
| Total  | 48.39  | 100.00%               |       |
| Correlação entre o desvio-padrão e o p-valor RVA                                     |        |                       |       |
| Dos valores abaixo de 5%   | 0.33   |                       |       |
| De toda a série  | 0.36   |                       |       |

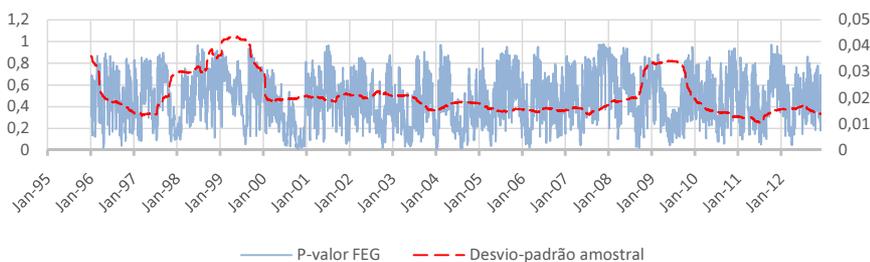
Com base na tabela acima, verificamos que a diferença entre o valor da média dos desvios-padrão de toda a amostra e o valor da média de todos os desvios-padrão que estão relacionados à rejeição da HMD (abaixo de 5%) é de apenas 4,62%, o que não chega a ser significativo para os fins de nossa análise. Com relação à soma dos valores dos desvios-padrão, é possível notar que a soma dos desvios-padrão que estão na região de previsibilidade representam apenas 1% da soma total dos desvios-padrão.

Outro método utilizado para verificar a relação entre previsibilidade e volatilidade foi a criação de um índice, denominado PDP (Produto do Desvio-padrão pelo P-valor). Esse índice cria um parâmetro com origem na multiplicação do desvio-padrão pelo p-valor com a finalidade de ponderar os valores dos desvios-padrão de acordo com sua faixa de p-valor, conforme verificamos na Figura 7. Os resultados (ver Tabela 1) obtidos

mostram que os resultados abaixo de 5% possuem desvios-padrão ínfimos (0,05%), o que corrobora a teoria de que os períodos previsíveis possuem baixa volatilidade, criando uma relação inversa entre previsibilidade e volatilidade. Dessa forma, podemos notar que a HME pode ser rejeitada em períodos de baixa volatilidade, decorrentes da previsibilidade existente no mercado. Também podemos inferir que a HMA é fortalecida pelos resultados, uma vez que, de acordo com as condições do mercado, no caso a volatilidade, há maior ou menor previsibilidade dos retornos dos ativos.

A Tabela 1 também mostra a correlação existente entre o desvio-padrão e o p-valor do teste RVA para toda a série (0,36) e para os valores inferiores a 5% de significância (0,33). Os resultados nos mostram que a baixa correlação existente para toda a série repete-se para os valores que rejeitam a HME. Dessa forma, descarta-se a hipótese de que a previsibilidade fosse oriunda apenas da existência de uma maior volatilidade (relação observada na literatura, que relaciona risco e retorno) e verificamos que o fato de a correlação entre previsibilidade e volatilidade ser insignificante faz com que a HMA seja fortalecida pelo resultado.

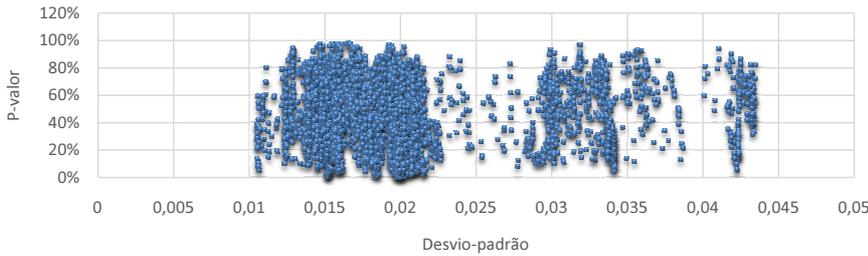
De forma análoga ao realizado como os desvios-padrão e os resultados do teste RVA, fez-se a análise e construíram-se os gráficos para verificar a interação entre os desvios-padrão e os resultados do teste FEG, que testa a eficiência do mercado em situações de não linearidade.



