

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE  
E CIÊNCIA DA INFORMAÇÃO E DOCUMENTAÇÃO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

REGIS AUGUSTO ELY

**EFICIÊNCIA NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO:**  
EVIDÊNCIAS DE UM TESTE AUTOMÁTICO DE RAZÃO DE VARIÂNCIA

BRASÍLIA

2010

REGIS AUGUSTO ELY

**EFICIÊNCIA NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO:  
EVIDÊNCIAS DE UM TESTE AUTOMÁTICO DE RAZÃO DE VARIÂNCIA**

Dissertação submetida ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade de Brasília como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. José Guilherme de Lara Resende

BRASÍLIA

2010

REGIS AUGUSTO ELY

**EFICIÊNCIA NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO:  
EVIDÊNCIAS DE UM TESTE AUTOMÁTICO DE RAZÃO DE VARIÂNCIA**

Dissertação submetida ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade de Brasília como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Economia.

Aprovado pela Banca Examinadora em 23 de março de 2010.

**BANCA EXAMINADORA:**

---

Prof. José Guilherme de Lara Resende - UnB

Orientador

---

Prof. Daniel Oliveira Cajueiro - UnB

---

Prof. Benjamin Miranda Tabak - UCB

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a orientação de José Guilherme de Lara Resende, cujas sugestões e revisões foram imprescindíveis para a elaboração desta dissertação. Agradeço também a Benjamin Miranda Tabak e Daniel Oliveira Cajueiro, por apresentarem muitas sugestões na apresentação do projeto de dissertação que acabaram sendo incorporadas ao trabalho final.

## RESUMO

Esta dissertação testa a hipótese de passeio aleatório para um conjunto de dados diários e mensais do IBOVESPA e de carteiras agregadas por tamanho e setor. Os dados do IBOVESPA são do período de 1986 a 2008, enquanto as carteiras foram construídas com dados de 1999 a 2008. Um teste automático de razão de variância foi conduzido de modo a gerar os valores ótimos para o horizonte de investimento  $q$ . Para melhorar a performance do teste para amostras finitas e retornos com heteroscedasticidade condicional foi aplicado o método de reamostragem *wild bootstrap*, derivando a distribuição empírica do teste. Rejeitamos a hipótese de passeio aleatório para os retornos diários do IBOVESPA apenas no caso em que o período de 1986 a 1994 foi incluído, sendo que para os retornos mensais não podemos rejeitá-la qualquer que seja o período considerado. As firmas de menor capitalização apresentaram maiores evidências de previsibilidade do que as de maior capitalização, principalmente para retornos mensais. Entre cinco setores distintos, apenas o industrial rejeitou a hipótese de passeio aleatório para ambos os retornos diários e mensais.

**Palavras-Chave:** Eficiência. Passeio Aleatório. Previsibilidade. Razão de Variância Automática. Wild Bootstrap.

## ABSTRACT

The random walk hypothesis was tested for a set of daily and monthly data from IBOVESPA and portfolios ranked by size and sectors. The IBOVESPA data used is from 1986 to 2008, while the portfolios were constructed with data from 1999 to 2008. An automatic variance ratio test was conducted in order to generate optimal values for the holding period  $q$ . To improve the small sample performance with returns that are conditional heteroskedastic, we used wild bootstrap and we derived the empirical distribution of the test. The random walk hypothesis was rejected for IBOVESPA daily returns only if the period from 1986 to 1994 is included, while with the monthly returns we cannot reject the hypothesis. Small size firms proved to be more predictable than large ones, especially for monthly returns. Between the five sectors analyzed, only the industrial sector rejected the random walk hypothesis for both daily and monthly returns.

**Keywords:** Efficiency. Random Walk. Predictability. Automatic Variance Ratio. Wild Bootstrap.

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b>	<b>7</b>
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA</b>	<b>10</b>
2.1 EFICIÊNCIA DE MERCADOS	10
2.1.1 Hipótese de mercados eficientes	10
2.1.2 Testes da hipótese de mercados eficientes	11
2.1.3 Hipótese de passeio aleatório	13
2.1.4 Testes da hipótese de passeio aleatório	14
2.1.5 Resultados empíricos	16
2.2 TESTES ESTATÍSTICOS	19
2.2.1 Razão de variância para erros homoscedásticos	20
2.2.2 Razão de variância para erros heteroscedásticos	21
2.2.3 Testes múltiplos de razão de variância	24
2.2.4 Métodos de reamostragem	25
2.2.5 Propriedades desejáveis dos testes	26
<b>3 METODOLOGIA</b>	<b>28</b>
3.1 DADOS	29
<b>4 RESULTADOS</b>	<b>32</b>
<b>5 CONCLUSÃO</b>	<b>36</b>
<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>38</b>
<b>APÊNDICE – Composição das carteiras construídas</b>	<b>47</b>
<b>ANEXO – Gráficos do IBOVESPA e das carteiras construídas</b>	<b>49</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A hipótese de passeio aleatório fornece um meio de testar a previsibilidade dos retornos das ações e a eficiência na forma fraca dos mercados acionários. Um mercado eficiente é aquele em que o sistema de preços reflete todo o conjunto de informação disponível aos agentes. Se o conjunto de informação for apenas os preços passados, essa definição implicará a forma fraca de eficiência.

Em um passeio aleatório, não há possibilidade de previsão baseando-se nos valores passados da série temporal. No caso de um ativo, o preço atual será a melhor previsão do preço futuro. Logo, segundo a hipótese de passeio aleatório, as técnicas de análise gráfica (uso de padrões geométricos nos gráficos de preços e volume) e os modelos de previsão univariados não seriam capazes de inferir o comportamento futuro dos preços.

Muitos autores se dedicaram a testar empiricamente essa hipótese nos mercados acionários, elaborando diversas metodologias de teste. Lo e Mackinlay (1988) e Cochrane (1988) propuseram um teste capaz de distinguir diversas formas de passeio aleatório, explorando o fato de que a variância dos erros de um passeio aleatório deve ser uma função linear do intervalo de tempo. Esse tipo de teste, conhecido como teste de razão de variância (RV), tem sido utilizado sistematicamente na literatura empírica de finanças.

Vários refinamentos foram propostos a fim de aumentar a robustez do teste RV com relação a processos heteroscedásticos, além de diminuir as distorções no tamanho e melhorar sua potência. Testes que consideram a distribuição conjunta das estatísticas RV foram propostos para resolver o problema de super dimensionamento no tamanho, resultante do uso do mesmo conjunto de dados para várias inferências (RICHARDSON e SMITH, 1991; CHOW e DENNING, 1993; CECCHETTI e LAM, 1994; CHEN e DEO, 2006). O uso de distribuições assintóticas para conduzir inferências pode gerar distorções no tamanho e no poder do teste RV. Para contornar este problema, alguns autores exploraram testes não-paramétricos baseados em *ranks* e sinais cujas distribuições são exatas (CAMPBELL e DUFOUR, 1997; WRIGHT, 2000; LUGER, 2003; KIM e SHAMSUDDIN, 2008), bem como métodos de reamostragem para derivar as distribuições empíricas das estatísticas RV (KIM *et al.*, 1991; PAN *et al.*, 1997; MALLIAROPULOS e PRIESTLEY, 1999; WHANG e KIM, 2003; KIM, 2006).



