



*Universidade de Brasília – UNB  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciências da  
Informação e Documentação.  
Departamento de Economia*

***Eficiência Fraca no Mercado de  
Ações: Testes Múltiplos Aplicados  
para o Caso Brasileiro.***

Alexandre Mendonça Gonçalves

Brasília, DF  
Maio de 2009

Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e  
Ciência da informação e Documentação  
Departamento de Economia

***Eficiência Fraca no Mercado de Ações:  
Testes Múltiplos Aplicados para o Caso  
Brasileiro.***

Autor

**Alexandre Mendonça Gonçalves**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília, como parte dos requisitos para obtenção do grau de

**MESTRE EM ECONOMIA**

15 de maio de 2009.

Comissão Examinadora:

---

Professor Paulo Cesar Coutinho, Ph.D. – Orientador

---

Professor Otávio Ribeiro de Medeiros, Ph.D. – Membro

---

Professor Benjamin Miranda Tabak, Ph.D. – Membro

---

Professor Daniel Oliveira Cajueiro, Ph.D. – Membro Suplente

## *Agradecimentos*

Especialmente a minha mãe, Dirce Maria Mendonça, que me apóia em todos os momentos, além de sempre ser um referencial de vontade e motivação.

A meu pai, irmão, amigos e amigas que, direta ou indiretamente, sempre estão me ensinando na escola da vida. O conjunto formado por vocês é meu suporte na vida.

Agradeço encarecidamente aos Professores Paulo César Coutinho e Benjamin Miranda Tabak pela orientação e apoio durante a elaboração da dissertação. Obrigado pela compreensão e paciência.

À Universidade de Brasília, que continua sendo um local ímpar de grandes oportunidades profissionais e pessoais.

## ***Resumo***

Este estudo examina a hipótese de que os retornos do mercado acionário brasileiro seguem uma sequência *martingale*, uma implicação da definição de mercado eficiente na forma fraca. Para tanto, utiliza-se três testes múltiplos de razão de variância: Chow-Denning, *Wild Bootstrap* e uma versão múltipla do teste de sinais de Wright. Estes dois últimos são testes não paramétricos. Os testes são realizados para o Ibovespa e para um índice composto apenas por empresas com diferenciado grau de governança corporativa (IGC). A pesquisa considera o período entre junho de 2001 e abril de 2009, com retornos na frequência diária e semanal. Com retornos semanais, os dois índices registraram rejeições nos testes. Para dados diários, utilizou-se a técnica *moving sub-sample windows*, o que possibilitou uma análise do comportamento dos testes no tempo. Utilizando os dados em dólar (US\$), apenas o Ibovespa não rejeitou a hipótese nula. Já para retornos com base de dados em Reais (R\$), conclui-se que ambos os índices apresentaram comportamentos diários compatíveis com a hipótese *martingale*, com o IGC reportando resultados mais consistentes.

**Palavras-Chave:** Eficiência no mercado de ações; Sequência *martingale*; Testes múltiplos de razão de variância; Governança Corporativa.

**Classificação JEL:** G14, G15, G17, C14.

## ***Abstract***

This study examines the hypothesis that the returns of the Brazilian stock market follow a martingale sequence, an implication of the definition of efficient market in weak form. For such, it is used three multiple variance ratio tests: Chow-Denning, Wild Bootstrap and a multiple version of Wright sign test. These last two are non-parametric finite sample tests. The tests are carried out for the Ibovespa and an index that contains companies with differentiated degree of corporate governance (IGC). Both weekly and daily data frequency are considered, and the research comprise the period from June-2001 to April-2009. For weekly returns, both indices registered refutations of the null for every test. For daily data, we used moving sub-sample windows technique to make possible an analysis of the behavior of the tests in the period studied. Using dollar data (US\$), only for Ibovespa we could not reject the null hypothesis. But with database returns in Reais (R\$), it is concluded that both indices had daily behaviors well-suited with the martingale hypothesis, with IGC reporting a more consistent results.

**Key-Words:** Stock Market Efficiency; Martingale Sequence; Multiple Variance Ratio Test; Corporate Governance.

**JEL Classification:** G14, G15, G17, C14.

## Sumário

<b>1. Introdução</b> .....	1
<b>2. Revisão de literatura</b> .....	7
<b>3. Dados &amp; Metodologia</b> .....	16
3.1 Teste de razão de variância.....	17
3.2 Teste Chow-Denning .....	19
3.3 Teste <i>Wild Bootstrap</i> .....	20
3.4 Teste de Sinais de Wright.....	22
<b>4. Resultados empíricos</b> .....	25
4.1 Retornos com base de dados em Reais (R\$) .....	25
4.2 Retornos com base de dados em Dólar (US\$) .....	28
4.3 Retornos semanais .....	31
<b>5. Conclusão</b> .....	33
Referências bibliográficas .....	36
Apêndice.....	40
GRÁFICOS.....	41
FIGURAS .....	42

## 1. Introdução

Um dos assuntos de maior interesse acadêmico na área de finanças é a capacidade dos preços dos ativos refletirem toda a informação de mercado relevante e disponível. Dos debates à época da grande depressão de 1930, às controvérsias relativas à liberalização do mercado financeiro internacional da década de 90, a academia sempre se reportou à hipótese de eficiência do mercado de capitais como um dos argumentos centrais nas discussões.

Dentre as possíveis definições de eficiência de mercado, a que usualmente se testa é a eficiência em sua forma fraca. Segundo Fama (1970), um mercado é eficiente (na forma fraca) se, para todo ativo do mercado em estudo, for impossível obter retornos anormais utilizando apenas informação dos seus retornos passados. Uma implicação direta da definição acima é que, sempre que o nível de retorno considerado normal for constante, teremos que o (log da razão do) preço dos ativos segue uma sequência *martingale*.

Do ponto de vista prático, a rejeição de uma trajetória *martingale* significa que a procura por modelos de previsão que usam preços passados será potencialmente recompensada<sup>1</sup>. Além disto, esta rejeição dá embasamento empírico às complexas técnicas de análises gráficas usualmente utilizadas pelos participantes do mercado para tomada de decisões.

No que se refere ao ponto de vista teórico, é importante observar que vários modelos em finanças têm como uma de suas hipóteses centrais a ausência de autocorrelação na série de preços dos ativos (p.e., o modelo de precificação de opções de Black & Scholes (1973)). Logo, a rejeição ou não desta hipótese sinalizaria a necessidade de ajuste ou a adequação dos modelos.

Economicamente, a hipótese de eficiência em sua forma fraca é central para a relação entre crescimento econômico e o mercado acionário, uma vez que esta hipótese afirma que todas as informações passadas úteis para propósitos

---

<sup>1</sup> O uso da expressão “potencialmente” justificasse uma vez que previsibilidade não implica lucratividade (i.e., significância econômica), dado que dependerá do uso do modelo correto e dos custos de transação relacionados.

preditivos estão contidas nos preços atuais. Desta forma, ao conduzir as informações através dos preços, um mercado acionário eficiente é crucial para uma interpretação racional dos preços que permita aos agentes diversificarem os riscos corretamente, diminuindo o prêmio de risco das firmas listadas (Wang et.al, 2009) e levando a uma alocação ótima dos recursos econômicos (Bekaert & Harvey, 1998). Além disto, preços acionários não-viesados podem ser condutores para melhorar a governança corporativa quando usados como incentivos empresariais (Stulz, 1999). Por estes motivos, pode-se afirmar que o efeito do mercado acionário no desenvolvimento econômico é influenciado pela eficiência informacional.

No caso particular dos mercados emergentes, o teste da hipótese de eficiência é ainda mais interessante, uma vez que, ao mesmo tempo em que estes países têm uma necessidade maior de poupança (logo, a alocação eficiente se torna ainda mais crítica), há características que teoricamente vão no sentido da dependência dos retornos. Dentre outros, pode-se citar:

- i) Pequena liquidez, afetando a capacidade de o mercado incorporar novos fluxos de informações (Chordia et al. 2005);
- ii) Pequeno grau de competição, com potencial de fazer com que os preços sejam desviados de seu valor intrínseco devido presença de *dominant players*;
- iii) Fraca regulação e/ou especificidades estruturais e institucionais que levam à ineficiência (p.e., instabilidade política e econômica; ausência de proteção ao acionista minoritário; controles sobre entrada e saída de capitais; ausência de infra-estrutura eletrônica para transações).
- iv) Falta de transparência refletida na escassez de informações corporativas e em padrões contábeis não reconhecidos internacionalmente (Blavy, 2002);

Estas características fazem com que as informações das performances corporativas não estejam disponíveis no tempo e da forma apropriada, gerando incentivos para que os participantes do mercado adotem padrões comportamentais que não são baseados em fundamentos, como o

comportamento de manada, análise técnica, *noise trading*, *under/overreaction*, dentre outros (Cajueiro e Tabak (2006); Segot e Lucey (2008); Poterba e Summers, (1988)). Isto, por sua vez, cria perturbações na função de alocação destas economias (Hirota e Sunder, 2002).

Particularmente, o estudo do mercado brasileiro é relevante na medida em que o país aumentou consideravelmente sua integração com o mercado de capitais global na última década, tornando-se um importante *player* e fonte de diversificação para a indústria de fundos internacional. Assim, o estudo de sua propriedade relativa à previsibilidade de retornos é fundamental tanto para a análise da “vitalidade” do mercado financeiro global, como para uma correta administração dos riscos destes portfólios.

A análise dos indicadores do desenvolvimento do mercado brasileiro revela que o país registrou recentemente um grande avanço. Como se pode perceber pelo gráfico 1, a capitalização de mercado quase quadruplicou desde 2001 (mesmo após a crise financeira recente). Ao mesmo tempo, a média diária do volume financeiro foi multiplicado em mais de 7 vezes (gráfico 2). Tudo isto ocorreu com um crescimento não menos expressivo do número médio de negócios diários realizados na bolsa (gráfico 3).

Importante ressaltar que desde 2002 o Brasil passou a adotar um novo Sistema de Pagamentos baseado em padrões e práticas recomendadas por instituições internacionais (como BIS e IOSCO), capacitando as câmaras de compensação e de liquidação do país para uma eficaz fiscalização e supervisão. Além disto, o governo brasileiro tem superado as metas anuais relativas à fiscalização, regulamentação e disseminação de informações do mercado de valores mobiliários. Cabe destacar a instrução da CVM de 2007 que dispõe sobre a elaboração e divulgação das demonstrações financeiras consolidadas, com base no padrão contábil internacional.

Adicionalmente, a ANBID adota códigos de auto-regulação relativos a práticas e regras tais que, ao serem aderidas pelos participantes do mercado melhoram a qualidade de suas atividades e constituem em proteções adicionais aos investidores. Atividades como estas fizeram com que a ANBID se afiliasse ao comitê consultivo de auto-regulação da IOSCO em 2005.



Outra modificação introduzida no mercado acionário brasileiro foi a entrada em operação em 1999 do sistema "Home Broker". Este sistema de operações tem registrado, ano após ano, recordes em termos do percentual de transações realizadas, mostrando-se uma importante ferramenta para a popularização, logo competitividade, dos investimentos em renda variável no Brasil.

No que se refere à transparência, todo o arcabouço legal relacionado a este mercado tem sido simplificado e disponibilizado pela internet. Além disto, tem sido freqüente iniciativas conjuntas das principais instituições governamentais e privadas do mercado mobiliário com o objetivo de ampliar o conhecimento e a participação tanto no mercado interno como externo. Um bom exemplo é a união entre diversas instituições (p.e. BCB, Andima, STN, IBGC, CVM, BM&F, dentre outros) no projeto *BEST – excellence in securities transactions*, cujo objetivo é promover o mercado de capitais e disseminar suas informações aos investidores internacionais. Além disto, diversas instituições/órgãos disponibilizam informações sobre o mercado em seus sites, como é o caso da ANBID e da CVM, inclusive com a elaboração de relatórios periódicos.

O Brasil também fez uma revisão ampla da legislação aplicada ao investidor estrangeiro em 1999/2000. Resoluções do CMN, CVM e BCB resultaram na ausência de restrições significativas aos não residentes. Hoje, as instituições financeiras mais importantes no mundo (de todos os tipos, como investidores institucionais, empresas ou indivíduos) operam no Brasil em bases iguais aos investidores residentes. Estes esforços resultaram em grandes fluxos de investimentos estrangeiros na bolsa, inclusive em ofertas públicas iniciais, conforme pode ser visto nos gráficos 4, 5 e 6.

A participação de investidores estrangeiros, por sua vez, é relevante devido à introdução de novas e mais avançadas técnicas de transação no mercado interno, o que pode favorecer a eficiência.

Todo este desenvolvimento relacionado à atividade de *enforcement*, regulação, transparência e supervisão, tem resultado em uma confiável infra-estrutura de mercado, inclusive com reconhecimento internacional. Em 2009, por exemplo, a CVM foi admitida como membro do Comitê Técnico da IOSCO, passando a ter condições de influir de maneira decisiva na discussão das principais

questões relacionadas à regulação internacional de valores mobiliários e de futuros.

A descrição destes fatos do mercado de capitais no Brasil é importante uma vez que (conforme afirmado anteriormente quando se falou das características dos mercados emergentes em geral) afetam diretamente a autocorrelação das séries de retornos dos ativos. Assim, são possíveis fontes de explicação para resultados dos testes realizados neste trabalho.

A justificativa para se realizar esta pesquisa está relacionada ao fornecimento de comprovação empírica para a controvérsia teórica entre eficiência de mercado (hipótese de muitos modelos em finanças) e a eficácia da utilização de técnicas de previsão univariada de preços de ativos (usada com frequência no mercado).

Além disto, estudos para o país realizaram seus testes com bases de dados relativamente antigas, impossibilitando que seus resultados refletissem a maturação de todas as mudanças institucionais e estruturais comentadas. Adicionalmente, no período recente o país registrou um *boom* seguido de uma crise sem precedentes. Analisar o comportamento do teste ao longo deste processo é muito interessante e pode oferecer *insights* importantes.