**Figura 8**  
Desvio-padrão e p-valor do teste FEG para o Ibovespa

A Figura 8 mostra o desvio-padrão e o p-valor do teste FEG e suas evidências diferenciam-se um pouco do resultado verificado pelo teste RVA no Gráfico 6. Em 1998 e 1999, há maior volatilidade e menor previsibilidade, corroborando a relação inversa entre eficiência e volatilidade. Porém, não podemos inferir a mesma análise para 2009. Uma conclusão com base

no gráfico não é possível, pois não se consegue distinguir padrão algum.



**Figura 9**  
Dispersão do desvio-padrão e do p-valor do teste FEG para o Ibovespa

A Figura 9 apresenta os resultados da dispersão do desvio-padrão contra o p-valor do teste FEG. A inferência é similar à obtida para o caso do RVA, porém, com menor ênfase. Mas é possível notar que os resultados que indicam a rejeição da HME ao nível de 5% estão concentrados na região de menor valor do desvio-padrão, o que reforça o fato de existência de relação inversa entre volatilidade e previsibilidade. Para uma análise mais detalhada, elaborou-se, também, uma tabela.

**Tabela 2**  
Análise dos desvios-padrão e p-valores do teste FEG para o Ibovespa

| Média e soma dos desvios-padrão   |        |                       |       |
|---|--------|-----------------------|-------|
| Média dos abaixo de 5%  | 0.02   | Soma dos abaixo de 5% | 1.32  |
| Média de todos  | 0.02   | Soma de todos         | 86.79 |
| Total   | -7.50% | Proporção             | 1.52% |
| Proporção da soma do índice "Produto do Desvio-padrão pelo P-valor"(PDP) para o FEG |        |                       |       |
| Soma dos abaixo de 5%   | 0.02   | 0.05%                 |       |
| Soma de todos   | 41.52  | 99.95%                |       |
| Total   | 41.54  | 100.00%               |       |
| Correlação entre o desvio-padrão e o p-valor FEG                                    |        |                       |       |
| Dos valores abaixo de 5%  | 0.11   |                       |       |
| De toda a série   | 0.01   |                       |       |

Replicando a metodologia utilizada para avaliar a Tabela 1, notamos na Tabela 2 que a média da soma dos desvios-padrão que estão na região abaixo do p-valor de 5% possuem -7,5% da média total. A proporção do soma dos desvios-padrão abaixo do p-valor de 5% representam apenas 1,52% do total, valor que é desprezível para o critério de 5% de significância. Com relação ao índice PDP, verificamos que a proporção de 0,05%

manteve-se quando comparada à do teste RVA, e, da mesma forma, mostra ser não relevante. Com base no valor da correlação total (0,01) e dos valores abaixo de 5% (0,11), nota-se que para toda série seu valor é quase nulo, mas aumenta bastante quando tratamos apenas dos desvios-padrão abaixo de 5%, mesmo assim, a correlação evidenciada é insignificante. Esses valores mostram que há uma relação inversa entre previsibilidade e volatilidade, na qual os valores que rejeitam a HME encontram-se na região de menor densidade (menores valores para ambos eixos) da Figura 8.

Com base na análise da relação dos testes RVA e FEG com os desvios-padrão dos retornos da série, verifica-se que a previsibilidade possui relação inversa com volatilidade, ou seja, quando há um maior (menor) desvio-padrão na janela em análise, há um p-valor maior (menor) para os testes rodados e, assim, há a não rejeição (rejeição) da HME. E como a ocorrência de maior ou menor volatilidade está associada à expectativa e informações disponíveis aos participantes do mercado, o que ocorre é que, de forma “cíclica”, há períodos com maior ou menor eficiência do mercado. Dessa forma, é notável a evidência da HMA.

#### **4.4 Comparação com estudos já realizados para o Brasil e a influência do *nontrading* nos resultados**

A fim de se obter uma noção de como os resultados alcançados estão relacionados com os trabalhos já executados para o mercado de capitais brasileiro, elaborou-se a tabela abaixo.