A escolha dos horizontes de investimento é o único parâmetro a ser determinado no teste RV. Normalmente são escolhidos valores arbitrários, limitados pelo tamanho da amostra, entretanto, o resultado do teste é sensível à escolha destes parâmetros. Choi (1999) desenvolveu um teste de razão de variância automático em que o valor de agregação (horizonte de investimento) é escolhido por meio da regra ótima proposta por Andrews (1991). Recentemente, Kim (2009) analisou as propriedades de amostras finitas do teste de Choi (1999) para retornos com heteroscedasticidade condicional e propôs a aplicação do método de reamostragem *wild bootstrap* para melhorar a sua performance. O teste de Kim (2009) não apresentou distorções no tamanho e teve poder relativamente maior que outros testes utilizados.

Com relação às evidências sobre a hipótese de passeio aleatório nos mercados acionários internacionais, pode-se observar um pequeno componente de previsão nos retornos a longo prazo, de cinco anos ou mais, associados aos ciclos econômicos. Os retornos diários, semanais e mensais são praticamente imprevisíveis. As evidências de previsibilidade não são suficientes para rejeitar a hipótese de passeio aleatório, principalmente nos mercados de países desenvolvidos. (COCHRANE, 1999).

Os estudos de eficiência dos mercados de capitais nos países emergentes têm relevância crescente na literatura empírica de finanças. A importância destes estudos reside no fato de que estes os mercados tendem a apresentar maiores níveis de ineficiência, criando possibilidades de ganhos de arbitragem. Entre os trabalhos recentes que utilizaram testes de razão de variância nos mercados emergentes, Hoque *et al.* (2007) e Kim e Shamsuddin (2008) estudaram os mercados asiáticos; Smith e Ryoo (2003) os mercados do leste europeu; Al-Khazali *et al.* (2007) e Lagoarde-Segot e Lucey (2008) os mercados africanos; Chaudhuri e Wu (2003) e Chang *et al.* (2004) os mercados da América Latina.

Os resultados de estudos que testaram a hipótese de passeio aleatório nos mercados do Brasil e da América Latina são ambíguos, em parte pelos diferentes métodos utilizados, mas também devido a diferentes escolhas de períodos amostrais e frequências dos dados. Urrutia (1995), utilizando o teste RV, rejeitou a hipótese para os mercados da América Latina, incluindo o Brasil, enquanto Karemera *et al.* (1999), aplicando o teste múltiplo de Chow e Denning (1993), aceitaram a hipótese para o mercado brasileiro. Grieb e Reyes (1999) também encontraram evidências a favor da hipótese de passeio aleatório para o mercado brasileiro, utilizando dados de 1988 a 1995. Torres *et al.* (2002) utilizaram o teste de razão de variância e rejeitaram o modelo

de passeio aleatório para o mercado acionário brasileiro no período de 1986 a 1998, apesar de estas evidências serem mais fracas em períodos mais recentes, especialmente pós-1994. Chang *et al.* (2004) rejeitaram a hipótese para os mercados do Brasil, Argentina, Chile e México, utilizando o teste proposto por Cecchetti e Lam no período de 1991 a 2004.

O objetivo da dissertação é realizar o teste automático de razão de variância no mercado acionário brasileiro. Para isso, foi utilizado o teste de Choi (1999) a fim de determinar automaticamente os horizontes de investimento. Para melhorar a performance, foi utilizado o procedimento de *wild bootstrap*, conforme Kim (2009). Com dados mais recentes, nas frequências diária e mensal, os resultados obtidos foram comparados com os trabalhos de Karemera *et al.* (1999), Torres *et al.* (2002), Chang *et al.* (2004), entre outros. Para o IBOVESPA, os dados abrangeram o período de 1986 a 2008, sendo divididos em dois sub-períodos, de 1986 a 1994 e de 1994 a 2008. A hipótese de passeio aleatório foi rejeitada para os retornos diários do IBOVESPA apenas se o período de 1986 a 1994 for incluído, sendo que para os retornos mensais não rejeitamos a hipótese. Foram construídas carteiras separadas por liquidez e por setores da economia, com dados de 1999 a 2008. As firmas de menor capitalização apresentaram maiores evidências de previsibilidade do que as de maior capitalização, principalmente para retornos mensais. Entre cinco setores distintos, apenas o industrial rejeitou a hipótese de passeio aleatório para ambos os retornos diários e mensais. Todos os dados foram deflacionados pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna), da Fundação Getúlio Vargas, indicador comumente utilizado para o mercado financeiro.

## **2 REVISÃO DE LITERATURA**

Na primeira parte desta revisão abordaremos os temas relativos à hipótese de mercados eficientes e à hipótese de passeio aleatório, com foco na aplicação empírica desses conceitos. A segunda parte centrará no desenvolvimento teórico de testes estatísticos para os conceitos desenvolvidos na primeira parte, mais precisamente, os testes de razão de variância.

### **2.1 EFICIÊNCIA DE MERCADOS**

A literatura sobre a eficiência dos mercados engloba tanto a hipótese de mercados eficientes quanto a hipótese de passeio aleatório, incluindo os diversos testes propostos para ambas. Para facilitar a exposição da literatura nessa área, essa parte será dividida em cinco seções. A primeira irá expor as definições de mercados eficientes e as diversas formas de eficiência. A segunda abordará as dificuldades que emergem quando se realizam testes empíricos de eficiência de mercados de capitais. A terceira irá mostrar a dinâmica de um passeio aleatório, bem como definir a hipótese de passeio aleatório. A quarta irá resumir os testes propostos para identificar um passeio aleatório. Por fim, a última seção fará um resumo dos resultados empíricos sobre eficiência para os diversos mercados internacionais.

#### **2.1.1 Hipótese de mercados eficientes**

A hipótese de mercados eficientes tem sua origem nos trabalhos de Samuelson (1965) e Fama (1963; 1965a; 1965b; 1970). Samuelson mostrou que em um mercado com eficiência informacional, as mudanças de preços não podem ser previstas, pois os preços já incorporam antecipadamente toda a informação e todas as expectativas dos participantes do mercado. Seu interesse pela mecânica e comportamento dos preços levou a diversas agendas de pesquisa que incluíram soluções para a alocação dinâmica

de ativos e políticas ótimas de investimento, culminando no modelo de precificação de opções de Black e Scholes (1973) e Merton (1973). Fama se concentrou em medir as propriedades estatísticas dos preços das ações, focando o debate entre a análise técnica e a fundamentalista, que utilizam, respectivamente, os preços passados e os fundamentos das empresas para prever preços e precificar ações. Fama foi o primeiro a usar o termo “mercados eficientes” (FAMA, 1965b), mercados nos quais os preços refletem totalmente a informação disponível, e a estruturar os vários conjuntos de informação disponíveis para os participantes do mercado, viabilizando o teste da hipótese de mercados eficientes.

Em uma definição mais recente de mercados eficientes, Malkiel (1992), *apud* Campbell *et al.* (1997), nos diz que um mercado de capitais é considerado eficiente se reflete completa e corretamente todas as informações relevantes na determinação dos preços das ações. Um mercado é eficiente em relação a um determinado conjunto de informação se os preços dos ativos permanecerem inalterados quando esse conjunto de informação for revelado a todos os participantes do mercado. Assim, é impossível auferir ganhos transacionando com base nesse conjunto de informação.