Por fim, outra justificativa é o fato de o estudo realizar testes econométricos com melhores propriedades em termos de potência e tamanho (em amostras finitas) que os estudos anteriores. Entre os testes realizados, destaca-se o teste múltiplo de Wright (2000), cuja distribuição amostral não se baseia em aproximações assintóticas.

Todos estes fatos motivaram o presente estudo, que se propõe a utilizar as mesmas metodologias utilizadas em Kim e Shamsuddin (2008) neste reexame da validação da hipótese de eficiência fraca do mercado acionário brasileiro. Os testes de previsibilidade utilizados são: Chow-Denning; Chow-Denning com procedimento *Wild Bootstrap*; e o teste de sinais de Wright em uma versão que o torna um teste múltiplo. Estes testes são realizados para dados diários e semanais abrangendo o período entre junho de 2001 a abril de 2009.

Dois índices são testados, o Ibovespa e o Índice de Ações com Governança Corporativa Diferenciada (IGC). Este último se caracteriza por conter empresas cujas práticas são pautadas pela transparência e segurança dos investidores. Assim, na medida em que os testes de eficiência informacional refletem justamente a incorporação de informações nos preços, teoricamente espera-se que o IGC registre uma maior eficiência relativa. Esta comparação, até onde o autor teve conhecimento, ainda não foi realizada.

Adicionalmente, para os dados diários, os testes de razão de variância foram utilizados com a técnica *moving sub-sample windows*. O incentivo para a realização desta tecnologia é a natureza dinâmica do mercado brasileiro, que não apenas passou por diversas alterações institucionais, como também por períodos de grande volatilidade, como a “crise de confiança” ocorrida nas eleições de 2002. Esta técnica permite suavizar esta dinâmica, assim como obter inferências robustas a *influencial outliers*. Também permite induções a respeito da tendência da previsibilidade no tempo. Em outras palavras, ajudará a responder a seguinte pergunta: Será que o mercado alterou seu grau de previsibilidade ao longo destas mudanças e conjunturas?

Os resultados encontrados pela pesquisa, de uma maneira geral, respondem afirmativamente a esta pergunta. Porém, a trajetória dos testes dependeu da base sobre a qual os retornos foram calculados. Para dados em Reais, ambos os índices indicaram que o mercado brasileiro não é previsível, com os resultados mais consistentes para o IGC, conforme esperado. Já para dados em dólar, apenas o Ibovespa não rejeitou a hipótese nula. Dados semanais também indicaram previsibilidade para ambos os índices.

Para alcançar seu objetivo, a dissertação se organiza da seguinte forma: após esta introdução a Seção 2 faz uma revisão da literatura. Na Seção 3, descrevem-se os dados e a metodologia utilizada. Os resultados empíricos são delineados na Seção 4. Finalmente, na Seção 5, é feita a conclusão do trabalho e sugestões para pesquisas futuras.

## 2. Revisão de literatura

Há uma longa tradição em finanças empíricas e em econometria aplicada no que se refere a testes de previsibilidade de retornos de ativos financeiros. Tais pesquisas usualmente testam a hipótese de estes retornos seguirem um passeio aleatório, uma vez que este é *um requisito* para a obediência da hipótese de eficiência fraca do mercado financeiro.

Em uma resenha dos estudos feitos até então para o mercado acionário, Fama (1970) reportou que a maioria deles não foi capaz de rejeitar a hipótese de mercado eficiente. Contudo, estudos mais potentes desenvolvidos posteriormente foram menos conclusivos, muitas vezes apontando na direção contrária, rejeitando o passeio aleatório para diversos horizontes temporais.

Diversas metodologias (e frequências de dados) foram utilizadas para se testar a eficiência, dentre as quais, podemos citar: Dickey-Fuller (p.e., Huang, 1995), *runs test* (Urrutia, 1995), *Hurst's exponent* (Cajueiro e Tabak, 2004), *small-shuffle surrogate method* (Nakamura e Small, 2007) e outros testes de raiz unitária (Segot & Lucey, 2008). Tais testes podem fornecer suporte à hipótese de *random walk*, como no caso da não rejeição da existência de raiz unitária em uma série temporal.

Contudo, desde os artigos seminais de Lo e Mackynlay (1988 e 1989) e de Poterba e Summers (1988), o uso da estatística razão de variância se tornou a preferida para se testar a previsibilidade dos ativos. Testes de razão de variância exploram a propriedade de que a variância dos incrementos de um passeio aleatório é linear no intervalo amostral<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Importante observação refere-se ao fato de que o processo gerador dos dados dos ativos do mercado acionário é contínuo, no sentido de termos a todo instante novas observações sendo geradas. Como os estudos utilizam dados de fechamento de mercado, possivelmente existem dependências dentro de um mesmo dia que não serão captadas pelos testes usuais (por exemplo, dependência entre retornos de cinco em cinco minutos. Contudo, este tipo de testes terá de esperar um grande avanço tecnológico dos computadores, uma vez que a quantidade de dados necessários para fazer estes testes *intraday* seria extraordinariamente grande.

Lo e Mackynlay (1988 e 1989) derivaram a distribuição assintótica desta estatística e examinaram as propriedades dos testes de razão de variância para amostras finitas, concluindo que eles são mais *robustos* do que os usados até então. Os autores também encontraram evidência de que os retornos acionários dos EUA não seguem um passeio aleatório.

Poterba e Summers (1988) sugerem que os retornos de diversos países registraram autocorrelação negativa para horizontes de longo prazo e positivas no horizonte de curto prazo (o que sugere *reversão a média* dos retornos). Os autores também registraram o mesmo padrão para ativos individuais. Eles resumem o artigo afirmando que apesar da rejeição do passeio aleatório ser uma regra, mercados menos desenvolvidos tendem a ter maior previsibilidade; isto é, a serem menos eficiente.

Na mesma direção, Richards (1997) encontra reversão a média *entre países* em um estudo onde se utilizou 16 índices acionários de países com diferentes graus de desenvolvimento do mercado acionário, para o período 1970-1995. O autor demonstra que este efeito foi maior nos países com mercado menos desenvolvido.

DePenya e Gil-Alana (2007) investigam a autocorrelação serial no mercado espanhol entre 1966 e 2002 por meio do teste simples de razão de variância. Os autores utilizam dados diários, semanais e mensais. Realizando testes por subperíodos (5 anos), o estudo registra que os retornos foram previsíveis até certa data e a partir de então a hipótese de eficiência fraca dos retornos passou a ser uma suposição adequada ao mercado espanhol. O estudo conclui que *liquidez e competitividade* são fundamentais para explicar os resultados. Também afirma que, para a Espanha, dados com menor frequência geralmente têm menor previsibilidade.

Ayadi e Pyun (1994) testam a hipótese de passeio aleatório do mercado coreano aplicando as duas versões do teste tradicional de Lo & Mackinlay. Os autores utilizam dados em 4 diferentes frequências e concluem que, utilizando o teste heterocedástico, somente se rejeita a hipótese para dados diários (baixa frequência). Convém notar que alterações nos resultados de testes com dados em diferentes *frequências* são comumente reportadas na literatura.

Huang (1995) também utiliza o teste de Lo & Mackinlay homo e heterocedástico para 8 índices semanais de países do sudeste asiático incluindo o coreano. O artigo rejeita, para o período 1988–1992, a hipótese de passeio aleatório para Coréia, Malásia, Hong Kong, Singapura e Tailândia.

Em um estudo mais recente, Ryou e Smith (2002), também testam a previsibilidade do mercado coreano. Contudo, os autores utilizam o *teste múltiplo* de razão de variância de Chow-Denning (1993). O estudo utiliza dados diários para o período 1988-1998 e conclui que o mercado se aproxima da eficiência informacional conforme os limites dos preços dos títulos são retirados. Este resultado sinaliza para a importância de um *mercado livre* na aleatoriedade dos retornos. O Brasil, conforme visto na seção anterior, liberalizou substancialmente seu mercado na última década<sup>3</sup>.

Cajueiro e Tabak (2004) testam a eficiência do mercado chinês (mercado do tipo A e do tipo B), de Hong Kong e de Singapura, utilizando como metodologia o *expoente de Hurst* associado com a técnica de *Rolling sample*, o que permite identificar a evolução do teste no tempo. Os dados utilizados são diários para o período 1992-2000. Os autores concluem que há dependência de longo prazo nos índices destes países. Outra interessante conclusão do estudo é que esta ineficiência é afetada pela liquidez e pelo nível de capitalização dos mercados.

Em artigo mais recente, Cajueiro e Tabak (2006) testam a previsibilidade de curto e de longo prazo nos países do leste europeu (economias em transição). Duas metodologias são adotadas: teste múltiplo de Chow-Denning associado ao *procedimento bootstrap* e o expoente de Hurst com técnica de *moving windows*. A conclusão é de que há previsibilidade tanto no curto quanto no longo prazo, com exceção da Ucrânia e Bulgária.

Utilizando um painel com índices de 17 países europeus (a maioria desenvolvido), Narayan e Prasad (2007) rejeitam a existência de reversão a

---

<sup>3</sup> Como se observa, o resultado empírico *para um mesmo país* se altera conforme a metodologia e o período utilizado. Assim, parece mais válido e adequado utilizar mais de um teste, assim como uma metodologia complementar que possibilite entender a dinâmica da eficiência no tempo. Isto é, um método tal que se possa realizar o teste diversas vezes, para cada uma sendo substituídos dados mais antigos por outros mais recentes. Isto será feito no presente trabalho.

média. Os autores utilizaram três diferentes testes de raiz unitária e dados mensais para o período 1988 a 2003, todos os 3 registrando resultados consistentes com a hipótese de mercado eficiente.

Nakamura e Prasad (2007), utilizando um método que não depende da distribuição dos dados (*small-surrogate method*), testa a hipótese de passeio aleatório para o mercado acionário (S&P 500 e Nikkei 225, ambos para 1950-2005), de moedas (Inglaterra e Japão, 1974-2005) e de commodities (ouro e petróleo, 1970-2005). Todos os dados utilizados foram diários. A conclusão do estudo é que todas as séries financeiras seguem, essencialmente, uma sequência em diferenças de *martingale*.

Liu (2008) realiza estudos de eventos para analisar o efeito sobre a eficiência da adição ou retirada de um título ao principal índice de ações do Japão (*index membership*). Para tanto, utiliza *runs tests* e testes de autocorrelação para os dados das empresas com amplitude de ano antes e depois da mudança na associação ao índice. A conclusão é que a eficiência é significativamente afetada por esta alteração, com ações participantes (retiradas) do índice reportando aumento (redução) na aleatoriedade. O artigo testa possíveis explicações para este resultado e, como trabalhos anteriores, conclui que o *ambiente informacional* (p.e., a cobertura da mídia e de analistas de papéis componentes do índice) é crucial para uma precificação eficiente.

Uma das primeiras pesquisas a utilizar o teste não paramétrico de Wright (2000) para o mercado acionário foi Hoque et al. (2007)<sup>4</sup>. Neste artigo, os autores fazem uma bateria de testes de razão de variância para comparar os resultados. Os dados foram usados na frequência semanal para oito países asiáticos emergentes ao longo do período 1990-2004. Os resultados diferiram de acordo com o teste empregado. Os autores consideraram mais apropriado fundamentar suas conclusões nos testes de Wright, uma vez que estes são *mais potentes* e resultaram em resultados *menos ambíguos*. Assim, o estudo conclui pela ineficiência dos mercados, com exceção da Coreia e de Taiwan<sup>5</sup>.

---

<sup>4</sup> Até então, apenas o trabalho de Buguk e Brosen (2003) havia usado este teste em mercados acionários, chegando a resultados conflitantes com aqueles reportados pelo teste múltiplo de Chow-Denning.

<sup>5</sup> Os autores sugerem um reexame das conclusões de artigos baseados nos testes convencionais de razão de variância, dadas as melhores propriedades dos testes de Wright.

Outra conclusão interessante é que a liberalização dos mercados após a crise asiática de 1997 não alterou o padrão de previsibilidade dos mercados.

Em outro estudo para os mesmos países do artigo acima, com a adição do Japão, Kim e Shamsuddin (2008) inovam ao utilizar três testes de razão de variância, dois dos quais não empregados até então no mercado de ações: i) teste *múltiplo* de Wright (teste *de sinais*); ii) teste múltiplo de Chow-Dennig com procedimento *wild bootstrap*. Os autores utilizam um experimento Monte Carlo e demonstram que estes dois testes não paramétricos não têm distorções de tamanho significativas e apresentam maior potência do que testes convencionais<sup>6</sup>.

Os testes foram feitos com dados diários e semanais ao longo de 1990-2005. Adicionalmente, para os testes diários, os autores utilizam a técnica *moving sub-sample Windows* com 1000 observações. Os resultados indicaram que Hong Kong, Japão e Taiwan têm mercados eficientes. Além disto, diferentemente do estudo citado anteriormente, o *paper* conclui que a liberalização pós crise de 1997 afetou a eficiência de três mercados: Tailândia, Singapura e Coréia<sup>7</sup>. Os autores concluem que os resultados indicam que a eficiência depende do nível de desenvolvimento do mercado assim como do arcabouço regulatório, que leva à *governança corporativa*.

Em artigo muito interessante, Segot e Lucey (2008) constroem um “índice de eficiência” para analisar o poder explicativo de diferentes variáveis na eficiência dos retornos diários de 7 mercados (norte da África e do oriente médio) no período 1998-2004. O índice é construído com base em resultados de um teste de raiz unitária, 3 testes de razão de variância (incluindo Wright) e 2 regras de análises técnicas.

A conclusão do artigo é bem intuitiva e em linha com a teoria; i.e., os principais determinantes da eficiência são variáveis diretamente relacionadas com o fluxo de informações (como a *capitalização do mercado*, o volume transacionado e a

---

<sup>6</sup> Como dito anteriormente, nesta dissertação se utilizará a mesma metodologia de Kim e Shamsuddin (2008).