**Tabela 3**

Levantamento de trabalhos que já analisaram a eficiência do mercado de ações brasileiro

| Autor                         | Período     | Frequência       | Método  | Resultado   |
|-------------------------------|-------------|------------------|---|---|
| Harvey (1995)                 | 1975 a 1992 | mensal           | Volatilidade e precificação                           | Mercado emergente mais suscetível à informação                            |
| Karemera <i>et al.</i> (1999) | 1987 a 1997 | mensal           | Razão de variância múltipla                           | Não rejeitaram a HME  |
| Torres <i>et al.</i> (2002)   | 1970 a 1998 | diária e semanal | Teste de razão de variância                           | Evidência de previsibilidade. Aumento da eficiência nos períodos recentes |
| Worthington & Higgs (2003)    | 1987 a 2003 | diária           | Testes de raiz unitária e razão de variância múltipla | Mercado ineficiente   |
| Tabak (2003)                  | 1986 a 1998 | diária           | Razão de variância com janela móvel                   | Aumento da eficiência com o longo do tempo. Ineficiente até 1994.         |
| Chang <i>et al.</i> (2004)    | 1991 a 2004 | diária           | razão de variância multivariada com bootstrap         | Rejeitaram a HME  |
| Medeiros (2005)               | 1994 a 2005 | diária           | Volatilidade e retornos anormais acumulados           | Mercado ineficiente   |
| Silva <i>et al.</i> (2008)    | 1995 a 2005 | mensal           | Causalidade Granger                                   | Mercado ineficiente   |
| Chong <i>et al.</i> (2010)    | 1995 a 2008 | diária           | Regras de negociação                                  | Mercado mais eficiente entre os países que compõem os BRIC                |
| Ely (2011)                    | 1986 a 2008 | diária e mensal  | Razão de variância com <i>wild bootstrap</i>          | Aumento da eficiência desde 1994  |
| Chen & Metghalchi (2012)      | 1996 a 2011 | diária           | Combinação de regras de negociação                    | Mercado eficiente da forma fraca  |
| Simões <i>et al.</i> (2012)   | 1995 a 2008 | diária           | Retornos anormais acumulados                          | Mercado eficiente da forma semiforte                                      |
| Sharma & Thaker (2013)        | 2001 a 2011 | semanal e mensal | Testes de cointegração e autocorrelação               | Mercado eficiente da forma fraca  |



Verificamos pela Tabela 3, mais uma vez, que não há consenso com relação à eficiência do mercado de ações brasileiro. Ao comparar os resultados obtidos com o levantamento efetuado, vemos que o presente trabalho acompanha a literatura mais recente, seguindo as evidências de que o mercado é eficiente. Este trabalho ainda provê a inovação da análise para o mercado acionário do Brasil, uma vez que evidencia a existência de adaptabilidade do mercado às condições momentâneas (HMA).

Outro ponto importante, além da comparação com estudos correlacionados já realizados, é a existência do problema de *nontrading*, mesmo não sendo tão relevante no resultado de autocorrelação obtido neste artigo, que conclui que o mercado de ações brasileiro é eficiente. Segundo Mech (1993), a hipótese de *nontrading* consiste no fato de que atrasos nos ajustes de preço são observados apenas durante os períodos nos quais os ativos não são negociados. Como este artigo analisa apenas um índice, o Ibovespa, deve-se considerar, com base na teoria de *nontrading*, que há necessidade de verificar a relação entre as ações que compõe a carteira, pois os ativos de empresas de menor porte são negociados com menor frequência do que os ativos de empresas de maior porte (Petrobras, Vale, Itaú, etc.).

Mech (1993) analisa a autocorrelação trazida pelo *nontrading* com base em duas razões. A primeira diz respeito aos custos de transação, que podem não estar refletidos no preço do ativo no presente, pois é possível que tenham ocorrido mudanças em valor desde sua última negociação, o que gera um problema de incorporação da informação ao preço e, conseqüentemente, influencia na autocorrelação existente. Porém, Mech (1993) verificou, após testes, que essa primeira razão não é suficiente para explicar a autocorrelação nos retornos da carteira. Com relação à segunda razão, Mech (1993) analisou que os participantes do mercado podem ser lentos para rever seus lances de compra e venda na ausência de negociação, ou seja, há um vácuo temporal entre as informações atuais e as da última negociação concretizada, o que pode gerar uma negativa da Hipótese de Mercado Eficiente devido à não incorporação da informação aos preços. Mech (1993), então, realizou teste com os retornos normais e com os retornos corrigidos quanto ao *nontrading*, e obteve como resultado um fraco poder de influência do *nontrading* na autocorrelação. Em suma, Mech (1993) conclui de suas análise que o *nontrading* explica apenas uma pequena parte da autocorrelação dos retornos de uma carteira.