Tendo em vista essa última definição, como forma de testar se um mercado é eficiente, podemos verificar se é possível auferir ganhos transacionando com base em um conjunto de informação específico. Roberts (1967), *apud* Campbell *et al.* (1997), distingue várias formas de eficiência com base nos conjuntos de informação. A forma fraca de eficiência tem como base um conjunto de informação que inclui somente o histórico de preços ou retornos das ações. A forma semi-forte de eficiência leva em conta um conjunto de informação que inclui apenas o conhecimento público obtido por todos os participantes do mercado. A forma forte de eficiência inclui toda a informação obtida por qualquer participante do mercado.

### **2.1.2 Testes da hipótese de mercados eficientes**

Várias dificuldades emergem quando se realizam testes empíricos sobre a eficiência de mercados de capitais. Primeiramente, qualquer teste de eficiência deve assumir um modelo de equilíbrio que defina o padrão de retornos dos ativos analisados. Nesse caso, se a eficiência é rejeitada, isso pode significar ou que o mercado é

ineficiente ou que o modelo de equilíbrio assumido é inapropriado. Em segundo lugar, um mercado somente será eficiente se não existirem custos de se obter toda a informação disponível. Como esses custos existem, é natural que haja um ganho financeiro ao fazê-lo. Entretanto, se essa informação já estiver refletida nos preços, como é o caso de um mercado eficiente, esse ganho financeiro não existirá. Logo, como argumentado por Grossman e Stiglitz (1980), retornos anormais existem se há custos de obter e processar a informação. Assim, uma versão mais realista da hipótese de eficiência é a de que os preços refletem a informação até o ponto onde os benefícios marginais de agir com base nessa informação não excedem os custos marginais de coletá-las (JENSEN, 1978). Essas dificuldades sugerem, conforme Campbell *et al.* (1997), que o nível de eficiência de um mercado em relação a outro seria uma medida mais útil para a ciência econômica do que o fato de um mercado ser ou não eficiente.

Devido à dificuldade de conduzir testes de eficiência com base em um conjunto de informação que englobe todas as informações disponíveis para os diversos participantes do mercado, a literatura nessa área tem focado testes da forma fraca de eficiência, onde o conjunto de informação é apenas o histórico de preços ou retornos dos ativos transacionados. Mesmo com essa restrição, a possibilidade de previsão dos preços de ativos com base em preços passados ainda é um assunto controverso na literatura econômica.

Como dito anteriormente, a realização desses tipos de testes exige a especificação de um modelo de equilíbrio que defina o padrão de retornos dos ativos. Assim, o teste de eficiência é um teste conjunto: testa-se ao mesmo tempo se o mercado é eficiente e se o modelo escolhido condiz com os retornos observados. Assumindo que o retorno esperado do ativo é constante no tempo, a forma fraca de eficiência implicará um passeio aleatório para o preço do ativo. No caso de retornos esperados variantes no tempo, os principais modelos utilizados derivam de Leroy (1973) e Lucas (1978). Neste caso, a hipótese de passeio aleatório pode ser rejeitada sem isto implicar ineficiência na forma fraca do mercado. Porém, o fato de o consumo e de a aversão ao risco não variarem muito diariamente é uma justificativa para aproximar os preços dos ativos por meio do modelo de passeio aleatório (ver Cochrane, 2001, p. 31).

### 2.1.3 Hipótese de passeio aleatório

A hipótese de passeio aleatório é a precursora da hipótese de mercados eficientes, aparecendo primeiramente na teoria econômica com os trabalhos de Cowles (1933), Working (1934) e Kendall (1953). A equação que define a dinâmica de um passeio aleatório é:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

onde  $\{P_t\}$  é um processo estocástico que define o preço do ativo,  $\mu$  é uma constante que determina a tendência do processo, e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro estocástico, que satisfaz:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad (1.1)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = 0 \text{ para todo } t \neq \tau. \quad (1.2)$$

A hipótese mais comum para a distribuição dos erros do modelo de passeio aleatório é a de normalidade. Porém, nesse caso, podemos obter preços negativos, o que não é possível. Para contornar esse problema, utiliza-se o modelo lognormal, expresso pela equação:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ onde } p_t = \ln P_t \text{ e } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2). \quad (2)$$

Nesse caso, os retornos continuamente compostos do ativo,  $\{r_t\}$ , terão a seguinte dinâmica:

$$r_t = p_t - p_{t-1} = \mu + \varepsilon_t. \quad (2.1)$$

Os diferentes modelos de passeio aleatório são classificados de acordo com as hipóteses assumidas para o comportamento estocástico dos erros, e conseqüentemente, conforme equação (2.1), dos retornos do ativo.

Se considerarmos que  $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ , então (2) caracterizará um modelo de passeio aleatório com erros independentes e identicamente distribuídos, que se denomina *random walk 1*, ou RW1. Relaxando a hipótese de erros identicamente distribuídos, temos um modelo mais fraco de passeio aleatório, ao qual chamamos de *random walk 2*, ou RW2. Considerando apenas que os erros não são correlacionados, de modo que  $Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = 0$ , para todo  $k \neq 0$ , teremos a versão mais fraca de passeio aleatório, denominada *random walk 3*, ou RW3. Por fim, temos um processo martingale, onde  $E[r_{t+k} | r_t] = \mu$ , para todo  $k \neq 0$ , tendo uma hipótese mais fraca do que os modelos RW1 e RW2, e mais forte do que o modelo RW3.

Devido a mudanças ao longo do tempo na economia, nas instituições e no ambiente regulatório em que os preços das ações são determinados, a hipótese de que os erros de um ativo são identicamente distribuídos durante um longo período de tempo não é plausível, de modo que o modelo RW1 não seria o mais apropriado para determinar o comportamento dos preços em horizontes longos de tempo. Relaxando essa hipótese e considerando o modelo RW2, temos uma hipótese de passeio aleatório mais adequada para o comportamento dos preços de ativos. Entretanto, a versão mais frequentemente testada de passeio aleatório é a RW3, que relaxa a hipótese de independência e considera erros não correlacionados ao longo do tempo.

Se o índice de uma carteira representativa do mercado seguir um modelo de passeio aleatório, então não há possibilidade de previsão de retornos futuros baseada apenas nos retornos passados dos ativos. Nesse caso, não se pode rejeitar a hipótese de que o mercado seja eficiente na forma fraca. Entretanto, um dos problemas para se testar a hipótese de eficiência do mercado pela hipótese de passeio aleatório é que se esta for rejeitada, não é possível afirmar que o mercado seja ineficiente, pois podemos apenas estar rejeitando a utilização do modelo específico de passeio aleatório utilizado.

#### **2.1.4 Testes da hipótese de passeio aleatório**

Os primeiros testes estatísticos para determinar se um processo estocástico é um passeio aleatório focaram o tipo RW1, onde os erros são independentes e identicamente distribuídos. Cowles e Jones (1937) construíram um teste baseado na comparação da frequência com que sequências e reversões apareciam nos retornos das ações. Mood (1940) desenvolveu um teste de *runs*, baseado no número de sequências de retornos consecutivos positivos ou negativos. Esse tipo de teste foi generalizado para processos com erros dependentes (ALDOUS, 1989; ALDOUS; DIACONIS, 1986; DIACONIS, 1988). Outro teste para a hipótese RW1, baseado nas autocorrelações dos processos, é a estatística Q de Box e Pierce (1970).