<sup>7</sup> Como a base de dados dos estudos é praticamente a mesma, a diferença no resultado, possivelmente, se deve à realização de testes múltiplos (inclusive de Wright), reconhecidamente mais adequado para testes de razão de variância.



liquidez) e variáveis relacionadas com a *governança corporativa* (como *proteção aos investidores* minoritários, transparência e responsabilidade empresarial). Por outro lado, variáveis relacionadas à liberalização econômica não registraram poder explicativo.

Analisando dados diários para 370 empresas componentes dos índices do mercado Chinês (subdivididos em 2 tipos, A e B), Fifiield e Jetty (2008) empregam o teste convencional de Lo-Mackinlay e o teste não-paramétrico de Wright (*rank*) para o período 1996-2005. É mostrado que o mercado que tem menos restrições (tipo A) é mais eficiente. O estudo também conclui que ambos os tipos de mercado vêm gradativamente se tornando mais eficiente na medida em que são adotadas práticas de *fiscalização e regulação*, assim como a *transparência e liberalização*.

Watson (2009) investiga por meio de três diferentes testes os mercados do caribe (CARICON) no período 1998-2005. Apesar dos resultados serem diferentes dependendo da metodologia, o autor afirma que o resultado do teste de Wright é o mais adequado dada as características dos mercados estudados (ilíquidos e pouco capitalizados) e a *ambigüidade* dos outros testes. A conclusão é que todos os mercados são ineficientes em todos os setores econômicos examinados.

Em outro estudo muito interessante, Segot (2009) utiliza o teste múltiplo de Wright baseado em *Ranks*, para dados diários no período 1996-2007, e conclui que, no geral, os 28 países emergentes estudados estão gradualmente convergindo em direção à eficiência<sup>8</sup>. Adicionalmente, o autor investiga a relação entre aspectos estruturais dos mercados (eficiência informacional, volatilidade, liquidez e custos de transação)<sup>9</sup> e reformas institucionais e financeiras. O estudo conclui que as seguintes variáveis afetam significativa e positivamente a eficiência: capitalização do mercado, competitividade das

---

<sup>8</sup> Intrigantemente, o Brasil fugiu à regra e se mostrou ineficiente por quase todo o período. Contudo, o teste utilizado não é consistente com retornos heterocedásticos, sendo esta uma possível explicação para este resultado.

<sup>9</sup> O autor realiza testes adicionais demonstrando a forte correlação entre estas microestruturas de mercado. Também afirmam que elas dependem do contexto econômico e político.

instituições financeiras, reformas relacionadas à regulação e fiscalização e o desenvolvimento do *mercado eletrônico*<sup>10</sup>.

É interessante ressaltar que, os testes de razão de variância também foram usados para testar a eficiência de outros tipos de mercados financeiros. Wright (2000) utiliza os testes propostos por ele para o mercado cambial de 5 países desenvolvidos no período 1974-1996. Utilizando dados semanais, ele conclui que seus testes foram capazes de definitivamente rejeitar a hipótese de passeio aleatório para todos os países (ao contrário dos testes convencionais que forneceram resultados ambíguos). Belaire-Franch e Countreas (2004) fazem ajustes no teste de Wright, tornando-o um teste múltiplo, objetivando controlar o tamanho do teste. Utilizando a mesma base de dados de Wright (2000), após uma bateria de testes os autores chegam à mesma conclusão.

Em artigo mais recente, Azad (2008) testa a eficiência no câmbio de 12 países asiáticos para o período 1998-2007 com frequências diárias e semanais. Utilizam-se os testes de Lo-Mackinlay e de Wright (*rank & Sign*, ambos individuais). Curiosamente, os testes, no geral, apresentaram eficiência para dados diários e previsibilidade para dados semanais. Este resultado confirma que pesquisadores devem ter cautela ao concluir sobre a eficiência de um mercado, pois os resultados frequentemente diferem ao se utilizar métodos, frequências e base de dados diferentes.

Com relação ao mercado brasileiro, Tabak e Lima (2009) fazem ajustes (*moving block bootstrap*) no teste múltiplo de razão de variância para se evitar distorções relacionadas ao tamanho do teste. Eles mostram por meio de simulação Monte Carlo que este procedimento resulta em um teste com melhores propriedades, além de preservar a dependência original dos dados. O estudo conclui que, no período 1999-2006, o mercado cambial do Brasil registrou um comportamento compatível com o passeio aleatório para o curto prazo (até 128 dias), mas foi previsível para horizontes de tempo superiores.

---

<sup>10</sup> Tais relações são frequentemente citadas na literatura e são importantes para o presente trabalho uma vez que estas características foram recentemente alteradas no mercado brasileiro, conforme visto anteriormente.

Continuando com o mercado brasileiro, mas passando para o mercado de interesse deste trabalho (acionário), Urrutia (1995) utiliza o teste de razão de variância de Lo-Mackinlay para Brasil, Argentina, Chile e México. O estudo usou índices *mensais* para o período 1975-1991. O artigo rejeitou a hipótese de que o Ibovespa segue um passeio aleatório<sup>11</sup>.

Utilizando o mesmo teste para dados semanais no período 1988-1995, Grieb e Reyes (1999) mostram que, embora o Ibovespa se tenha um comportamento tendendo a eficiência, quando se considerou ativos individuais os resultados evidenciaram uma reversão à média<sup>12</sup>.

Karamera, Ojah and Cole (1999) utilizam retornos mensais com dados em dólar no período 1987-1997 para o teste múltiplo de Chow-Dennig em uma amostra de 15 países. Os resultados indicaram eficiência no Brasil. O autor comenta que as dinâmicas dos índices acionários são bastante afetadas pelos efeitos da taxa de câmbio<sup>13</sup>.

Torres, Bonomo, Fernandes (2000), em outro artigo que utiliza as duas versões do teste de Lo-Mackinlay para o Brasil, estudo o período 1986-1998 para três frequências de dados (diária, semanal e mensal). O resultado para dados diários e semanais indica previsibilidade dos retornos. Ao subdividir o período, os autores encontram presença de redução de previsibilidade para períodos mais recentes. Os autores também encontram evidências de que carteiras formadas por ponderações que levem em conta o valor da empresa apresentam menor previsibilidade (redução da significância estatística, porém ainda ineficiente). O mesmo fenômeno foi encontrado para testes de ativos individuais. Não se rejeita a hipótese de mercado eficiente com dados mensais.

Em estudo mais recente, Tabak (2003) utiliza dados diários para o período 1986-1998 e rejeita a eficiência fraca usando o teste de Chow-Denning. Para conferir a robustez dos resultados o autor aplica uma técnica de rolagem dos dados (com “janela” fixa de 1024 observações) e conclui que para o período do

---

<sup>11</sup> O autor também utilizou *runs test*, contudo o resultado encontrado foi que o mercado brasileiro seria eficiente.

<sup>12</sup> Este resultado é contra-intuitivo, uma vez que retornos de ativos individuais estão mais sujeitos a riscos idiossincráticos, o que faria que seu comportamento fosse mais aleatório (ou menos previsível). Os autores creditam este resultado às chamadas transações não sincronizadas (*non-synchronous trading*).

<sup>13</sup> Isto porque a utilização de outro teste (*runs test*) resultou em resultados diferentes.

final da amostra o mercado se tornou eficiente (indo numa direção semelhante ao do trabalho anteriormente comentado). Para dados semanais, o teste de Chow-Denning se mostrou eficiente em todos os horizontes de investimento. O autor associa os resultados encontrados (eficiência) à maturação das instituições do mercado brasileiro, ao aumento da liquidez e à abertura aos investidores internacionais.

Como se pode concluir pela revisão dos estudos acima, diferentes metodologias geram diferentes resultados. Além do método e do período analisado, ainda deve-se considerar a frequência dos dados usados<sup>14</sup>. Assim, um resultado robusto seria aquele apontado por meio de diferentes metodologias, todas bem especificadas e com grande potência, para diferentes frequências de dados.

Apesar do teste de razão de variância ser unanimemente aceito como uma metodologia adequada para se testar a hipótese de eficiência fraca, a abordagem variou significativamente. Conforme visto acima, passou de testes individuais paramétricos dependentes de características amostrais assintóticas para testes conjunto não paramétricos baseados em simulação para a distribuição amostral. Isto representou uma verdadeira “evolução metodológica” que gerou testes com melhores propriedades (de tamanho e de potência).

No presente trabalho, conforme dito na seção anterior, serão adotadas três diferentes metodologias, todas elas sendo testes múltiplos (mais apropriados para testes de razão de variância). Na seção seguinte estes métodos serão explicados.

---

<sup>14</sup> Para completar, os resultados também podem ser alterados dependendo de como os dados foram usados; isto é, se os dados foram deflacionados (dependerá do índice); se estão em moeda do país; ou se a taxa de conversão cambial está deflacionada ou não.

### 3. Dados & Metodologia<sup>15</sup>

Neste trabalho são considerados dois índices de mercado: Ibovespa e Índice de Ações com Governança Corporativa Diferenciada (IGC). Ambos avaliados em quatro diferentes situações: dados nominais; deflacionados pelo IPCA e pelo IGP-DI; e dados em US dólar ajustados pelo índice oficial de inflação americano (CPI). Para derivar o retorno dos índices utilizouse o logaritmo natural; i.e.,  $x_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ , com  $P_t$  sendo o valor de fechamento do índice em t. Os dados foram ajustados para proventos, inclusive dividendos, e foram obtidos por meio do banco de dados da Economática.

O período de análise vai de 25 de Junho de 2001 a 2 de abril de 2009. O critério para a data inicial foi a disponibilidade de dados para o IGC (data de sua criação). Os testes são realizados na frequência diária<sup>16</sup> (2029 observações) e semanal<sup>17</sup> (406 observações), ambas com tamanho amostral suficiente para que se tenha uma potência estatística razoável. O uso de dados mensais seria interessante, uma vez que eles sofrem menos ruídos do que as frequências utilizadas, porém a data inicial dos testes restringe o tamanho da amostra fazendo com que esta possibilidade seja deixada para futuras pesquisas.

Conforme mencionado, para dados diários utiliza-se a técnica *moving subsample windows*, o que minimiza os problemas relacionados à existência de *influençial outliers* e permite a análise da tendência dos testes (acomodando a natureza dinâmica do mercado brasileiro com suas crises e alterações estruturais).

O índice Bovespa é o mais importante indicador do mercado acionário brasileiro, representando o valor atual de uma carteira de ações teórica. Esta carteira é composta pelas ações que, em conjunto, representaram 80% do

---

<sup>15</sup> Gostaria de agradecer a ajuda do professor Otavio Medeiros para a coleta dos dados deste trabalho.

<sup>16</sup> Os dias de feriado foram completados com os dados do dia anterior, resultando em retorno nulo.

<sup>17</sup> Os dados semanais correspondem a quarta feira. Quando foi feriado, os dados de terça feira são utilizados. Se terça também foi feriado, os dados são foram coletados na quinta feira.

volume transacionado no mercado a vista nos doze meses anteriores. Além disto, para que uma ação pertença ao índice ela deve apresentar, no mínimo, 80% de presença nos pregões do período. O Ibovespa é reavaliado quadrimestralmente, sempre com base nos 12 meses anteriores.

O IGC, por sua vez, tem por objetivo medir o desempenho de uma carteira teórica composta por ações de empresas que apresentem bons níveis de governança corporativa. Utiliza-se como critério para inclusão na carteira a admissão da ação para negociação no Novo Mercado ou estar classificadas nos Níveis 1 e 2 da BOVESPA. Adicionalmente consideram-se requisitos de liquidez das ações componentes, excluindo aquelas que apresentem níveis reduzidos. Reavaliações periódicas são feitas a cada quatro meses. A ponderação das ações componentes é dada pela multiplicação dos respectivos valores de mercado por um fator de governança (2 para títulos do Novo Mercado; 1,5 para papéis do Nível 2; e 1 para Nível 1). Além disto, nenhuma empresa pode ter participação superior a 20%.

Na subseção seguinte é explicada cada uma das metodologias utilizadas neste trabalho.

### 3.1 Teste de razão de variância

Como já exposto, testes de razão de variância são frequentemente utilizados para testar a previsibilidade dos retornos. Segundo Lo-Mackinlay (1989), este método, além de ser sensível a correlações seriais, apresenta propriedades superiores para amostras finitas que os testes tradicionalmente usados até então (como o teste de Dickey e Fuller).

Seja  $P_t$  o log do preço,  $\mu$  um parâmetro constante (*drift*) e  $\varepsilon_t$  um distúrbio aleatório (*white noise* com distribuição normal). Suponha que a série de preços seja:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } E[\varepsilon_t] = 0 \forall t,$$

ou

$$x_t = P_t - P_{t-1} = \mu + \varepsilon_t,$$

onde  $x_t$  é o retorno no período  $t$ , com  $t = 1, 2, \dots, T$ . Note que esta primeira diferença será, por definição, um passeio aleatório com *drift*. Além disto, um passeio aleatório é um exemplo de uma sequência martingale; isto é, todo passeio aleatório é uma sequência martingale<sup>18</sup>.

O teste de razão de variância explora uma das propriedades de uma sequência que segue um passeio aleatório: em uma amostra finita, a variância dos incrementos de um passeio aleatório é proporcional no intervalo amostral. Em outras palavras, se uma série segue um passeio aleatório, então a variância do retorno de  $k$ -períodos deve ser igual à  $k$  vezes a variância de um período<sup>19</sup>, isto para todos possíveis valores de  $k$ . Isto é,

$$V(k) = \frac{1}{k} \frac{\sigma_k^2}{\sigma^2} = 1, \forall k$$

sendo  $\sigma_k^2$  e  $\sigma^2$  as variâncias dos retornos de  $k$  e 1 período respectivamente.

Assumindo que  $x_t$  é uma realização de um processo estocástico  $X_t$  que segue uma sequência em diferenças de *martingale*<sup>20</sup> (logo,  $X_t$ 's são serialmente não correlacionados, porém podendo ser incondicional ou condicionalmente heterocedásticos), Wright (2000) usa o seguinte estimador<sup>21</sup> de  $V(k)$ :

$$VR(x; k) = \left\{ \frac{1}{TK} \sum_{t=k}^T (x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2 \right\} \div \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 \right\}, \quad (1)$$

com  $\hat{\mu} = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t$ .