## 5. Conclusão

Este artigo consistiu em analisar a Hipótese de Mercados Adaptativos (HMA) para o principal índice do mercado de ações brasileiro, o Ibovespa, por meio dos retornos de sua série. Para isso, testou-se a Hipótese de Mercado Eficiente da forma fraca (HME) para 4.186 observações, representadas por uma janela de um ano (248 pregões), que se deslocou dia a dia, de janeiro de 1995 a outubro de 2012.

Os testes utilizados para esse fim foram o teste de Razão de Variância Automática com *wild bootstrap* (RVA), que capta a dependência linear, e o teste de Forma Espectral Generalizada (FEG), que verifica a dependência não linear. Esses testes estão listados entre os mais robustos e adequados da literatura recente sobre análise de eficiência de mercado, o que faz com que os resultados deste trabalho sejam críveis e colaborem com as pesquisas sobre o tema. Outra característica dos dados foi a presença de heterocedasticidade, porém os testes utilizados também são robustos para esse problema.

Ao nível de 5%, o teste RVA mostrou que em apenas 1,6% das janelas analisadas, distribuídas em períodos intercalados, o mercado deixou de ser eficiente, o que corroborou a HMA. E como mais de 98% das janelas rejeitaram a hipótese de previsibilidade, a HME foi confirmada. Em suma, o teste RVA mostrou que o mercado brasileiro é eficiente e adaptativo.

O teste FEG, também ao nível de 5%, analisou a previsibilidade do índice Ibovespa de maneira similar, porém evidenciou mais períodos significantes, ou seja, que rejeitaram o martingale em várias janelas, mas mesmo assim, apenas 1,1% das janelas foram consideradas previsíveis. Com isso a HMA também foi fortalecida, pois houve maior oscilação entre períodos previsíveis e não previsíveis, e a HME também não foi rejeitada. Resumindo, o FEG não a rejeitou a HME nem a HMA para o mercado nacional.

Outra análise realizada foi a verificação dos períodos em que houve a rejeição da hipótese de martingale para ambos os testes, RVA e FEG, que por testarem comportamentos lineares e não lineares, respectivamente, deveriam não possuir resultados interseccionados. E, de fato, isso ocorreu. Apenas duas janelas geraram rejeição simultânea.

Um ponto que poderia influenciar significativamente na análise dos testes era a volatilidade existente na série, que talvez estivesse relacionada à previsibilidade, o que poderia inviabilizar a conclusão de existência ou não de eficiência no mercado. Portanto, verificou-se a relação entre a volatilidade, medida pelo desvio-padrão, e a previsibilidade das janelas, por meio

de cálculos e testes específicos, como a análise de correlação. Como resultado, constatou-se que o mercado era eficiente mesmo com o nível de volatilidade encontrado.

Os resultados mostraram que na maioria das vezes os retornos não são previsíveis, porém, em algumas situações, nota-se que a hipótese de previsibilidade é estatisticamente significativa. Os períodos para os quais foi rejeitada a hipótese de eficiência, ou seja, que permitem a previsão, podem ser relacionados a eventos ocorridos na economia e política nacionais e internacionais, muito embora nenhuma análise específica para relacioná-los tenha sido executada. A confirmação da HMA reitera o fato de que a influência de eventos externos gere uma alteração na racionalidade do mercado e na incorporação das informações disponíveis ao preço dos ativos. A afirmação da HME, de forma geral, para o mercado brasileiro também mostra que o país, por mais que seja considerado emergente, possui um mercado de ações eficiente.

Como trabalhos futuros, podem ser rodados os dados para dados semanais, porém, espera-se que a rejeição seja ainda maior, conforme a literatura prevê. Também podem ser utilizados outros índices do país, como os referentes a setores específicos do mercado ou ETFs (*Exchange Traded Funds*). Dessa forma, será possível verificar a eficiência do mercado de modo desagregado. Um projeto ainda mais audacioso seria utilizar modelos econométricos de previsão para extrapolar a série e verificar a possibilidade de auferir ganhos, porém, conforme ressalva já feita na literatura, um resultado dentro da faixa de valores de rejeição da HME pode não obrigatoriamente vincular à ineficiência de mercado, e, mesmo que vincule, os custos de transação e de acesso à informação podem fazer com que não mais seja lucrativa a operação.