Para o modelo RW2, Alexander (1961) propôs um filtro em que um ativo seria comprado quando seu preço subisse  $x\%$ , e vendido quando caísse  $x\%$ . Assim, o retorno total de sua estratégia seria uma medida de previsibilidade dos retornos dos ativos. Fama (1965a) e Fama e Blume (1966) apresentaram uma análise mais detalhada sobre

filtros. Outros métodos utilizados para medir a previsibilidade de retornos são as técnicas de análise gráfica, com o uso de padrões geométricos nos gráficos de preço e volume das ações para prever preços futuros.

Shiller e Perron (1985), Summers (1986), Poterba e Summers (1988) e Fama e French (1988) utilizaram modelos estacionários de reversão à média para verificar a existência de componentes transitórios nos preços das ações e testar a hipótese de eficiência do mercado na forma fraca através do modelo RW3.

Lo e Mackinlay (1988) e Cochrane (1988) exploraram o fato de que a variância dos erros de um passeio aleatório é uma função linear do intervalo de tempo, possibilitando o teste de diversas hipóteses de passeio aleatório, inclusive a RW3. Lo e Mackinlay construíram um teste de razão de variância para a hipótese de passeio aleatório, aplicando-o a índices de retornos semanais das ações americanas de 1962 a 1985. Cochrane utilizou a razão de variância como medida de persistência das flutuações no Produto Nacional Bruto americano, de 1869 a 1986. Antes destes trabalhos, Campbell e Mankiw (1987), Fama e French (1988) e French e Roll (1986) já haviam utilizado razões de variância em diversos contextos, porém foram Lo e Mackinlay quem formalizaram a teoria amostral para as estatísticas dos testes.

O teste de razão de variância (RV) proposto por Lo e Mackinlay gera uma estatística para cada intervalo de observação escolhido, sendo um teste de hipótese individual. O fato de a estatística RV ser utilizada para inferir a autocorrelação dos retornos para diversos horizontes de tempo leva a um super dimensionamento do tamanho do teste, conforme ressaltado por Chow e Denning (1993). Para contornar esse problema, testes que consideram a distribuição conjunta das estatísticas RV foram propostos (RICHARDSON e SMITH, 1991; CHOW e DENNING, 1993; CECCHETTI e LAM, 1994; CHEN e DEO, 2006).

A utilização de dados de retornos sobrepostos no cálculo das razões de variância dificulta a análise da distribuição exata da estatística VR. Por isso, faz-se uso de distribuições assintóticas para conduzir inferências, o que pode gerar distorções no tamanho e no poder do teste quando a amostra não é grande o suficiente. Testes não-paramétricos baseados em *ranks* e sinais cujas distribuições são exatas foram utilizados para contornar esse problema (CAMPBELL e DUFOUR, 1997; WRIGTH, 2000; LUGER, 2003; KIM e SHAMSUDDIN, 2008), bem como métodos de reamostragem para derivar as distribuições empíricas das estatísticas VR (KIM *et al.*, 1991; PAN *et*



*al.*, 1997; MALLIAROPULOS e PRIESTLEY, 1999; WHANG e KIM, 2003; KIM, 2006).

Outro refinamento do teste de razão de variância foi a determinação automática dos horizontes de investimento, inicialmente proposto por Choi (1999), utilizando a regra ótima de estimação da densidade espectral na frequência zero desenvolvida por Andrews (1991). Kim (2009) analisou a performance desse teste e propôs a utilização do método de *wild bootstrap* para melhorá-la em amostras pequenas. O teste proposto por Kim não apresentou distorções no tamanho e a potência foi substancialmente maior do que outros testes, tais como os de Chen e Deo (2006) e de Chow e Denning (1993). A importância deste teste reside no fato de não serem necessárias escolhas arbitrárias dos horizontes de investimento, o que pode levar a resultados contraditórios dependendo dos valores escolhidos.

### **2.1.5 Resultados empíricos**

Muitas metodologias foram utilizadas para testar a hipótese de passeio aleatório na década de 60. Cootner (1962; 1964), Fama (1963; 1965a), Fama e Blume (1966) e Osborne (1959) indicaram suporte à hipótese para os papéis do mercado acionário americano. Testes univariados mais potentes foram desenvolvidos posteriormente, apontando no sentido da rejeição da hipótese (LO; MACKINLAY, 1988; CONRAD; KAUL, 1988; FAMA; FRENCH, 1988). As evidências encontradas eram de persistência nos retornos de curto prazo, pois estes apresentavam autocorrelação positiva, e regressão à média para retornos de longo prazo, que apresentavam autocorrelações negativas.

Lo e Mackinlay (1988) rejeitaram a hipótese de passeio aleatório para índices semanais de retornos das ações americanas no período de 1962 a 1985. Os autores concluíram que as variâncias cresciam mais rápido do que linearmente, implicando autocorrelação positiva nos retornos semanais, o que não corroborava os modelos de regressão à média de Shiller e Perron (1985), Summers (1986), Fama e French (1988), e Poterba e Summers (1988), que encontraram indícios de correlação serial negativa nos retornos. Embora a rejeição da hipótese de passeio aleatório tenha sido em grande parte pelo comportamento das ações de pequeno porte, os estudos mostraram que essa

rejeição não se dava pela falta de frequência das transações ou pelas mudanças da volatilidade no tempo.

Frennberg e Hansson (1993) utilizaram o teste de razão de variância no mercado sueco, encontrando evidências de autocorrelação positiva nos retornos de curto prazo, de um a doze meses, bem como correlação serial negativa para horizontes maiores, de dois ou mais anos. Lee, Gleason e Mathur (2000) encontraram evidência de que a hipótese de passeio aleatório não pode ser rejeitada para contratos no mercado de derivativos francês.

Ayadi e Pyun (1994) mostraram que para retornos diários, as ações da bolsa de valores coreana seguem um passeio aleatório se considerarmos os erros heteroscedásticos. Para erros homoscedásticos, a hipótese de passeio aleatório é rejeitada. Considerando retornos mensais, a hipótese não pode ser rejeitada. Shastri e Shastri (1994) analisaram uma lista de ações da bolsa de valores de Tóquio e concluíram, por meio do teste de razão de variância, que para ações de empresas de médio e grande porte, a hipótese de passeio aleatório não pode ser rejeitada, apesar de os dados não confirmarem essa hipótese para ações de empresas de pequeno porte. Utilizando métodos de reamostragem, Lima e Tabak (2004) realizaram o teste de razão de variância para os mercados da China, Hong Kong e Singapura, encontrando evidências de que as ações mais líquidas dos mercados da China e Hong Kong seguem um passeio aleatório, mas para as ações de Singapura e as de menor liquidez da China essa hipótese foi rejeitada.