---

<sup>18</sup> Para uma explicação detalhada, incluindo demonstrações, dos conceitos de passeio aleatório e de sequência *martingale* recomenda-se a leitura do capítulo 2 de Hayashi (2000, página 103).

<sup>19</sup> Por exemplo, a variância dos retornos mensais deverá corresponder a aproximadamente quatro vezes a variância dos retornos semanais.

<sup>20</sup> Veja apêndice para uma definição formal de uma sequência em diferenças de martingale.

<sup>21</sup> Este estimador nada mais é do que a razão de variâncias amostrais não viesadas (para  $k$  períodos no numerador e para 1 período no denominador).

Lo-Mackinlay (1988) mostram que sob hipóteses bastante razoáveis<sup>22</sup> para ativos financeiros em geral (hipótese h\*, pag. 49), e sob a hipótese nula de que  $V(k)=1$ , a estatística robusta a heterocedasticidade

$$M(x;k) = (VR(x;k) - 1) \left( \sum_{j=1}^{k-1} \left[ \frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta_j \right)^{-\frac{1}{2}} \quad (2)$$

segue assintoticamente uma distribuição normal padrão, onde

$$\delta_j = \left\{ \sum_{t=j+1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 \right\} \div \left\{ \left[ \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 \right]^2 \right\} .$$

Assim, para determinar se os dados amostrais têm razão de variância estatisticamente indistinguível de um (i.e., se advêm de uma sequência martingale), a regra de decisão usual para a distribuição normal padrão é aplicável a esta estatística teste<sup>23</sup>.

### 3.2 Teste Chow-Denning

Um dos problemas com a estatística acima é que, por natureza, o teste de eficiência deveria ser um teste múltiplo (i.e., para diferentes valores de k), onde se rejeita a hipótese nula se esta é rejeitada para pelo menos um dos valores selecionados de k. Entretanto, conduzir diversos testes para diferentes escolhas para k pode resultar em conclusões equivocadas, uma vez que este procedimento falha no controle do tamanho do teste (Chow-Denning, 1993). Em outras palavras, ao realizar o teste várias vezes, isto pode envolver uma probabilidade de incorretamente rejeitar a hipótese nula maior do que o nível

---

<sup>22</sup> Essas hipóteses apenas requerem que o processo gerador subjacente  $(X_t)$  seja serialmente não correlacionado, permitindo formas gerais de heterocedasticidade, como mudanças determinísticas de variância ou processos onde a variância condicional depende de incrementos passados (como ARCH).

<sup>23</sup> Note que a escolha do horizonte de investimento (k) é exógena, o que representa uma limitação ao teste.



de significância nominal<sup>24</sup> (logo, uma probabilidade de erro tipo I inapropriadamente grande).

Chow-Denning evita o problema acima ao desenvolver um teste conjunto no qual compara todas as razões de variância (dos diferentes horizontes de investimento ( $k$ ) escolhidos) com a unidade. Assim, temos uma hipótese nula conjunta  $H_0 : V(k_i) = 1, \forall i = 1, \dots, l$  contra a hipótese alternativa de que  $H_{a_i} : V(k_i) \neq 1$  para algum  $k_i$ . Assim, qualquer rejeição de  $H_0$  levará à rejeição da hipótese de eficiência fraca do mercado. Os autores sugerem usar como estatística de teste:

$$MV = \max_{1 \leq i \leq l} |M(x; k_i)|. \quad (3)$$

Assim, a idéia é que a regra de decisão em relação à hipótese nula pode ser feita com base no valor máximo do valor absoluto das estatísticas de razão de variância. Eles mostram que, sob as mesmas hipóteses de Lo-Mackinlay (1998), esta estatística segue a distribuição *studentized maximum modulus* (SMM) com  $l$  e  $T$  graus de liberdade. Seus valores críticos estão tabelados em Hahn e Hendrickson (1971) e em Stoline e Ury (1979). Para um número de valores de  $k$  igual a 5 (isto é, cinco horizontes de investimento conjuntamente) temos que os valores críticos para os níveis de significância de 5% e de 10% são 2,56 e 2,31 respectivamente<sup>25</sup>

### 3.3 Teste *Wild Bootstrap*

---

<sup>24</sup> Por este motivo, nesta dissertação se usará exclusivamente *testes múltiplos*. Além disto, para se evitar rejeições espúrias devidas à *heterocedasticidade* dos retornos (presentes em todos os estudos referenciados neste trabalho e consensualmente aceito como um fato estilizado de quase todas as séries temporais financeiras), todos os testes realizados são versões robustas à variações na volatilidade dos retornos. Além disto, o teste de Whang e Kim (2003) também é excluído por ter apresentado em Kim (2006) propriedades para amostras finitas bastante inferiores ao teste *wild bootstrap* para os tamanhos de amostras usadas nesta dissertação.

<sup>25</sup> Note que este valor é maior do que o respectivo valor para a distribuição normal padrão (1,96).

Lo e Mackinlay (1989) demonstram que a distribuição amostral da estatística VR frequentemente é diferente da normal em amostras pequenas. Como a distribuição amostral do teste geralmente não é conhecida, o teste destes autores, assim como o teste de Chow-Denning (1993), é assintótico; isto é, sua distribuição amostral é aproximada pela distribuição limite. Este fato pode gerar distorções de tamanho e potência, o que, por sua vez, pode levar a inferências equivocadas. A mesma afirmação foi feita por Cecchetti e Lam (1994). Estas deficiências são especialmente preocupantes quando o tamanho da amostra não é suficientemente grande para justificar aproximações assintóticas.

Uma maneira de se tentar superar estas dificuldades é através da utilização do método *bootstrap*, que consiste em uma técnica de derivação da distribuição empírica (ou “distribuição real”) da estatística de interesse<sup>26</sup>. Portanto, a vantagem do *bootstrap* em relação aos resultados analíticos advém do fato de que ele possibilita inferências sem que se precise utilizar hipóteses fortes sobre a distribuição (ou, aproximações assintóticas para a regra de decisão)<sup>27</sup>.

Para implementar o *bootstrap* a séries de retornos com formas de heterocedasticidade desconhecida, o método *wild bootstrap* de Mammen (1993) é adotado neste trabalho<sup>28</sup>. Para tanto, seguirá o procedimento descrito em Kim (2006), que adota o *wild bootstrap* à equação (3) por meio de três estágios, como abaixo discriminado:

- a) Construa uma amostra *bootstrap* com T observações [  $x_t^* = \eta_t x_t$  ( $t=1, \dots, T$ ) ], onde  $\eta_t$  é uma sequência aleatória com média zero e variância unitária.
- b) Calcule  $MV^*$ , que é a estatística MV da equação (3) obtida via amostragem *bootstrap* gerada em a).

---

<sup>26</sup> Para acesso a outra forma de utilização do método *bootstrap*, recomenda-se ver Cajueiro e Tabak (2006).

<sup>27</sup> Ao invés de impor uma forma para a distribuição amostral, *bootstrap* envolve uma estimação empírica desta distribuição. Note que envolve tratar a amostra como se fosse uma população sobre a qual uma sequência de estimadores serão calculados.

<sup>28</sup> A utilização de *bootstrap* convencionais baseados em reamostragem aleatória é uma forma mal especificada quando se tem dados heterocedásticos (Kim, 2006). Além disto, simulações de monte Carlo conduzidas por Kim (2004, *apud* Kim (2006)) mostram que o *wild bootstrap* exibe melhores propriedades estatísticas (tamanho e potência) do que outros testes convencionais.

- c) Repita a) e b) um número de vezes suficiente (digamos  $m$  vezes), para formar uma distribuição *bootstrap* da estatística de teste  $\{MV^*(j)\}_{j=1}^m$ .

Esta distribuição *bootstrap*  $\left[\{MV^*(j)\}_{j=1}^m\right]$  será usada como *proxy* da distribuição amostral da estatística MV. O *p-value* do teste será estimado como a proporção de  $\{MV^*(j)\}_{j=1}^m$  maior do que a estatística MV calculada por meio dos dados originais. De acordo com Kim (2006), sob as mesmas hipóteses de Lo e Mackinlay (1988, h\* pag. 49),  $MV^*$  tem a mesma distribuição limite que MV em (3).

A forma específica escolhida para  $\eta_t$  foi a distribuição normal padrão (a mesma selecionada por Kim (2008)) uma vez que Kim (2006) relatou que outras opções forneceram resultados para amostras pequenas qualitativamente semelhantes. O número de replicações *bootstrap* ( $m$ ) utilizada foi de 2000.

Ao examinar as propriedades para amostras pequenas de  $MV^*$ , Kim (2006) e Kim e Shamsuddin (2008) concluem que  $MV^*$  resulta em aprimoramento das distorções de tamanho de MV, assim como registrou maior potência.

### 3.4 Teste de Sinais de Wright

Wright (2000) desenvolveu novos testes de razão de variância baseados em *ranks* e em *signs*. Estes testes têm a vantagem de serem exatos, no sentido de não utilizar aproximações assintóticas para suas distribuições amostrais. O autor relata simulações de Monte Carlo (pág. 4) que demonstram que seus testes resultam em aprimoramentos em termos de potência quando comparados com os testes convencionais de Lo-Mackinlay, especialmente

quando o tamanho da amostra é relativamente pequeno<sup>29</sup>. Neste trabalho se utilizará o teste que usa sinais dos retornos.

Para construir seus testes, Wright faz hipóteses que são diferentes de  $h^*$  de Lo-Mackinlay (1988). Contudo, o autor afirma que estas não são nem estritamente mais fracas, nem estritamente mais fortes do que a hipótese  $h^*$ , além de deixar o teste robusto a muitas formas de heterocedasticidade comumente encontradas, como GARCH e volatilidade estocástica. As hipóteses de interesse neste trabalho são A1 e A2 (pág. 2 de Wright (2000)) que basicamente são suposições suficientes para que as séries sigam uma sequência em diferenças de *martingale*. Desta forma, mesmo sob heterocedasticidade, o teste de sinais se mantém exato, não sofrendo de distorções de tamanho.

Considere  $s_t = 2u(x_t, 0)$  e  $u(x_t, 0) = 1(x_t > 0) - 0,5$  onde  $1(\cdot)$  é uma função indicadora que tem valor 1 se a condição dentro do parêntese é satisfeita e 0 caso contrário. Sob A1 e A2 (i.e,  $x_t$  seja gerada por uma sequência *martingale*), mais a hipótese adicional de que  $x_t$  tenha esperança incondicional zero<sup>30</sup>,  $s_t$  é uma sequência idêntica e independentemente distribuída com média zero e variância unitária, que tem valores 1 e -1 com igual probabilidade (50%). Baseado nisso, Wright propõe a seguinte estatística baseada em sinais:

$$S_1(k) = \left( \frac{(TK)^{-1} \sum_{t=k}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-k+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \left( \frac{2(2k-1)(k-1)}{3KT} \right)^{-1/2} \quad (4)$$

Os valores críticos de  $S_1$  podem ser obtidos simulando a distribuição amostral de (4) (o que é demonstrado na proposição 2 de Wright (2000), página 3).<sup>31</sup>

<sup>29</sup> Para séries temporais nas quais a evidência contra a hipótese de *martingale* é marginal, esta potência extra pode fazer grande diferença na conclusão da pesquisa.

<sup>30</sup> Para séries temporais com grande frequência, esta hipótese adicional é bastante razoável.

<sup>31</sup> Wright (2000) também desenvolveu um teste de sinal no qual não é feita a hipótese adicional de que  $x_t$  tenha média incondicional zero. Porém, suas simulações claramente demonstraram que as propriedades deste teste são inferiores à  $S_1$ . Por este motivo, se escolheu  $S_1$  neste trabalho.

Note que o teste acima é um teste individual, com hipótese nula  $V(k)=1$  contra hipótese alternativa  $V(k) \neq 1$ . Para transformá-lo em um teste múltiplo, Kim e Shamsuddin (2008) propõem um teste similar ao teste de Chow-Denning<sup>32</sup>:

$$JS = \max_{1 \leq i \leq l} |S_1(k_i)|.$$

Assim como a estatística  $S_1(k)$ , JS também tem uma distribuição amostral exata, com seus valores críticos obtidos de forma análoga. A hipótese nula conjunta ( $H_0 : V(k_i) = 1, \forall i = 1, \dots, l$ ) é rejeitada quando os valores observados de JS são maiores do que os valores críticos (implicando  $V(k_i) \neq 1$  para pelo menos um  $k_i$ ). Para esta dissertação, tais valores críticos foram retirados de Kim e Shamsuddin (2008), que encontram os mesmos via 10.000 repetições Monte Carlo. Os valores são: para 5% e 10%,  $T=1000$  e  $K_i = \{2,5,10,20,40\}$  temos 2,41 e 2,10 respectivamente; já para  $T=375$  e com  $K_i = \{2,4,8,16,32\}$  temos 2,32 e 2,04 também para 5% e 10% respectivamente.

Segundo experimento Monte Carlo realizado por Kim e Shamsuddin (2008) com o objetivo de avaliar as potências relativas dos testes utilizados nesta dissertação, de uma maneira geral, os resultados indicaram que os testes MV\* e JS são boas alternativas para analisar uma série temporal segue uma sequência *martingale*<sup>33</sup>. Na seção seguinte são comentados os resultados encontrados na presente dissertação.

---

<sup>32</sup> Belaire-Franch e Contreas (2004) propuseram, de forma independente, um *Joint sign test* de forma semelhante a este.

<sup>33</sup> Os testes também apontaram um aumento significativo de potência quando o tamanho da amostra passa de 500 para 1000. Esta mesma característica pode ser verificada em Chow e Denning (1993) e em Wright (2000).

## 4. Resultados empíricos<sup>34</sup>

Nesta seção serão analisados os resultados dos testes econométricos realizados. Para tanto, esta foi subdividida em três subseções. Na primeira, avaliam-se os resultados diários para os dados em reais (para retornos nominais, deflacionados pelo IPCA e pelo IGP-DI). Na subseção seguinte, comenta-se a respeito dos testes diários realizados para os retornos reais com dados em dólar. Na última subseção, avaliam-se os resultados dos testes para os dados semanais.