## Referências

- Ahmad, Rubi, Rhee, Sang G., & Wong, Yuen M. 2012. Foreign Exchange Market Efficiency under Recent Crises: Asia-Pacific Focus. *Journal of International Money and Finance*, **3**, 1574–1592.
- Box, George, & Pierce, David. 1970. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of American Statistical Association*, **65**, 1509–1527.
- Campbell, John Y., Lo, Andrew W., & Mackinlay, Archie C. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.

- Chang, Eui J., Lima, Eduardo J. A., & Tabak, Benjamin M. 2004. Testing for Predictability in Emerging Markets. *Emerging Markets Review*, **5**, 295–316.
- Charles, Amélie, Darné, Olivier, & Kim, Jae H. 2011. Small Sample Properties of Alternative Tests for Martingale Difference Hypothesis. *Economics Letters*, **110**, 151–154.
- Charles, Amélie, Darné, Olivier, & Kim, Jae H. 2012. Exchange-Rate Return Predictability and the Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from Major Foreign Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, **31**, 1607–1626.
- Chen, Chien P., & Metghalchi, Massoud. 2012. Weak-Form Market Efficiency: Evidence from the Brazilian Stock Market. *International Journal of Economics and Finance*, **4**.
- Choi, In. 1999. Testing the Random Walk Hypothesis for Real Exchange Rates. *Journal of Applied Econometrics*, **14**, 293–308.
- Chong, Terence, Cheng, Sam, & Wong, Elfreda. 2010. A Comparison of Stock Market Efficiency of the BRIC Countries. *Technology and Investment*, **1**, 235–238.
- Cochrane, John H. 1988. How Big is the Random Walk in GNP? *Journal of Political Economy*, **96**, 893–920.
- Dominguez, Kathryn M. 1998. Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility. *Journal of International Money and Finance*, **17**, 161–190.
- Dominguez, Kathryn M. 2003. The Market Microstructure of Central Bank Intervention. *Journal of International Economics*, **59**, 25–45.
- Doran, James S., Peterson, David R., & Wright, Colby. 2010. Confidence, Opinions of Market Efficiency, and Investment Behavior of Finance Professors. *Journal of Financial Markets*, **13**, 174–195.
- Durlauf, Steven. 1991. Spectral-Based Test for the Martingale Hypothesis. *Journal of Econometrics*, **50**, 1–19.
- Ely, Regis A. 2011. Returns Predictability and Stock Market Efficiency in Brazil. *Revista Brasileira de Finanças*, **9**, 571–584.

- Escanciano, Juan C., & Lobato, Ignacio N. 2009. Testing the Martingale Hypothesis. *Palgrave Handbook of Econometrics*. Palgrave MacMillan, 972–1003.
- Escanciano, Juan C., & Velasco, Carlos. 2006. Generalized Spectral Tests for the Martingale Difference Hypothesis. *Journal of Econometrics*, **134**, 151–185.
- Fama, Eugene. 1965. The Behavior of Stock Market Prices. *Journal of Business*, **38**, 34–105.
- Faust, Jon. 1992. When are Variance Ratio Tests for Serial Dependence Optimal? *Econometrica*, **60**, 1215–1216.
- Grossman, Sanford J., & Stiglitz, Joseph E. 1980. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, **70**, 393–408.
- Harvey, Campbell R. 1995. Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *Review of Financial Studies, Society for Financial Studies*, **8**, 773–816.
- Hong, Yongmiao. 1996. Consistent Testing for Serial Correlation of Unknown Form. *Econometrica*, **64**, 837–864.
- Jeon, Bang N., & Lee, Euseong. 2002. Foreign Exchange Market Efficiency, Cointegration, and Policy Coordination. *Applied Economics Letters*, **9**, 61–68.
- Jeon, Bang N., & Seo, Byeongseon. 2003. The Impact of the Asian Financial Crisis on Foreign Exchange Market Efficiency: The Case of East Asian Countries. *Pacific-Basin Finance Journal*, **11**, 509–525.
- Karemera, David, Ojah, Kalu, & Cole, John A. 1999. Random Walks and Market Efficiency Tests: Evidence from Emerging Equity Markets. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, **13**, 171–188.
- Kim, Jae H. 2006. Wild Bootstrapping Variance Ratio Tests. *Economics Letters*, **92**, 38–43.
- Kim, Jae H. 2009. Automatic Variance Ratio Test under Conditional Heteroskedasticity. *Finance Research Letters*, **3**, 179–185.