Alguns dos trabalhos que utilizaram testes de razão de variância nos mercados emergentes foram Hoque *et al.* (2007) e Kim e Shamsuddin (2008), para os mercados asiáticos; Smith e Ryou (2003) para os mercados do leste europeu; Al-Khazali *et al.* (2007) e Lagoarde-Segot e Lucey (2008) para os mercados africanos. Na América Latina, Urrutia (1995) usou retornos mensais dos mercados da Argentina, Brasil, Chile e México, e por meio do teste de razão de variância concluiu que os preços não seguem um passeio aleatório para esses mercados. Grieb e Reyes (1999) utilizaram retornos semanais para concluir que os índices brasileiros mostram uma maior tendência a seguir um passeio aleatório se comparados aos índices mexicanos. Karemera *et al.* (1999), utilizando a metodologia proposta por Chow e Denning (1993), encontraram evidências de que a hipótese de passeio aleatório é consistente com a maioria dos mercados emergentes, incluindo o Brasil. Mais recentemente, Chang *et al.* (2004) encontraram

resultados que rejeitaram a hipótese de passeio aleatório para mercados emergentes, não sendo rejeitada para índices de países desenvolvidos.

No Brasil, Brito e Menezes (1981) realizaram testes de correlação serial com dados diários de ações da bolsa de valores do Rio de Janeiro no período de 1973 a 1980 e encontraram evidências de reversão à média nos retornos das ações. Correa e Pereira (1998) investigaram a previsibilidade e não-linearidade do IBOVESPA, rejeitando a hipótese de linearidade na média. Torres *et al.* (2002) observaram persistência dos retornos em bases diárias e semanais, sendo estas evidências mais fracas em períodos mais recentes. Tabak (2003) realizou testes de razão de variância para dados diários e semanais do IBOVESPA no período de 1986 a 1998, concluindo que a hipótese de passeio aleatório pode ser rejeitada para os dados anteriores a 1994, mas não para dados posteriores a esta data. Outros trabalhos investigaram a sazonalidade nos retornos e outras anomalias.

A hipótese de mercados eficientes leva a diversas teorias passíveis de teste sobre o comportamento dos preços e retornos dos ativos financeiros. Apesar de os resultados empíricos serem muitas vezes contraditórios, Beechey *et al.* (2000) traçam importantes conclusões sobre a eficiência informacional dos mercados financeiros tendo como base a pesquisa empírica existente nessa área. Segundo os autores, a assertiva de que os preços dos ativos se movem conforme um passeio aleatório tende a ser verdadeira, entretanto existem indícios de uma pequena correlação positiva para os retornos de curto prazo, e alguma evidência de reversão à média nos preços a longo prazo.

Cochrane (1999) ressalta que apesar dos retornos diários, semanais e mensais serem praticamente imprevisíveis, os retornos de longo prazo, de cinco anos ou mais, associados aos ciclos econômicos, são passíveis de previsão. Esse fenômeno foi primeiramente documentado em Shiller (1981). Uma consequência disto é que estratégias do tipo *momentum* e *reversal* podem gerar retornos maiores que o mercado como um todo (JEGADEESH; TITMAN, 1993; BONDT; THALER, 1985). No primeiro caso, compram-se as ações que obtiveram bons rendimentos e vendem-se a descoberto as ações com maus rendimentos em um passado recente, de dois meses a um ano. No segundo caso, compram-se ações com maus rendimentos e vendem-se a descoberto ações com bons rendimentos em um horizonte de tempo maior, de treze meses a cinco anos.

É importante ressaltar que essas evidências são maiores ao relacionar os preços com outros indicadores do mercado, como as razões preço/dividendo, preço/lucro e

preço/faturamento, o que corrobora a hipótese de ineficiência do mercado na forma semi-forte. Como o conjunto informacional no caso da eficiência fraca abrange apenas os preços passados, pode-se dizer que as evidências de ineficiência nesse caso são menores. Caso o mercado fosse eficiente na forma fraca, as técnicas de análise gráfica não nos forneceriam nenhuma informação útil sobre o comportamento dos preços.

## 2.2 TESTES ESTATÍSTICOS

A hipótese tradicional de passeio aleatório, RW1, restringe os erros a serem independentes e identicamente distribuídos conforme a distribuição normal. Na primeira seção desta parte será desenvolvido o teste para esta hipótese, que corresponde a erros homoscedásticos. Há muitas evidências de que as séries financeiras se desviam da distribuição normal e possuem volatilidades que variam ao longo do tempo. Na segunda seção será desenvolvido um teste estatístico sensível à correlação dos erros, mas robusto a várias formas de heteroscedasticidade condicional e não-normalidade. Este teste é usado para a hipótese RW3. A exposição seguirá Lo e Mackinlay (1988).

A terceira seção desta parte irá apresentar os testes que consideram a distribuição conjunta das razões de variância para vários horizontes de investimento, mais precisamente as metodologias propostas por Chow e Denning (1993), Richardson e Smith (1991) e Cecchetti e Lam (1994).

Na quarta seção serão abordados alguns métodos de reamostragem utilizados para derivar a distribuição empírica dos testes, com foco nos métodos de *wild bootstrap* e *bootstrap* em blocos.

Na última seção serão discutidos recentes desenvolvimentos nos testes de razão de variância, como os testes que escolhem automaticamente os horizontes de investimento. Também será feita uma discussão sobre as propriedades desejáveis para um teste estatístico, levando em consideração as evidências sobre o poder e o tamanho dos testes existentes.

### 2.2.1 Razão de variância para erros homoscedásticos

Nesse caso, a hipótese nula a ser testada é:

$$H_0: p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2), \quad (3)$$

ou equivalentemente:

$$H_0: r_t = \mu + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2). \quad (3.1)$$

O teste de razão de variância explora a propriedade de que a variância dos erros de um passeio aleatório deve ser uma função linear do intervalo de tempo. Assim, a variância da  $q$ -ésima diferença de um passeio aleatório deve ser igual a  $q$  vezes a variância da primeira diferença,  $Var(p_t - p_{t-q}) = q \cdot Var(p_t - p_{t-1})$ . Para a hipótese (3), pode-se deduzir esta relação tendo em vista que  $p_t - p_{t-1} = r_t = \mu + \varepsilon_t$ , e  $p_t - p_{t-q} = r_t(q) = r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-q+1}$ . Assim,  $Var(p_t - p_{t-1}) = Var(r_t) = \sigma^2$ , e  $Var(p_t - p_{t-q}) = Var(r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-q+1}) = q \cdot \sigma^2$ , pois os retornos são independentes e identicamente distribuídos, com variância  $\sigma^2$ . Logo, as razões e as diferenças entre as variâncias seguirão as seguintes relações:

$$VR(q) = \frac{Var[r_t(q)]/q}{Var[r_t]} = 1 \text{ e } VD(q) = \frac{Var[r_t(q)]}{q} - Var(r_t) = 0. \quad (4)$$

Assim, para a hipótese (3) ser válida, o valor de  $VR(q) - 1$  deve ser estatisticamente igual a zero. Para verificar isso, devemos estimar  $VR(q) - 1$  e derivar sua distribuição assintótica.