### 4.1 Retornos com base de dados em Reais (R\$)

Os resultados para os três retornos em moeda nacional foram bastante semelhantes<sup>35</sup>, motivo pelo qual se agrupou a análise dos mesmos nesta subseção. Como os retornos reais são os de interesse para o investidor, o exame dos resultados será focado nos retornos deflacionados pelo IGP-DI (índice reconhecido e acompanhado de perto pelo mercado).

Conforme se observa pela figura 1, quando se utiliza o teste MV\* para o *índice Ibovespa*, os resultados mostram que a hipótese nula não pode ser rejeitada quando se considera o nível de significância convencional de 5%. Isto ocorre ao longo de todo o período de análise. Entretanto, os valores dos testes mostraram uma tendência de queda, especialmente a partir do segundo semestre de 2006 até fevereiro de 2008 (*p-value* de 6,1%), quando esta trajetória é invertida. Resultados análogos são evidentes quando se usa o teste MV.

---

<sup>34</sup> Gostaria de agradecer ao professor Jae Kim que gentilmente disponibilizou os códigos referentes à programação dos testes deste trabalho. Além disso, a ajuda do professor Benjamin Tabak na utilização do programa Gauss para se rodar os testes foi crucial.

<sup>35</sup> O que pode ser visto nas figuras 1 a 3.

Quando se emprega o teste não paramétrico de Wright (JS), de uma maneira geral, também não se rejeita a hipótese de retornos *martingale*. Porém, isto não pode ser dito ao longo de todo o período analisado. Como se observa pelo gráfico, entre maio de 2007 e setembro de 2008 os resultados do teste indicaram rejeição da hipótese nula de que os retornos seguem uma sequência *martingale*. Após este intervalo, a sequência de testes restantes passa novamente a reportar valores abaixo da região de rejeição.

Como ocorrido para os dois testes anteriores, os resultados do teste JS registraram uma tendência de valores crescentes do segundo semestre de 2006 até agosto de 2007, quando inverte sua trajetória. Esta confirmação da trajetória pelo teste JS é importante na medida em que esta metodologia se baseia em sinais, sendo por este motivo livre de *outliers* que potencialmente influenciariam os resultados dos testes anteriores. Além disto, por ser um teste que não necessita em nenhum momento de aproximações assintóticas, não é preciso preocupar-se com distorções do tamanho do teste. Estas características fazem com que neste trabalho se prefira este teste para se tomar uma posição definitiva sobre tendências e resultados gerais dos testes.

Conforme dito anteriormente, o objetivo desta dissertação é testar se no Brasil podemos rejeitar uma das implicações da definição de mercado eficiente na forma fraca (retornos seguem uma sequência *martingale*). Portanto, os motivos pelos quais os testes registram tendências ou desvios da trajetória *martingale* vai além deste intuito.

Além disto, convém notar que Lucas (1978, *apud* Torres et al. 2000) compatibiliza a possibilidade de previsibilidade intertemporal dos retornos com a existência de um mercado eficiente, num contexto de expectativas racionais no qual as autocorrelações não nulas nos retornos esperados surgem em decorrência da covariância do retorno do ativo com o nível de consumo agregado da economia. Assim, é possível que tenhamos rejeição da hipótese nula de que os retornos seguem trajetória *martingale*, ao mesmo tempo em que o mercado é eficiente. Isto é, rejeição não implica necessariamente ineficiência.

Entretanto, é interessante observar que as rejeições para o testes JS ocorrem justamente no período que antecedeu a maior crise financeira dos últimos

tempos<sup>36</sup>. Possivelmente, o desempenho do mercado neste período foi marcado por comportamentos não fundamentais, como excessiva exposição ao risco (logo fora de um equilíbrio eficiente), o que pode estar relacionado com as rejeições verificadas no teste JS.

De qualquer forma, os testes em moeda nacional para o Ibovespa resultaram, de maneira geral, em não rejeição da hipótese nula, o que indica não previsibilidade dos retornos. Logo, podemos afirmar que o Ibovespa respeita uma das implicações decorrentes da hipótese de mercado eficiente. Assim sendo, os resultados não fornecem embasamento empírico para estratégias de investimento baseadas em análise técnica ao longo deste período<sup>37</sup>.

No que se refere ao *Índice de governança corporativa diferenciada* (IGC) deflacionado pelo IGP-DI, os resultados para o teste MV\* mostram que no início do período de análise a hipótese nula estava no limite entre ser ou não rejeitada ao nível de significância de 5%. Para o nível de 10%, até agosto de 2007 os resultados foram variantes no tempo, ocorrendo muitas vezes rejeições de que a sequência seria *martingale*<sup>38</sup>. Contudo, a partir de então temos uma súbita alteração na trajetória do teste, por meio de uma espécie de “quebra estrutural” dos resultados, com os retornos se tornando definitivamente *martingale*. Novamente, resultados análogos, porém com trajetória mais suave, foram reportados pelo teste MV.

Cabe destacar que, ao contrário dos resultados para o Ibovespa, nos quais tivemos um valor crescente dos testes durante grande parte do período analisado (porém sempre ficando na região de não rejeição), ao se utilizar o IGC a trajetória para estes dois testes foi no sentido da eficiência. Esta trajetória está mais em linha com o que a teoria indicaria, dadas as diversas mudanças infra-estruturais e institucionais ocorridas no país e comentadas na introdução, sinalizando que as alterações foram mais captadas para empresas com melhores graus de governança corporativa. Isto é, a combinação de

---

<sup>36</sup> O estouro da denominada bolha imobiliária dos EUA, que afetou todos os mercados financeiros do mundo.

<sup>37</sup> Mesmo para o período em que o teste JS registrou rejeição da hipótese nula, logo indício de previsibilidade, não se pode afirmar que análises técnicas geraram lucros econômicos.

<sup>38</sup> Estas rejeições foram ainda mais frequentes para o caso (menos interessante e relevante para os investidores) em que não se deflaciona os dados (i.e., utilizando dados nominais), como se observa na figura 2.



transparência empresarial e um mercado mais desenvolvido resultou em retornos menos previsíveis.

Outra grande diferença entre os resultados para os dois índices estudados refere-se ao teste JS. Para o IGC, este teste sempre registrou valores abaixo da região de rejeição, não apresentando nem mesmo uma tendência clara no tempo (como no caso do Ibovespa). Portanto, pode-se afirmar que retornos de empresas que se preocupam com transparência e proteção aos investidores minoritários seguem uma trajetória mais consistente com a hipótese de eficiência fraca do que empresas que não dão a mesma importância para questões relativas à governança corporativa.

Este resultado está em linha com o esperado pelo trabalho<sup>39</sup> e fortalece o argumento de que transparência e proteção aos investidores minoritários são quesitos fundamentais para que o mercado acionário siga uma trajetória eficiente, provendo aos agentes sinalizações (via preços) que possibilitem tomadas ótimas de decisões de investimentos. Também embasa o argumento de que se uma empresa intenciona criar mecanismos de incentivo aos funcionários baseados no comportamento dos preços de suas ações, esta deve desenvolver suas características relacionadas à governança corporativa para que tal estratégia de remuneração tenha maior eficácia.

#### 4.2 Retornos com base de dados em Dólar (US\$)

Considerando os retornos reais com base de dados em dólar (ver figura 4), o teste MV\* para o índice Ibovespa mostra que na primeira metade do período de análise estes retornos não poderiam ser considerados como respeitando uma das implicações da definição de eficiência fraca do mercado. Contudo, desde o início de 2007 a hipótese nula não pôde mais ser rejeitada, indicando que o mercado deixou de ser previsível conforme se desenvolveu, tornando-se mais

---

<sup>39</sup> E com o encontrado por diversos artigos como Kim e Shamsuddin (2008), Fifield e Jetty (2008), Segot e Lucey (2008), Liu (2008) e Segot (2009).

líquido e institucionalmente mais maduro. Como nas vezes anteriores, o teste MV registrou resultados equivalentes.

Para o teste múltiplo de Wright (JS), mais uma vez o índice inicia o período rejeitando a hipótese nula, mas com tendência de queda nos valores. A partir do segundo semestre de 2006 os resultados ficam na região de não rejeição, com poucas exceções no final do período. Esta é a grande diferença com os resultados dos outros dois testes; isto é, uma reversão da tendência em Abril de 2007, com o teste indo na direção da rejeição da hipótese nula. De fato, entre novembro de 2008 e a primeira semana de janeiro de 2009 o teste reportou valores levemente acima do valor crítico ao nível de 5%. A partir de então temos novamente valores fora da região de rejeição.

Em resumo, podemos considerar, em termos gerais, que o Ibovespa apresentou comportamento consistente com a hipótese de mercado eficiente (na forma fraca), porém sendo influenciado pelo período próximo a crise financeira<sup>40</sup>, especialmente após maio de 2008. No final do período de análise temos novamente resultados que implicam não previsibilidade dos retornos.

No que se refere ao IGC, os testes MV\* e MV registram um comportamento muito parecido com aquele para o Ibovespa, porém com uma espécie de defasagem no tempo (p.e., enquanto o Ibovespa registra não rejeição a partir de julho de 2007 para o teste MV\*, o IGC só entra na rejeição de não rejeição em novembro do mesmo ano).

Enquanto podemos fazer a afirmação de que para os dois testes iniciais o IGC em dólar apresentou comportamentos muito semelhantes ao verificados para dados em Reais, a situação é bastante diferente quando consideramos o teste JS. Neste caso, os testes iniciais indicam rejeição de retornos *martingale*, porém com uma forte tendência em direção a não rejeição. De fato, entre novembro de 2006 e junho de 2008 o teste registra predominantemente resultados condizentes com a hipótese de mercado eficiente. Após este período, porém, o mercado mostra novamente um comportamento para os retornos estatisticamente distinto de uma sequência *martingale*.

---

<sup>40</sup> Convém lembrar que para dados em Reais (R\$), fenômeno similar foi registrado.

Importante perceber que a reversão de tendência inicial também foi apontada para o índice Ibovespa em dólar quando se utilizou o teste JS. Na verdade, o comportamento dos dois índices (em dólar) em termos da direção seguida foi bastante parecido, com a diferença que a amplitude do movimento na primeira metade do período foi maior para o IGC. Com isto, pode-se concluir que, para dados em dólar, os dois índices apresentaram trajetórias para todos os testes bastante semelhantes, com a diferença que para o IGC tivemos rejeição da hipótese nula no teste JS (porém com as mesmas tendências que o índice Ibovespa).

Como já mencionado, a finalidade deste trabalho não é entender as relações causais que explicam o comportamento dos testes. Todavia, é interessante atentar ao fato de que, ao considerar os retornos com base de dados em dólar, entra em jogo para esta análise o comportamento da taxa de câmbio. Assim, o ativo moeda influenciará de forma decisiva os resultados<sup>41</sup>.

Com efeito, como para ambos os índices analisados tivemos que as tendências do teste JS em dólar foram semelhantes entre si e, ao mesmo tempo, bastante distintas quando comparadas com seus pares utilizando dados em reais (i.e., na comparação direta para cada índice entre teste JS deflacionado pelo IGP-DI e o mesmo teste em dólar), aparentemente podemos afirmar que a taxa de câmbio afetou de forma determinante os resultados dos testes.

Além disto, é oportuno observar que para ambos os índices em dólar, o teste JS caminhou no sentido na previsibilidade após o recebimento do grau de investimento pelo país em maio de 2008. Este título altera substancialmente as expectativas dos investidores, sobretudo os estrangeiros, com potencial de gerar distúrbios no processo gerador dos dados. Adicionalmente, no mesmo período tivemos o estouro da denominada “bolha imobiliária” americana, outro acontecimento que pode gerar comportamentos não fundamentais<sup>42</sup>.

---

<sup>41</sup> Por exemplo, se a taxa de câmbio tiver um comportamento não condizente com a hipótese *martingale* para dados diários, isto influenciará o resultado da série de retornos em dólar do mercado acionário no sentido da previsibilidade

<sup>42</sup> Como a necessidade imediata e urgente de liquidez por parte de uma instituição financeira estrangeira derivada da quebra de um banco em seu país. Nestes casos (comuns em crises financeiras), as transações no mercado acionário são determinadas por fatores muitas vezes não relacionados com o país em questão,

Estas influências citadas (taxa de câmbio, grau de investimento e crise financeira) foram de tal magnitude que o resultado encontrado para dados em Reais que fortalece o argumento teórico de que mais transparência e proteção dos investidores geram dados com comportamento mais próximo de um mercado eficiente não pôde ser mais feito para os dados em dólar. Na verdade, seria até mesmo possível argumentar na direção contrária, uma vez que a conclusão para dados em dólar é que o IGC é previsível, o que não é verdade para o Ibovespa. Assim, apesar deste resultado ser contra-intuitivo, o fato é que investidores estrangeiros que atuaram no Brasil por meio de análises técnicas para empresas com grau diferenciado de governança possivelmente conseguiram antever alguns movimentos do mercado, o que pode ter gerado lucros anormais.

#### 4.3 Retornos semanais

Ao analisar a tabela abaixo se verifica que os testes MV e MV\* não rejeitaram a hipótese nula para nenhum dos deflatores utilizados. Este resultado ocorre para ambos os índices analisados. Contudo, o resultado é diametralmente oposto quando consideramos o teste JS; isto é, os valores destes testes foram muito acima dos valores críticos para ambos os índices e para todos os deflatores.

Como argumentado acima, neste trabalho considerasse o teste JS como preferível para se fazer conclusões quando os testes apontam em direções distintas. Portanto, a conclusão do trabalho é que, para dados semanais, os testes apontam na direção de previsibilidade dos retornos. Desta forma, tanto investidores residentes, quanto estrangeiros, potencialmente ganharam do mercado ao realizar técnicas de transação baseadas em modelos univariados de preço com horizonte de investimento semanal.

---

e, se for o caso de grande parte deste mercado ser formado por investidores estrangeiros, possivelmente se terá retornos previsíveis.