- Kim, Jae H., & Shamsuddin, Abul. 2008. Are Asian Stock Markets Efficient? Evidence from New Multiple Variance Ratio Tests. *Journal of Empirical Finance*, **15**, 518–532.
- Kim, Jae H., Lim, Kian-Ping, & Shamsuddin, Abul. 2011. Stock Return Predictability and the Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from Century Long U.S. Data. *Journal of Empirical Finance*, **18**, 868–879.
- Lebaron, Blake. 1999. Technical Trading Rule Profitability and Foreign Exchange Intervention. *Journal of International Economics*, **49**, 125–143.
- Lim, Kian-Ping, & Brooks, Robert D. 2011. The Evolution of Stock Market Efficiency over Time: A Survey of the Empirical Literature. *Journal of Economic Surveys*, **25**, 69–108.
- Ljung, Greta M., & Box, George E. P. 1978. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, **65**, 297–303.
- Lo, Andrew, & Mackinlay, Archie C. 1988. Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, **1**, 41–66.
- Lo, Andrew, & Mackinlay, Archie C. 1989. The Size and Power of the Variance Ratio Test Infinite Samples. *Journal of Econometrics*, **40**, 203–238.
- Lo, Andrew W. 2004. The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective. *Journal of Portfolio Management*, **30**, 15–29.
- Lo, Andrew W. 2005. Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis. *Journal of Investment Consulting*, **7**, 21–44.
- Mech, Timothy. 1993. Portfolio Return Autocorrelation. *Journal of Financial Economics*, **34**, 307–344.
- Medeiros, Otavio R. 2005. *Reaction of the Brazilian Stock Market to Positive and Negative Shocks*. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=868464>. Acesso em: 21/08/2014.

- Priestley, Maurice B. 1981. *Spectral Analysis and Time Series*. New York: Academic Press.
- Richardson, Matthew, & Stock, James. 1990. Drawing Inferences from Statistics Based on Multiyear Asset Returns. *Journal of Financial Economics*, **25**, 323–348.
- Samuelson, Paul A. 1965. Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, **6**, 41–49.
- Sharma, Ankit, & Thaker, Keyur B. 2013. Predicting Asset Returns in Developed and Emerging Markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, **103**, 44–60.
- Silva, Sergio S., Meurer, Roberto, & Guttler, Caio. 2008. Is the Brazilian Stockmarket Efficient? *Economics Bulletin*, **7**, 1–16.
- Simões, Mario D., Macedo-Soares, Teresia D. L., Klotzle, Marcelo C., & Pinto, Antonio C. F. 2012. Assessment of Market Efficiency in Argentina, Brazil and Chile: An Event Study of Mergers and Acquisitions. *Brazilian Administration Review*, **9**.
- Simon, Herbert A. 1955. A Behavioral Model of Rational Choice. *The Quarterly Journal of Economics*, **69**, 99–118.
- Tabak, Benjamin M. 2003. The Random Walk Hypothesis and the Behaviour of Foreign Capital Portfolio Flows: The Brazilian Stock Market Case. *Applied Financial Economics*, **13**, 369–378.
- Tabak, Benjamin M., & Lima, Eduardo J. A. 2009a. Market Efficiency of Brazilian Exchange Rate: Evidence from Variance Ratio Statistics and Technical Trading Rules. *European Journal of Operational Research*, **194**, 814–820.
- Tabak, Benjamin M., & Lima, Eduardo J. A. 2009b. Tests of Random Walk: A Comparison of Bootstrap Approaches. *Computational Economics, Society for Computational Economics*, **34**, 365–382.
- Torres, Ricardo, Bonomo, Marco, & Fernandes, Cristiano. 2002. A Aleatoriedade Do Passeio Na Bovespa: Testando a Eficiência Do Mercado Acionário Brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, **56**, 199–247.

White, Halbert. 2000. A Reality Check for Data Snooping. *Econometrica*, **68**, 1097–1126.

Worthington, Andrew C., & Higgs, Helen. 2003. *Tests of Random Walks and Market Efficiency in Latin American Stock Markets: An Empirical Note*. School of Economics and Finance Discussion Papers and Working Papers Series 157, School of Economics and Finance, Queensland University of Technology.