Se a amostra dos dados consiste em  $nq+1$  observações em intervalos igualmente espaçados no tempo,  $\{p_0, p_1, \dots, p_{nq}\}$ , então as estimativas de máxima verossimilhança para  $\mu$ ,  $Var[r_t]$ ,  $Var[r_t(q)]/q$ ,  $[VR(q) - 1]$  e  $VD(q)$ , são, respectivamente:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1}) = \frac{1}{nq} (p_{nq} - p_0), \quad (5.1)$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2, \quad (5.2)$$

$$\hat{\sigma}_b^2(q) = \frac{1}{nq} \sum_{k=1}^{nq} (p_{qk} - p_{qk-q} - q\hat{\mu})^2, \quad (5.3)$$

$$J_r(q) = \frac{\hat{\sigma}_b^2(q)}{\hat{\sigma}_a^2} - 1, \quad (5.4)$$

$$J_d(q) = \hat{\sigma}_b^2(q) - \hat{\sigma}_a^2. \quad (5.5)$$

Dois refinamentos nestas estatísticas levam a propriedades mais desejáveis para amostras finitas. Primeiro, utilizando-se retornos de  $q$ -períodos sobrepostos,

aumentamos o número de termos na estimativa  $\hat{\sigma}_b^2(q)$  para  $nq-q+1$ , ao invés de utilizar apenas  $n$  termos:

$$\hat{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{nq^2} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2. \quad (6)$$

Segundo, as estimativas de variância (5.2) e (6) devem ser corrigidas para viés, resultando nas seguintes estatísticas:

$$\bar{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1} \sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2, \quad (7)$$

$$\bar{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{k=q}^{nq} (p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2, \quad (8)$$

onde,

$$m = q(nq - q + 1) \left( 1 - \left( \frac{q}{nq} \right) \right). \quad (8.1)$$

Com essas correções, modificamos (5.4) e (5.5), respectivamente, para:

$$\bar{M}_r(q) = \frac{\bar{\sigma}_c^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2} - 1, \text{ e} \quad (9)$$

$$\bar{M}_d(q) = \bar{\sigma}_c^2(q) - \bar{\sigma}_a^2. \quad (10)$$

Apesar de (7) e (8) serem estimativas não-viesadas das variâncias, a estatística (9) é um estimador viesado da razão entre as variâncias, como resultado da desigualdade de Jensen. Entretanto, Lo e Mackinlay (1989) mostram que as propriedades de amostra finita de (9) são mais próximas de seus limites assintóticos do que (5.4).

Lo e Mackinlay (1988) mostram que as distribuições assintóticas de (9) e (10) sob a hipótese nula (3) são dadas, respectivamente, por:

$$\sqrt{nq} \bar{M}_r(q) \stackrel{a}{\sim} N \left( 0, \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right), \text{ e} \quad (11)$$

$$\sqrt{nq} \bar{M}_d(q) \stackrel{a}{\sim} N \left( 0, \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \sigma^4 \right). \quad (12)$$

Padronizando (11), encontramos o seguinte teste para verificar a validade de (3):

$$z(q) = \sqrt{nq} \bar{M}_r(q) \left( \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} \stackrel{a}{\sim} N(0,1). \quad (13)$$

### 2.2.2 Razão de variância para erros heteroscedásticos

Uma rejeição da hipótese nula (3), utilizando a estatística (13), poderá ocorrer se os erros do modelo forem heteroscedásticos. Os indícios de que a volatilidade tende a

mudar ao longo do tempo em séries de retornos de ações são fortes (MERTON, 1980; POTERBA; SUMMERS, 1986; FRENCH *et al.*, 1987). Logo, essa rejeição seria espúria. Outra hipótese discutível é a de normalidade dos erros. Para contornar esses problemas, utiliza-se a hipótese de passeio aleatório RW3, que pode ser expressa por:

$$H'_0: p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ onde} \quad (14)$$

$$E[\varepsilon_t] = 0 \text{ e } E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau}] = 0 \text{ para todo } t \text{ e qualquer } \tau \neq 0. \quad (14.1)$$

A diferença em relação à hipótese (3) é que as distribuições dos erros, e portanto dos retornos, não são especificadas, e permite-se que as variâncias condicionais mudem ao longo do tempo. As relações expressas em (4) ainda serão válidas nesse caso, desde que as variâncias de  $r_t$  sejam finitas e a variância média,  $\sum_{t=1}^T \text{Var}[r_t]/T$ , convirja para um número finito positivo.

Lo e Mackinlay (1988) desenvolvem um teste que permite várias formas de heteroscedasticidade condicional e também relaxa a hipótese de erros gaussianos. Eles empregaram uma abordagem desenvolvida por White (1980) e White e Domowitz (1984). Para isso, definiram uma hipótese nula conjunta,  $H_0^*$ :

$$H1) \text{ para todo } t, E[\varepsilon_t] = 0, \text{ e } E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau}] = 0 \text{ para qualquer } \tau \neq 0;$$

$$H2) \{\varepsilon_t\} \text{ é uma } \phi\text{-mistura com coeficientes } \phi(m) \text{ de tamanho } r/(2r-1) \text{ ou é uma } \alpha\text{-mistura com coeficientes } \alpha(m) \text{ de tamanho } r/(r-1), \text{ onde } r > 1, \text{ tal que para todo } t \text{ e qualquer } \tau \geq 0 \text{ existe algum } \delta > 0 \text{ em que } E[|\varepsilon_t \varepsilon_{t-\tau}|^{2(r+\delta)}] < \Delta < \infty;$$

$$H3) \lim_{nq \rightarrow \infty} \frac{1}{nq} \sum_{t=1}^{nq} E[\varepsilon_t^2] = \sigma^2 < \infty; \text{ e}$$

$$H4) \text{ para todo } t, E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-j} \varepsilon_t \varepsilon_{t-k}] = 0 \text{ para qualquer } j, k \neq 0 \text{ e } j \neq k.$$

A primeira hipótese é a de erros não correlacionados, sendo a propriedade essencial para o passeio aleatório de tipo RW3. As hipóteses 2 e 3 são restrições ao grau máximo permitido de dependência e heterogeneidade nos erros. Resumidamente, dadas duas  $\sigma$ -álgebras de Borel em um espaço de probabilidade  $(\Omega, B, P)$ , o coeficiente  $\alpha(m)$  mede a dependência absoluta de eventos entre elas, separados por  $m$  períodos de tempo, enquanto o coeficiente  $\phi(m)$  é uma medida de dependência relativa (ver White, 1984). A hipótese 4 é uma restrição nos quartos momentos cruzados de  $\varepsilon_t$ , implicando que suas autocorrelações amostrais são assintoticamente não-correlacionadas. Essa restrição é satisfeita para qualquer processo com erros independentes, além de processos ARCH lineares e gaussianos.

Como visto, as relações em (4) também serão válidas para o caso RW3. Logo, sob  $H_0^*$ , sabemos que a estatística (9) ainda deverá convergir para zero. Resta apenas derivar a variância assintótica de  $\bar{M}_r(q)$  para podermos realizar as inferências.

Lo e Mackinlay (1988) fazem uso da seguinte relação assintótica:

$$\bar{M}_r(q) \stackrel{a}{=} \sum_{j=1}^{q-1} \frac{2(q-j)}{q} \hat{\rho}(j). \quad (15)$$

Sob a hipótese 4 de  $H_0^*$ , os estimadores dos coeficientes de correlação,  $\hat{\rho}(j)$ , são assintoticamente não correlacionados. Assim, obtendo variâncias assintóticas,  $\delta(j)$ , de cada estimador  $\hat{\rho}(j)$ , podemos calcular a variância assintótica de  $\bar{M}_r(q)$  como uma soma ponderada de  $\delta(j)$ , conforme a relação (15).