**Resultados dos testes múltiplos de razão de variância  
para dados semanais**

	<b>MV</b>	<b>JS</b>	<b>MV*</b>
	(estatísticas de teste)		p-values
<b>Nominal</b>			
Ibovespa	0,98	5,03*	0,74
IGC	1,12	6,68*	0,65
<b>IPCA</b>			
Ibovespa	0,95	4,40*	0,74
IGC	1,07	5,13*	0,68
<b>IGP-DI</b>			
Ibovespa	1,09	4,02*	0,66
IGC	1,40	5,16*	0,40
<b>Dólar</b>			
Ibovespa	1,20	6,22*	0,58
IGC	1,21	5,91*	0,55

MV: Teste Chow-Denning; MV\*: Teste Wild-Bootstrap; JS: Teste múltiplo de Wright

O símbolo \* indica significância ao nível de significância de 5%

Valores críticos para JS: 2,32 (5%) e 2,04 (10%)

Valores críticos para MV: 2,56 (5%) e 2,31 (10%)

## 5. Conclusão

Este trabalho analisou se o mercado acionário brasileiro apresenta retornos que seguem uma sequência *martingale*. Por este ser um dos pré-requisitos para que possamos considerar o mercado eficiente na forma fraca, este exercício tem relevância não apenas teórica, mas também prática. Para alcançar o objetivo desta pesquisa, foram utilizados diferentes testes múltiplos de razão de variância para o período 2001-2009. O trabalho também utilizou dois diferentes índices (Ibovespa e IGC), cada um deles em moeda nacional e em dólar americano.

Os resultados encontrados para retornos diários com dados em reais do Ibovespa indicam que, para o período analisado, o mercado brasileiro registrou um comportamento eficiente. Estes mesmos resultados para o IGC também estiveram em consonância ao esperado pela hipótese de eficiência de mercado. Contudo, o resultado do teste múltiplo de Wright (JS, considerado superior neste trabalho) para o IGC foi mais consistente, não apresentando nenhuma rejeição da hipótese nula ao longo de todo o período analisado. Estes fatos fortaleceram o argumento esperado pelo trabalho de que transparência e proteção aos investidores minoritários são quesitos fundamentais para que o mercado acionário siga uma trajetória eficiente, provendo aos agentes sinalizações (via preços) que possibilitem tomadas ótimas de decisões de investimentos.

Já para retornos diários com base de dados em dólar, os resultados foram ambíguos. Não obstante, o estudo concluiu que o Ibovespa apresentou, novamente, comportamento consistente com a hipótese de mercado eficiente (na forma fraca). A diferença com o resultado em moeda nacional refere-se ao efeito do período final da análise sobre o teste de Wright. Com a proximidade da crise financeira internacional de 2008 o teste caminhou no sentido da previsibilidade, mas terminou o período de análise da pesquisa sem rejeitar que o Ibovespa segue um processo *martingale*.

A análise de dados diários em dólar para ao IGC resultou na única conclusão do estudo no sentido da rejeição da hipótese nula; isto é, de indícios de que o índice apresenta previsibilidade. Um resultado diametralmente oposto ao reportado para este índice quando se utilizou dados em reais. Este resultado parece ter sido derivado do comportamento da taxa cambial no período.

A tabela seguinte resume os resultados do trabalho para dados diários:

### **Conclusão para dados diários – Rejeição ou não da hipótese nula**

	<b>Em Reais (R\$)</b>	<b>Em Dólar (US\$)</b>
<b>IBOVESPA</b>	Não rejeita	Não rejeita
<b>IGC</b>	Não rejeita	Rejeita

Por fim, para a análise de dados semanais, os testes mais uma vez mostraram resultados contraditórios, com MV e MV\* registrando não rejeição e o teste JS indicando forte previsibilidade. Por acreditar que o teste JS possui propriedades em amostras pequenas mais interessantes, a conclusão do trabalho é de previsibilidade dos retornos para ambos os índices em ambas as moedas.

Esta conclusão é de certa forma inesperada, uma vez que a expectativa é de que se encontre evidência de eficiência para dados em menor frequência (semanal) e ineficiência para dados em maior frequência (diários). Isto porque os dados semanais têm menos problemas relacionados com a sincronia dos dados (o fenômeno denominado pela literatura de *non-synchronous trading*).

Importante ressaltar que o teste para dados semanais é feito com um número de observações que resulta em testes com potência consideravelmente menor do que os testes para dados diários. Além disto, o estudo deixou claro que testes de razão de variância mostram resultados oscilantes no tempo, o que é outro indicativo a favor das conclusões feitas para dados diários, uma vez que, para esta frequência de retornos, utilizou-se uma técnica que viabilizou uma inferência estatística ao longo do tempo (*moving sub-sample windows*). Esta mesma técnica propicia resultados menos influenciados por *outliers* (comum na economia brasileira, dadas as crises e alterações estruturais e institucionais

que ela sofreu no período). Assim, a conclusão para testes diários parecem ser mais robustas.

Indica-se para pesquisas futuras a identificação dos fatores (econômicos e/ou institucionais) que fundamentam os resultados encontrados nesta dissertação, uma linha de pesquisa de crescente interesse acadêmico. Outro estudo interessante seria determinar se a utilização das análises técnicas mais comuns do mercado pode resultar em retornos econômicos significantes para os períodos de previsibilidade dos retornos.



## Referências bibliográficas

- Ayadi, O. F., & Pyun, C. S., (1994). An application of variance ratio test to the Korean securities market. *Journal of Banking & Finance*, 18, 643–658.
- Azad, A.S.M.S., (2008). Random walk and efficiency tests in the Asia-Pacific foreign exchange markets: Evidence from the post-Asian currency crisis data. *Research in Internacional Business and Finance*, doi:10.1016/j.ribaf.2008.11.001
- Bekaert, G., Harvey, C., (1998). Capital markets: an engine for economic growth. *Brown Journal of World Affairs* Winter/Spring, 33–53.
- Belaire-Franch, G., Contreras, D., (2004). Ranks and signs-based multiple variance ratio tests. Working paper. University of Valencia. <http://les1.man.ac.uk/sapcourses/esgc/Papers2004/Belaire-Franch.pdf>.
- Black, F. e Scholes, M., (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81, 637–654.
- Blavy, R., (2002). Changing volatility in emerging markets: a case study of two Middle Eastern stock exchanges. *Revue Entente Cordiale Autumn-Winter*, 1–35.
- Buguk, C., & Brorsen, B. W., (2003). Testing weak-form market efficiency: Evidence from the Istanbul stock exchange. *International Review of Financial Analysis*, 12, 579–590
- Cajueiro, D.O., Tabak, B.M., (2004). Evidence of long range dependence in Asian equity markets: the role of liquidity and market restrictions. *Physica A* 342, 656–664.
- Cajueiro, D.O., Tabak, B.M., (2006). Testing for predictability in equity returns for European transition markets. *Economic Systems*, 30, 56-78.
- Cecchetti, S.G., Lam, P.S., (1994). Variance ratio tests: small-sample properties with an application to international output data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 177–186
- Chow, K.V. e Denning, K.C., (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics* 58, 385-401.
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., (2005). Evidence on the speed of convergence to market efficiency. *Journal of Financial Economics* 76, 271–292.
- De la Torre, A., Gozzi, J.C., Schmukler, S.L., (2007). Stock market development under globalization: Whither the gains from reforms? *Journal of Banking and Finance* 31, 1731-1754.
- DePenya F. J. e Gil-Alana, Luis A. (2007). Serial correlation in the Spanish Stock Market. *Global Finance Journal*, 2007, 18, 84-103
- Fama, E. F., (1970). Efficient Capital Markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, 387-417.

- Fifield, S.G.M. e Jetty, J., (2008). Further evidence on the efficiency of the Chinese stock markets: A note. *Research in International Business and Finance*, 22, 351-361
- Ghosh, S., Reilla, E., (2007). Enhancing the efficiency of securities markets in East Asia. *World Bank Policy Research Paper* 4129.
- Grieb, T. e Reyes, M.G., (1999). Random walk tests for latin american equity indexes and individual firms. *Journal of financial research*, 22, 371-383.
- Hahn, G. J., e Hendrickson, R. W. (1971). A table of percentage points of the distribution of the largest value of K Student T variates and its applications. *Biometrika*, 58, 323–332.
- Hirota, S., Sunder, S., (2002). Stock market as a 'beauty contest': investor beliefs and price bubbles sans dividend anchors. *Waseda Institute of Finance Working Paper* 03-004, 1–62.
- Hoque, H., Kim, J.H., Pyun, C.S., (2007). A comparison of variance ratio tests of random walk: a case of Asian emerging stock markets. *International Review of Economics and Finance*, 16, 488-502.
- Huang, B. N. (1995). Do Asian stock market prices follow random walks? Evidence from variance ratio test. *Applied Financial Economics*, 5, 251–256
- Karamera, D., Ojah, K. e Cole, J.A., (1999). Random walks and market efficiency tests: evidence from emerging equity markets. *Review of Quantitative Finance Accounting*, 13, 171-188.
- Kim, J. H. (2004): “Nonparametric Joint Variance Ratio Tests and Their Small Sample Properties”. Working Paper, Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, Australia.
- Kim, J.H., (2006). Wild bootstrapping variance ratio tests. *Economics Letters*, 92, 38–43.
- Kim, J.H., Shamsuddin, A., (2008) Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance-ratio tests. *Journal of Empirical Finance*, 15, 518-532.
- Lagoarde-Segot T. e B. M. Lucey, (2008). Efficiency in emerging markets- Evidence from the MENA region. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 18, 94-105.
- Lagoarde-Segot, T., (2009) Financial reforms and time-varying microstructures in emerging equity markets, *Journal of Banking & Finance*, doi: 10.1016/j.jbankfin.2009.01.007
- Lima, E. J. A. e Tabak, B. M., (2008). Market efficiency of Brazilian exchange rate: evidence from variance ratio and technical trading rules. *European Journal of Operational Research*, 12, 1-20.
- Liu, S., (2008). Index membership and predictability of stock returns: The case of the Nikkei 225, *Pacific-Basin Finance Journal* (2008), doi:10.1016/j.pacfin.2008.07.001

- Lo, A.W., e MacKinlay, A.C. (1988). Stock Market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test, *The Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Lo, A.W., e MacKinlay, A.C. (1989). The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Econometrics* 40, 203-238.
- Lucas, R. E. (1978). Asset prices in an exchange economy, *Econometrica*, 46, 1429-1445.
- Mammen, E., (1993). Bootstrap and wild bootstrap for high dimensional linear models. *The Annals of Statistics*, 21, 255–285.
- Nakamura T. e M. Small., (2007). Tests of the random walk hypothesis for financial data. *Physica A*, 377, 599-615.
- Narayan, P. e Prasad, A., (2007). "Mean Reversion in Stock Prices: New Evidence from Panel Unit Root Tests for Seventeen European Countries." *Economics Bulletin*, 34, 1-6.
- Poterba, J.M. e Summers, L.H., (1988). Mean Reversion in stock prices: evidence and implications, *Journal for Financial Economics*, 25, 323-348.
- Richards, A., (1997). Winner–loser reversals in national stock market indices: can they be explained? *J. Financ.* 52, 2129–2144.
- Ryoo, H. J., e Smith, G., (2002). Korean stock prices under price limits: Variance ratio tests of random walks. *Applied Financial Economics*, 12(7), 475–484.
- Stoline, M. R., e Ury, H. K., (1979). Tables of the studentized maximum modulus distribution and an application to multiple comparisons among means. *Technometrics*, 21, 87–93.
- Stulz, R.M., (1999). Globalization, corporate finance, and the cost of capital. *Journal of Applied Corporate Finance* 12, 8-25.
- Tabak, B. J. The Random walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: The Brazilian stock market case. *Applied Financial Economics*, London, v.13, n.5, p. 369-378, 2003.
- Tabak, B. J. e Lima E. J. A., (2009). Market efficiency of Brazilian exchange rate: Evidence from variance ratio statistics and technical trading rules. *European Journal of Operational Research*, 194(3), 814-820.
- Torres, R., Bonomo M. e Fernandes, C. (2000). A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro, *Ensaio Econômico EPGE* 402.
- Urrutia, J. L. (1995). Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging markets. *Journal of Financial Research*, 18(3), 299–309.
- Wang, Y., Liansheng, W., Yunhong Y., (2009). Does the stock market affect firm investment in China? A price informativeness perspective. *Journal of Banking and Finance* 33, 53-62.

Whang, Y. J. e Kim, J., (2003). A multiple variance ratio test using subsampling. *Economics Letters* 79, 225–230.

Watson, P. K. (2009). The Efficiency of the Stock Market in the CARICOM sub-region: an Empirical Study. Working paper. Sir Arthur Lewis Institute for Social and Economics Studies.

Wright, J.H., (2000). Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 1–9.