O estimador de  $\delta(j)$  utilizado por Lo e Mackinlay (1988) é:

$$\hat{\delta}(j) = \frac{\sum_{k=j+1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 (p_{k-j} - p_{k-j-1} - \hat{\mu})^2}{[\sum_{k=1}^{nq} (p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2]^2}. \quad (16)$$

Logo, considerando a relação expressa em (15), o estimador da variância assintótica de  $\bar{M}_r(q)$  será:

$$\hat{\theta}(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[ \frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j). \quad (17)$$

Para testar a hipótese nula conjunta  $H_0^*$ , podemos então utilizar o teste estatístico a seguir:

$$z^*(q) = \frac{\sqrt{nq} \bar{M}_r(q)}{\sqrt{\hat{\theta}}} \stackrel{a}{\approx} N(0,1). \quad (18)$$

Tendo em mãos os valores das estatísticas (13) e (18), podemos testar as hipóteses  $H_0$  e  $H_0^*$  utilizando uma tabela normal padronizada. O único parâmetro a ser determinado é o horizonte de tempo  $q$ , que será utilizado para calcular as razões de variância. A princípio, esse parâmetro pode assumir qualquer valor inteiro maior que um, mas baseado em alguns testes, Lo e Mackinlay (1989) sugerem que este valor seja limitado à metade do tamanho da amostra analisada. É comum na literatura a análise da validade da hipótese de passeio aleatório para vários valores de  $q$ . Nesse caso, os testes (13) e (18) devem ser executados para cada horizonte de tempo, sendo aceita a hipótese de passeio aleatório se todos os valores de  $\bar{M}_r(q)$  forem estatisticamente iguais a zero. Porém, como apontado por Chow e Denning (1993), esse procedimento leva a um significativo aumento da probabilidade de erro do tipo I, devido à utilização do mesmo conjunto de dados para várias inferências estatísticas. Outros autores propuseram testes que comparam as diversas razões de variância conjuntamente para mitigar esse problema.



### 2.2.3 Testes múltiplos de razão de variância

Entre os testes que consideraram a distribuição múltipla das estatísticas RV, analisaremos os testes de Chow e Denning (1993), Richardson e Smith (1991), e Cecchetti e Lam (1994).

Considerando a utilização de  $m$  horizontes de tempo,  $\{q_i, i = 1, 2, \dots, m\}$ , onde  $2 \leq q_1 < q_2 < \dots < q_m \leq \frac{nq+1}{2}$ , obteremos dois vetores de estatísticas de razão de variância através de (13) e (18),  $Z = (z(q_1), z(q_2), \dots, z(q_m))$  e  $Z^* = (z^*(q_1), z^*(q_2), \dots, z^*(q_m))$ . A hipótese nula e alternativa são definidas como:

$$H_0'' : \bar{M}_r(q_i) = 0, \text{ para } i = 1, 2, \dots, m, \quad (19)$$

$$H_1'' : \bar{M}_r(q_i) \neq 0, \text{ para qualquer } i, \quad (19.1)$$

Chow e Denning (1993) propuseram as seguintes estatísticas para erros homoscedásticos e heteroscedásticos, respectivamente, baseados nos resultados de Lo e Mackinlay (1988):

$$Z(q) = \max_{1 \leq i \leq m} |z(q_i)|, \quad (20)$$

$$Z^*(q) = \max_{1 \leq i \leq m} |z^*(q_i)|. \quad (21)$$

Utilizando a desigualdade de probabilidade de Sidak (1967) e os resultados de Hochberg (1974) e Richmond (1982), Chow e Denning construíram um intervalo de confiança de  $100 - (1 - \alpha)$  por cento para estas estatísticas, utilizando a distribuição SMM (*Studentized Maximum Modulus*). Os valores assintóticos críticos podem ser calculados por meio da distribuição normal padronizada, tendo em vista a seguinte relação  $\pm SMM(\alpha, m, \infty) = Z_{\alpha^+/2}$ , onde  $\alpha^+/2 = 1 - (1 - \alpha)^{1/m}$ .

Richardson e Smith (1991) propuseram um procedimento baseado no Método de Momentos Generalizados (GMM) de Hansen (1982), derivando um teste de dependência serial na presença de observações sobrepostas. O teste, conhecido como RS Wald, baseia-se na seguinte estatística:

$$RS(k) = T(\mathbf{VR} - \mathbf{1}_m)' \Phi^{-1} (\mathbf{VR} - \mathbf{1}_m) \sim \chi_m^2, \quad (22)$$

onde  $\mathbf{VR}$  é um vetor ( $m \times 1$ ) das estatísticas amostrais RV,  $\mathbf{1}_m$  é um vetor unitário ( $m \times 1$ ) e  $\Phi$  é a matriz de covariância das estatísticas RV. O teste conjunto  $RS(m)$  segue uma distribuição qui-quadrada com  $m$  graus de liberdade.

Cecchetti e Lam (1994) construíram um teste também baseado na estatística de Wald, incorporando as correlações entre as estatísticas VR para vários horizontes ponderados pelas variâncias dessas estatísticas. O teste proposto foi:

$$S(m) = \{\mathbf{VR} - E[\mathbf{VR}]\}'\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\{\mathbf{VR} - E[\mathbf{VR}]\}, \quad (23)$$

onde  $\mathbf{VR}$  é o vetor ( $m \times 1$ ) das estatísticas RV,  $E$  é o operador de esperança, e  $\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$  é uma medida da matriz de covariância de  $\mathbf{VR}$ . Quando o vetor de estatísticas  $\mathbf{VR}$  tem distribuição normal multivariada, essa estatística conjunta seguirá a distribuição qui-quadrada com  $m-1$  graus de liberdade. Porém, essa aproximação assintótica pode levar a problemas de inferência em pequenas amostras.

#### 2.2.4 Métodos de reamostragem

Muitas das metodologias analisadas baseiam-se em aproximações assintóticas para conduzir inferências, podendo gerar grandes distorções no poder do teste para amostras finitas. Para minimizar esse problema, a literatura tem utilizado métodos de reamostragem para derivar a distribuição empírica das estatísticas.

Entre os métodos de reamostragem mais utilizados nesse caso, citamos os métodos de subamostragem e de *bootstrap*. O procedimento de subamostragem trabalha com subconjuntos da série original, sendo cada subconjunto tratado como se fosse uma subsérie de tempo. Alguns trabalhos que utilizaram este método para o cálculo da distribuição empírica das estatísticas RV foram Politis *et al.* (1997) e Whang e Kim (2003).

O método de *bootstrap* foi desenvolvido por Efron (1979) como um procedimento para medir a precisão de estimadores, baseando-se na idéia de criar várias pseudo-séries reordenando os dados da série original. Entre os diferentes tipos presentes na literatura, os mais utilizados são o *wild bootstrap* e os métodos de *bootstrap* em blocos. Kim (2006) aplicou o primeiro método no contexto de testes de razão de variância, para as estatísticas RV de Lo e Mackinlay (1988) e Chow e Denning (1993). O procedimento é realizado em três estágios:

- 1) Formar uma amostra de  $T$  observações  $X_t^* = \eta_t X_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) a partir da série original, onde  $\eta_t$  é uma sequência aleatória com distribuição normal tal que  $E(\eta) = 0$  e  $E(\eta^2) = 1$ ;
- 2) Calcular as estatísticas de razão de variância  $RV^*(q)$  para a pseudo-série  $X_t^*$ ;
- 3) Repetir os passos 1) e 2) várias vezes para então comparar a estatística original  $RV(q)$  com os quantis da distribuição amostral.