## Apêndice

### Definição de uma sequência em diferenças de *martingale*

Primeiramente, deve-se compreender o conceito de um passeio aleatório:

**Definição:** Seja  $\{\mathbf{g}_i\}$  um vetor que segue um processo de ruído branco independente (*independent white noise process*). Logo, este processo é i.i.d. com média zero e matriz de variância finita. Um passeio aleatório,  $\{\mathbf{z}_i\}$ , é uma sequência de somas cumulativas, como adiante:

$$\mathbf{z}_1 = \mathbf{g}_1, \mathbf{z}_2 = \mathbf{g}_1 + \mathbf{g}_2, \dots, \mathbf{z}_i = \mathbf{g}_1 + \mathbf{g}_2 + \dots + \mathbf{g}_i, \dots$$

Fazendo um processo para trás, teremos que a primeira diferença de um passeio aleatório é segue um ruído branco independente (conforme dito no corpo do texto):

$$\mathbf{g}_1 = \mathbf{z}_1, \mathbf{g}_2 = \mathbf{z}_2 - \mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{g}_i = \mathbf{z}_i - \mathbf{z}_{i-1}, \dots$$

**Definição:** Seja  $x_i$  um elemento de  $\mathbf{z}_i$ . A sequência escalar  $\{x_i\}$  é denominada *martingale* com relação a  $\mathbf{z}_i$  se a seguinte condição é respeitada:

$$E(x_i | \mathbf{z}_{i-1}, \mathbf{z}_{i-2}, \dots, \mathbf{z}_1) = x_{i-1} \text{ para } i \geq 2.$$

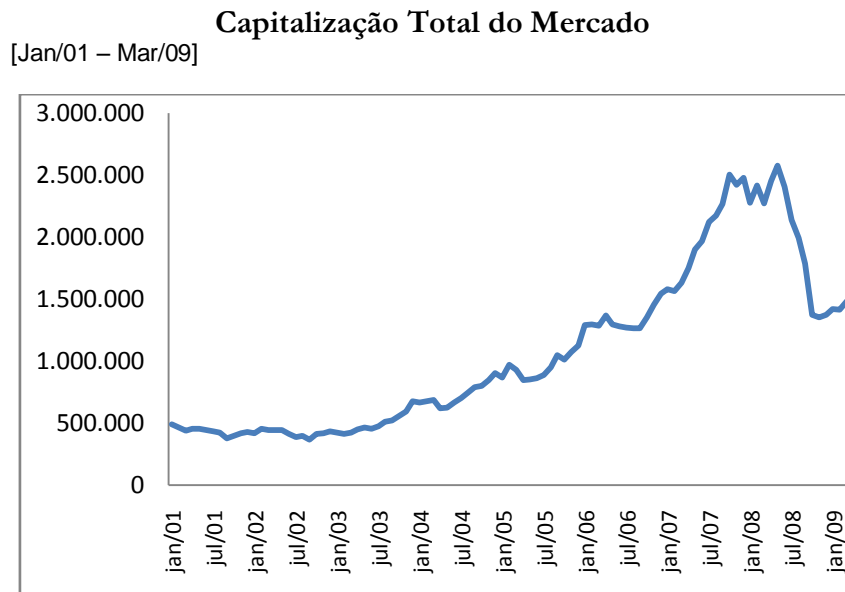
**Definição:** Um processo  $\{\mathbf{g}_i\}$  com  $E(\mathbf{g}_1) = 0$  é denominado uma sequência em diferenças de *martingale* (ou simplesmente diferença *martingale*) se a seguinte condição é respeitada:

$$E(\mathbf{g}_i | \mathbf{g}_{i-1}, \mathbf{g}_{i-2}, \dots, \mathbf{g}_1) = 0 \text{ para } i \geq 2.$$

O nome deriva do fato de que se criarmos uma sequência de somas acumuladas (como em  $\{\mathbf{z}_i\}$  acima) utilizando uma sequência em diferenças de *martingale*  $\{\mathbf{g}_i\}$ , o processo resultante ( $\{\mathbf{z}_i\}$ ) será *martingale*. Uma sequência em diferenças *martingale* não apresenta correlação serial (para prova, ver página 104 de Hayashi (2000)).

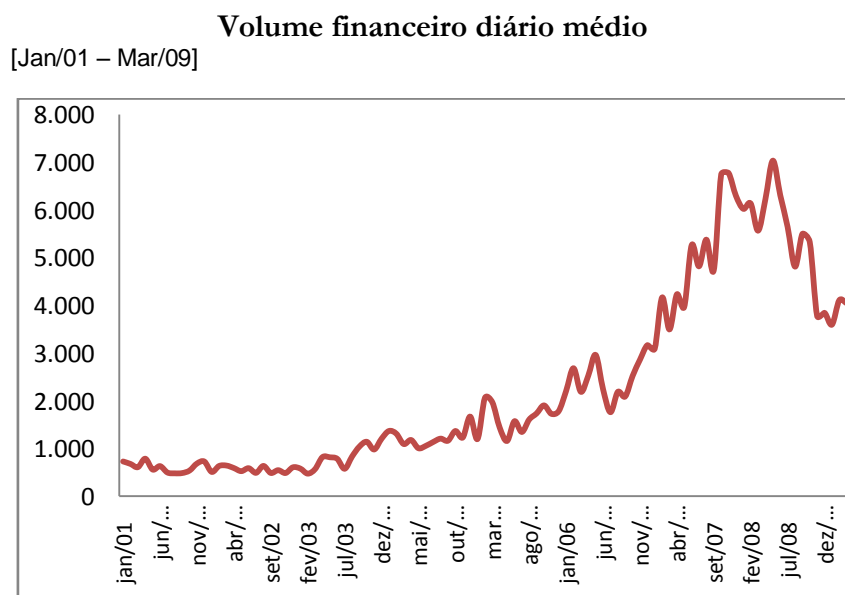
## GRÁFICOS

Gráfico 1



Fonte: CVM

Gráfico 2

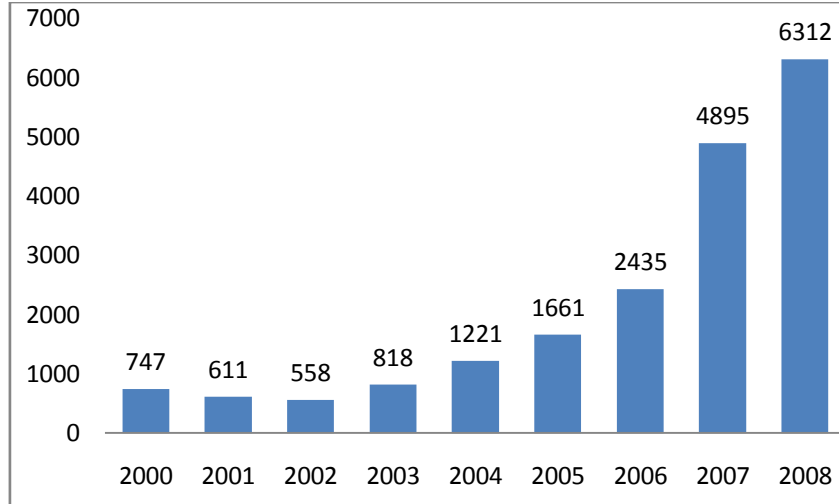


Fonte: Banco Central do Brasil; Elaboração própria.

**Gráfico 3**

**Número médio de Negócios Diários**

[2000 – Jun/08]

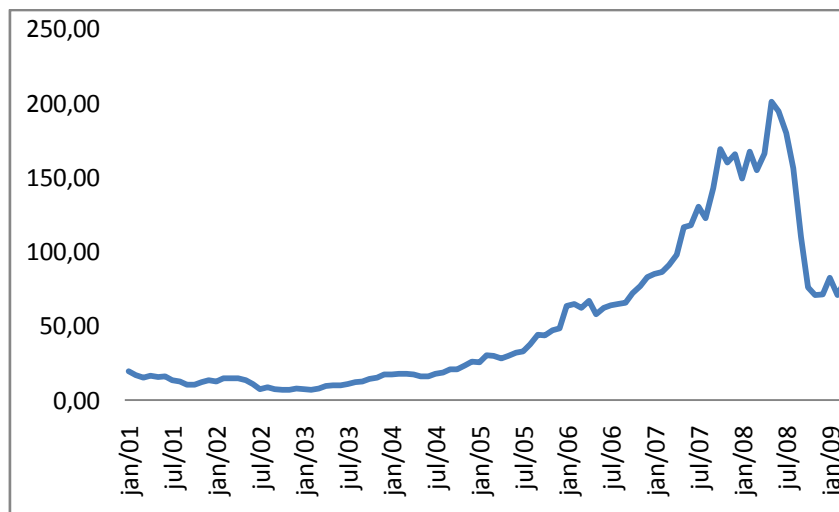


Fonte: CVM

**Gráfico 4**

**Valor da Carteira Dos Investimentos Estrangeiros (US\$ bilhões)**

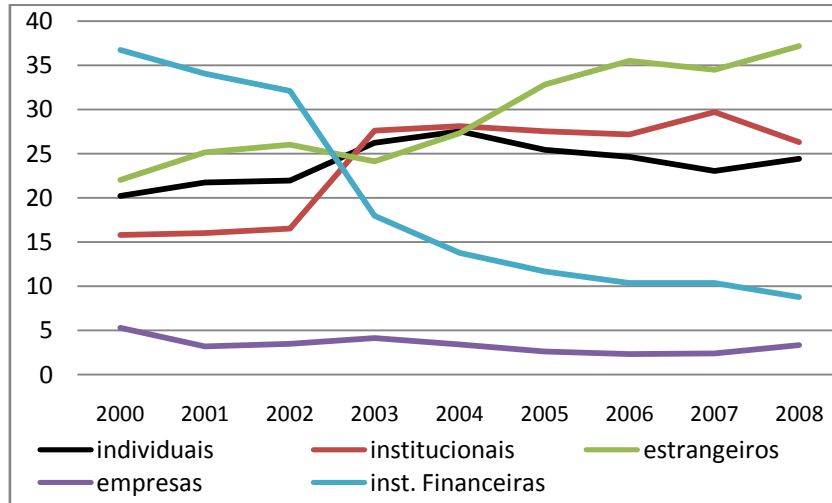
[Jan/01 – Mar/09]



Fonte: CVM

**Gráfico 5**  
**Participação dos Investidores no Volume Financeiro da Bovespa (%)**

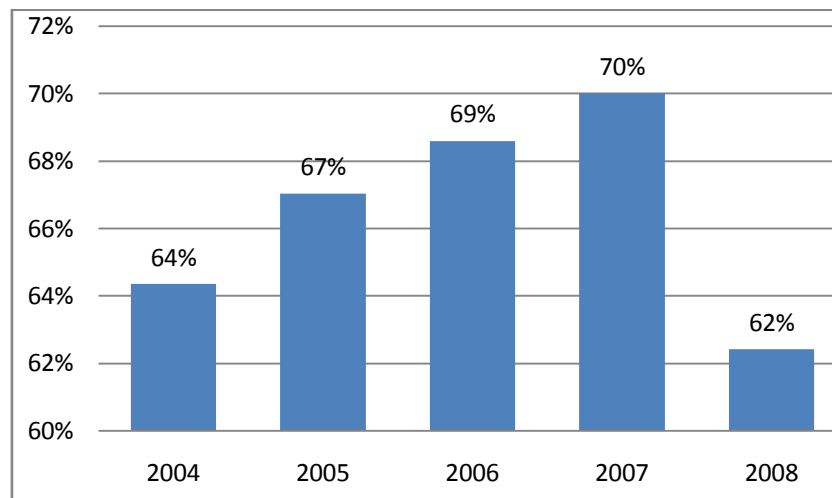
[2000 – 2008]



Fonte: CVM

**Gráfico 6**  
**Participação dos investidores estrangeiros em IPO's**

[2004 – 2008]



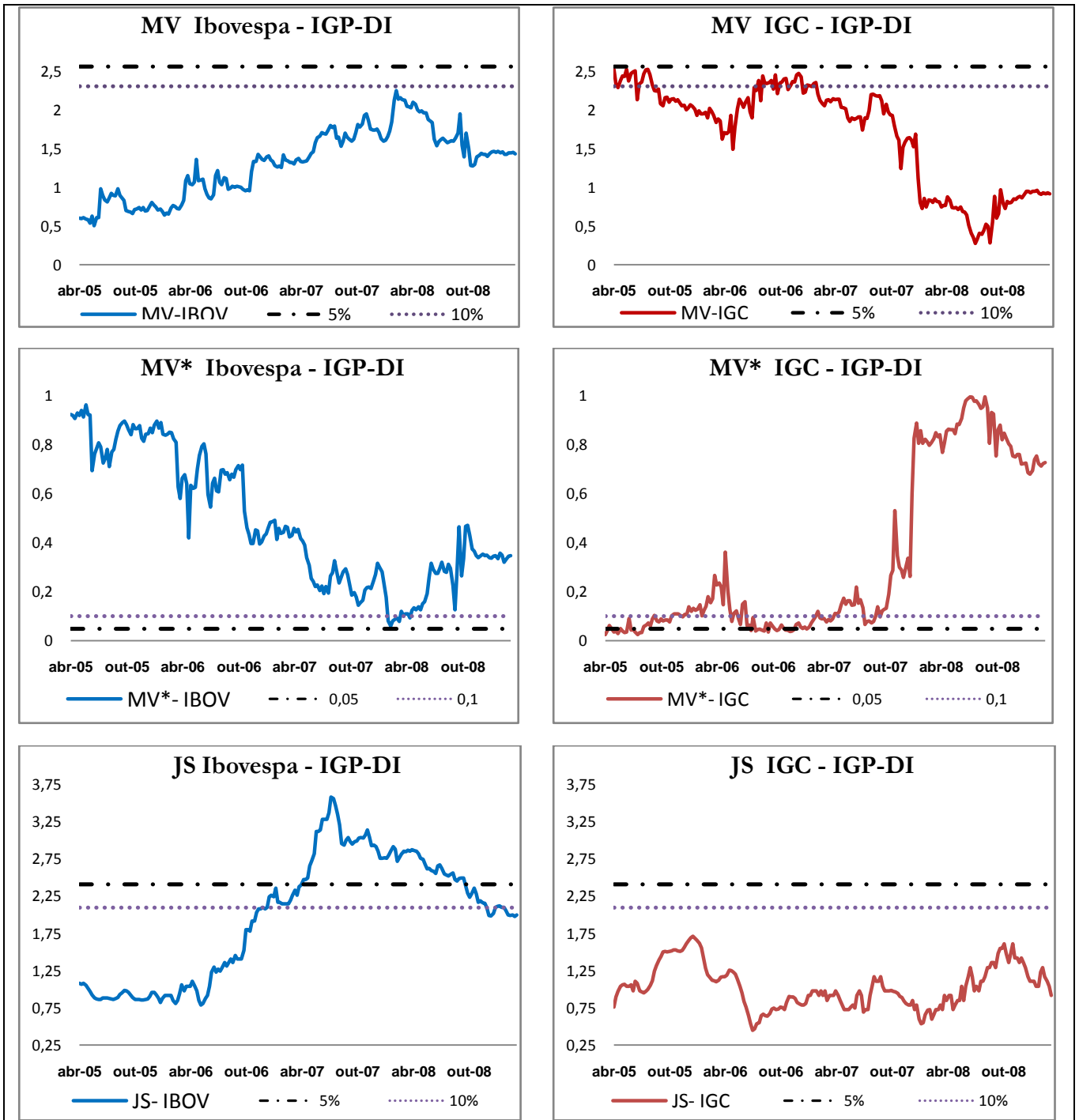
Fonte: CVM



FIGURAS

Figura 1

Testes Múltiplos de Razão de Variância para Dados Diários em Reais ajustados pelo IGP-DI.



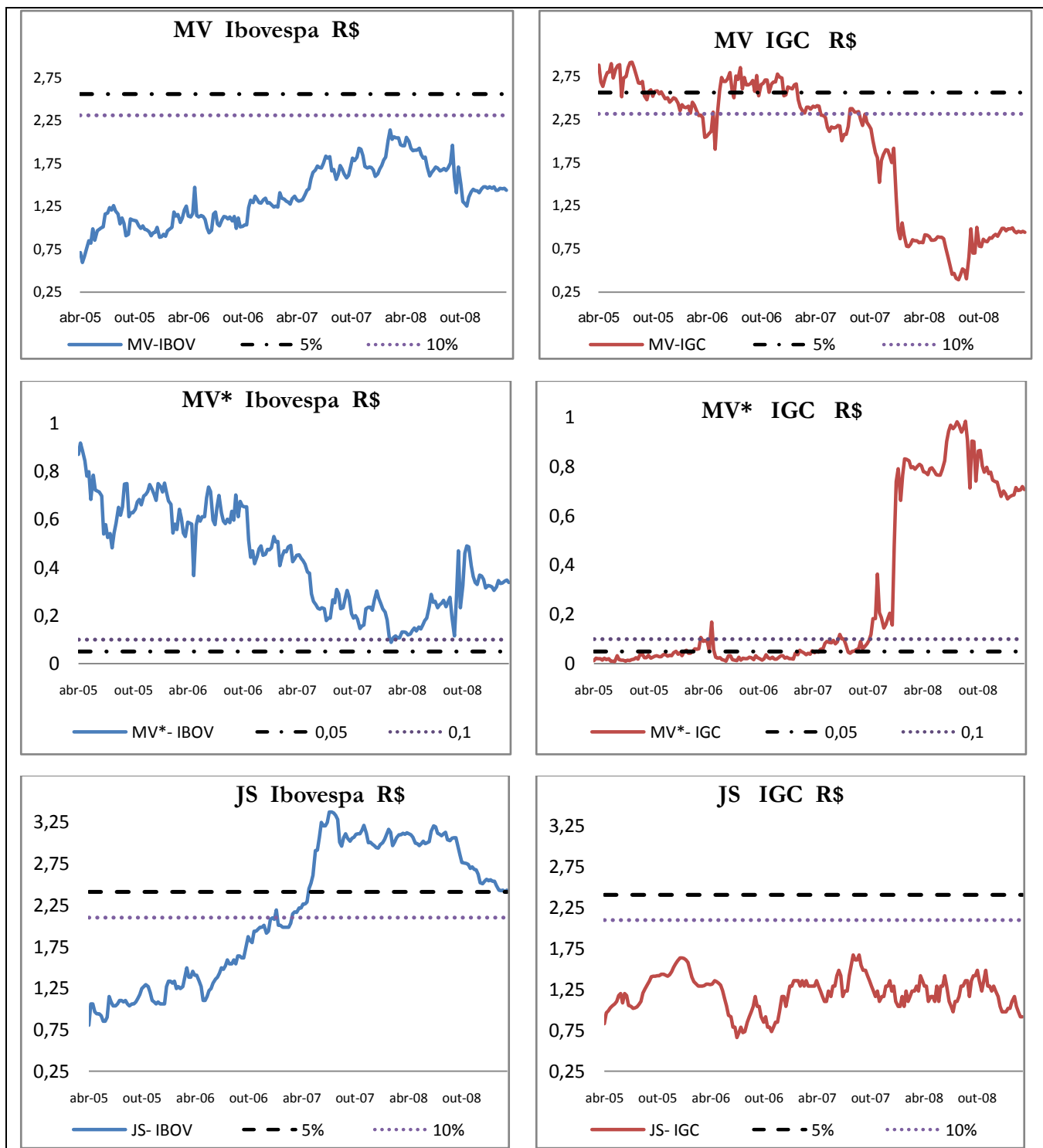
Nota:

1. Para os testes JS e MV, as linhas denominadas por 5% e 10% se referem aos valores críticos. Análise procede da forma usual, isto é, teste com valores acima destas linhas indicam rejeição da hipótese de retornos seguindo uma sequência martingale.

2. Para o teste MV\*, as linhas horizontais se referem aos níveis de significância. Os p-values abaixo destas linhas indicam rejeição da hipótese de martingale ao nível de significância especificado.

Figura 2

Testes Múltiplos de Razão de Variância para Dados Diários em Reais.



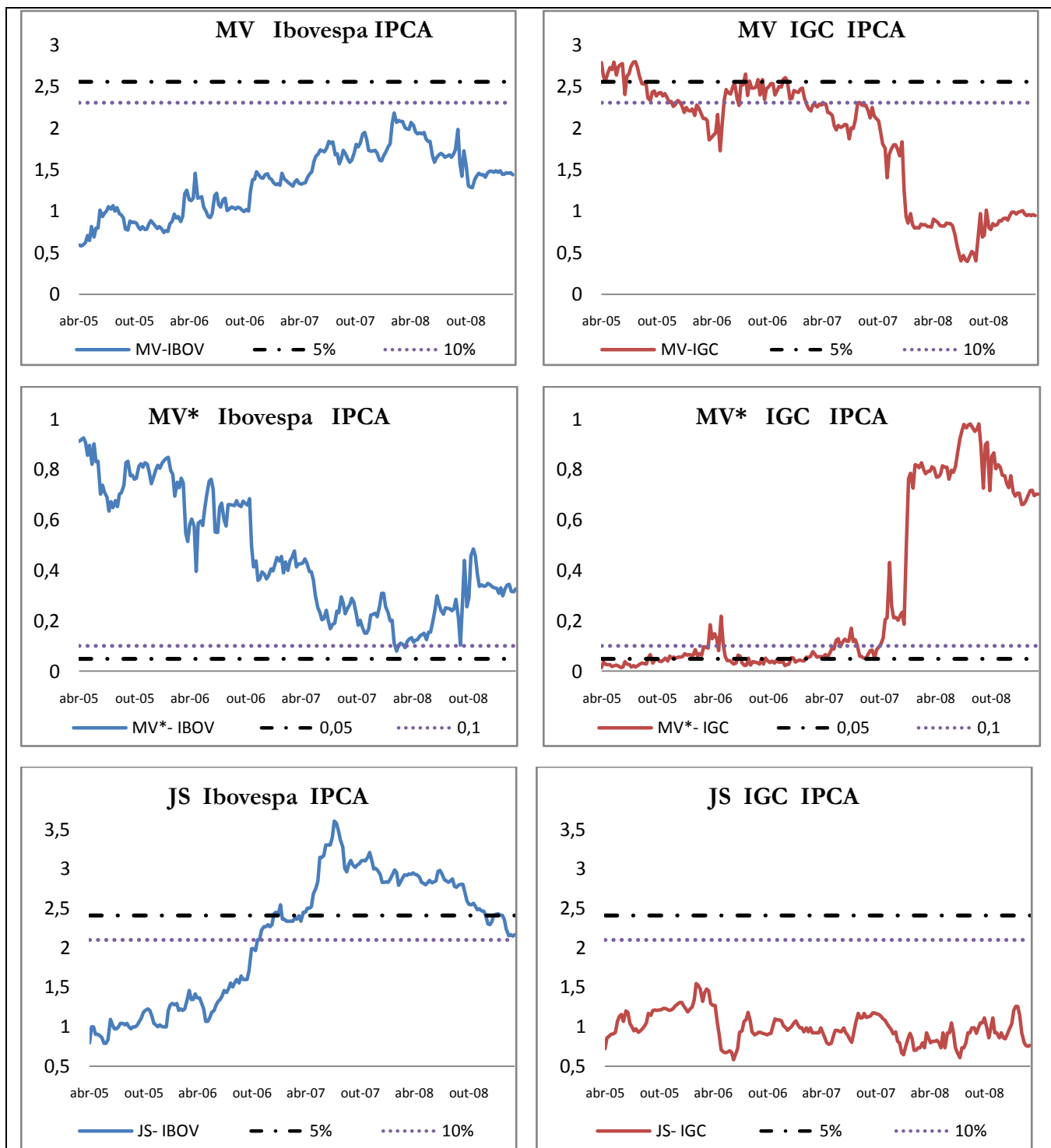
Nota:

1. Para os testes JS e MV, as linhas denominadas por 5% e 10% se referem aos valores críticos. Análise procede da forma usual, isto é, teste com valores acima destas linhas indicam rejeição da hipótese de retornos seguindo uma sequência martingale.

2. Para o teste MV\*, as linhas horizontais se referem aos níveis de significância. Os p-values abaixo destas linhas indicam rejeição da hipótese de martingale ao nível de significância especificado.

Figura 3

Testes Múltiplos de Razão de Variância para Dados Diários em Reais ajustados pelo IPCA.



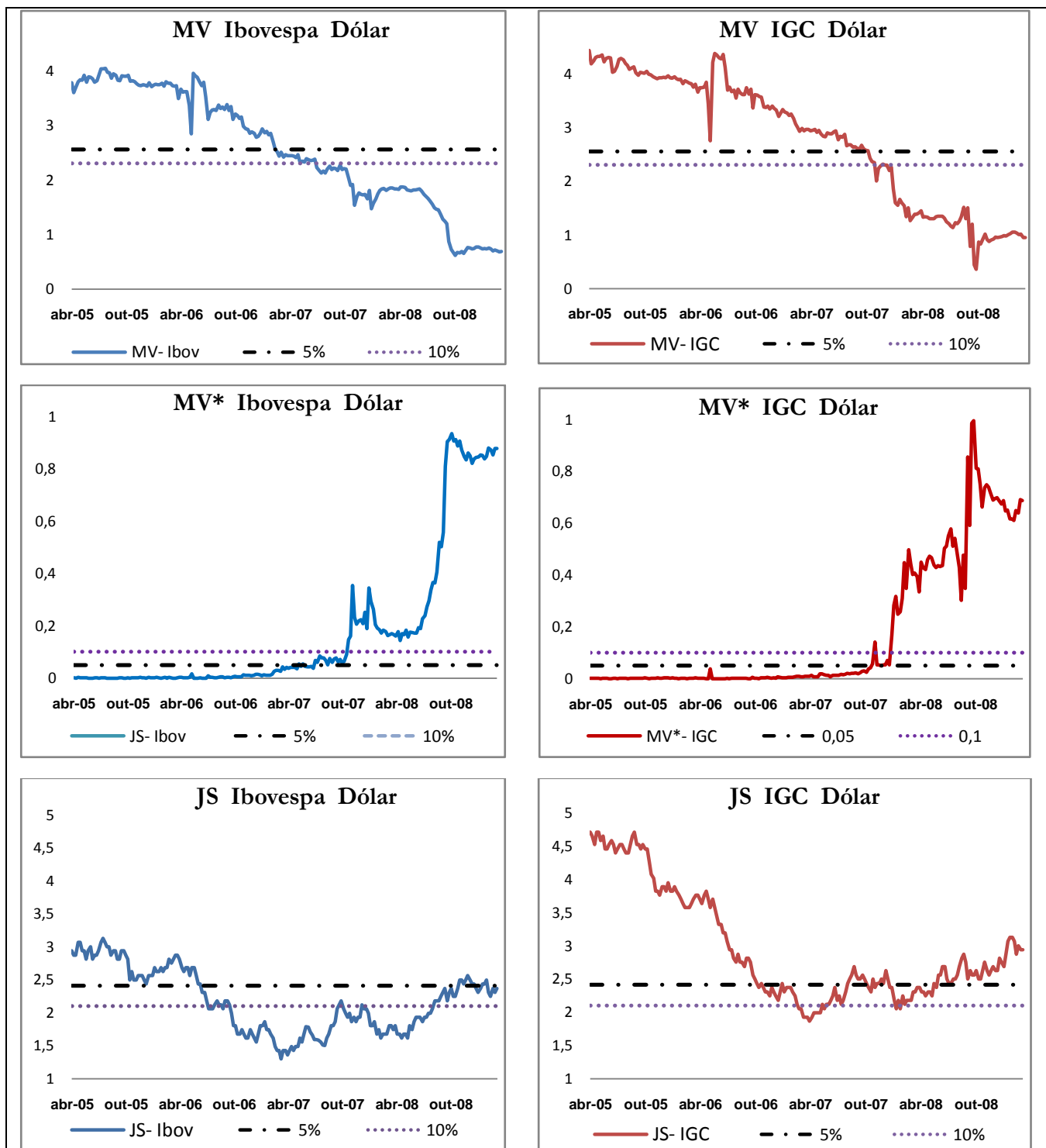
Nota:

1. Para os testes JS e MV, as linhas denominadas por 5% e 10% se referem aos valores críticos. Análise procede da forma usual, isto é, teste com valores acima destas linhas indicam rejeição da hipótese de retornos seguindo uma sequência martingale.

2. Para o teste MV\*, as linhas horizontais se referem aos níveis de significância. Os p-values abaixo destas linhas indicam rejeição da hipótese de martingale ao nível de significância especificado.

Figura 4

Testes Múltiplos de Razão de Variância para Dados Diários em Dólar.



Nota:

1. Para os testes JS e MV, as linhas denominadas por 5% e 10% se referem aos valores críticos. Análise procede da forma usual, isto é, teste com valores acima destas linhas indicam rejeição da hipótese de retornos seguindo uma sequência martingale.

2. Para o teste MV\*, as linhas horizontais se referem aos níveis de significância. Os p-values abaixo destas linhas indicam rejeição da hipótese de martingale ao nível de significância especificado.