Os métodos de *bootstrap* em blocos são uma generalização do procedimento de Efron (1979). A idéia é dividir os dados em blocos e então replicá-los, ao invés de replicar apenas os dados individuais. Carlstein (1986) propôs um método utilizando blocos não-sobrepostos (NBB), enquanto Kunsch (1989) e Liu e Singh (1992) consideraram a utilização de blocos sobrepostos, desenvolvendo o método *Moving Block Bootstrap* (MBB). Outros métodos como o *Stationary Bootstrap* (SB) e o *Circular Block Bootstrap* (CBB) foram propostos com o intuito de corrigir o fato de que as séries geradas utilizando-se MBB não eram estacionárias, mesmo que a série original fosse (POLITIS; ROMANO, 1994, 1992).

Um dos principais problemas quanto à aplicação destes métodos é a escolha do tamanho do bloco, que tem efeito sobre a performance da estatística  $RV$  em amostras finitas. A literatura tem, em parte, resolvido esse problema, por meio da definição de regras ótimas para a escolha dos blocos (HALL *et al.*, 1995; POLITIS; WHITE, 2004).

### 2.2.5 Propriedades desejáveis dos testes

Algumas propriedades são desejáveis ao construir um teste estatístico. O teste deve ter um tamanho empírico perto do nominal, sem apresentar grandes distorções. Os problemas em relação ao tamanho do teste  $RV$  são em parte solucionados utilizando-se versões múltiplas que levam em conta a distribuição conjunta das estatísticas para os diversos horizontes de investimento  $q$ . O teste também deve apresentar um poder considerável em relação a algumas hipóteses alternativas de relevância. Como demonstrado em Lo e Mackinlay (1989), o teste  $RV$  apresenta potência significativamente baixa quando a relação entre o valor de  $q$  e o tamanho da amostra é grande. O uso de distribuições exatas como em Wrigth (2000), ou empíricas, como é o

caso dos métodos de reamostragem, corrige em boa parte esse problema. Lima e Tabak (2009) mostram que os métodos que utilizam *bootstrap* em blocos com a regra ótima de Hall *et al.* (1995) apresentam poder significativamente alto em relação a outros testes, mesmo quando o coeficiente autorregressivo se aproxima de um, enquanto o teste múltiplo de Chow e Denning (1993) apresenta uma potência muito fraca nesses casos.

A literatura tem apresentado soluções para vários problemas em relação ao teste inicial proposto por Lo e Mackinlay (1988), entretanto, muitas metodologias utilizadas escolhem arbitrariamente os valores de  $q$ , sendo que esta escolha pode afetar significativamente os resultados encontrados. Choi (1999) foi quem primeiro propôs um teste de razão de variância em que a escolha desse valor se daria automaticamente, baseado na regra de Andrews (1991). Kim (2009) generalizou esse teste para erros heteroscedásticos e utilizou o procedimento de *wild bootstrap* para derivar a distribuição empírica e melhorar seu poder. Esse teste se baseia na seguinte relação:

$$VR(q) = 1 + 2 \sum_{i=1}^{T-1} m(i/q) \hat{\rho}(i), \quad (24)$$

onde  $\hat{\rho}(i) = \frac{\sum_{t=1}^{T-i} (r_t - \hat{\mu})(r_{t+i} - \hat{\mu})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \hat{\mu})^2}$  é o coeficiente de autocorrelação de  $r_t$  com defasagem  $i$ ,

$\hat{\mu} = T^{-1} \sum_{t=1}^T r_t$  é a média do processo  $r_t$ , e  $m(x) = \frac{25}{12\pi^2 x^2} \left[ \frac{\text{sen}(6\pi/5)}{6\pi x/5} - \cos(6\pi x/5) \right]$  é o núcleo espectral quadrático. A estatística  $VR(q)$  é um estimador consistente para  $2\pi f_r(0)$ , onde  $f_r(0)$  é a densidade espectral normalizada de  $r_t$  na frequência zero.

Kim (2009) demonstrou que o teste AVR com *wild bootstrap* não apresentou distorções no tamanho empírico e obteve uma maior performance em termos de potência para amostras pequenas em relação aos testes múltiplos de Chow e Denning (1993) e Chen e Deo (2006).

### 3 METODOLOGIA

O modelo de passeio aleatório utilizado na dissertação é resumido na seguinte relação recursiva:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } E[\varepsilon_t] = 0 \text{ para todo } t, \quad (25)$$

ou equivalentemente,

$$r_t = \mu + \varepsilon_t, \text{ com } E[\varepsilon_t] = 0 \text{ para todo } t, \quad (25.1)$$

onde  $p_t$  é o logaritmo natural dos preços da carteira selecionada,  $r_t$  é o retorno continuamente composto da carteira,  $\mu$  é uma constante que define o retorno esperado da carteira e  $\varepsilon_t$  é o erro estocástico relacionado ao modelo.

A hipótese nula a ser testada é descrita por:

$$H_0: r_t \text{ não é serialmente correlacionado (ou } 2\pi f_r(0) = 1), \quad (26)$$

onde  $f_r(0)$  é a densidade espectral normalizada de  $r_t$  na frequência zero.

Choi (1999) mostrou que um estimador consistente de  $2\pi f_r(0)$  é dado por:

$$VR(q) = 1 + 2 \sum_{i=1}^{T-1} m(i/q) \hat{\rho}(i), \quad (27)$$

onde  $\hat{\rho}(i) = \frac{\sum_{t=1}^{T-i} (r_t - \hat{\mu})(r_{t+i} - \hat{\mu})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \hat{\mu})^2}$  é o coeficiente de autocorrelação de  $r_t$  com defasagem  $i$ ,

$\hat{\mu} = T^{-1} \sum_{t=1}^T r_t$  é a média do processo  $r_t$ , e  $m(x) = \frac{25}{12\pi^2 x^2} \left[ \frac{\text{sen}(6\pi x/5)}{6\pi x/5} - \cos(6\pi x/5) \right]$  é o núcleo espectral quadrático.

Se a hipótese nula em (26) for válida, então:

$$AVR(q) = \frac{\sqrt{T/q} [VR(q) - 1]}{\sqrt{2}} \underset{a}{\sim} N(0,1), \quad (28)$$

quando  $q \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty, T/q \rightarrow \infty$ , desde que  $r_t$  seja *iid* e com quartos momentos finitos.

Para escolher o valor de agregação (horizonte de investimento)  $q$  de modo ótimo, Choi (1999) utilizou o método de Andrews (1991), onde:

$$\hat{q} = 1,3221(\hat{\alpha}(2)T)^{1/5}, \quad (29)$$

sendo  $T$  o tamanho da amostra de  $r_t$ , e, para o modelo (25) sob a hipótese (26),

$$\hat{\alpha}(2) = \frac{4\hat{\rho}_1^2}{(1-\hat{\rho}_1)^4}, \quad (30)$$

onde,  $\hat{\rho}_1$  é o coeficiente de autocorrelação de primeira ordem de  $r_t$ .

O teste  $AVR(\hat{q})$ , por ser um teste assintótico, provou ter propriedades de amostras finitas deficientes. Quando  $r_t$  possui heteroscedasticidade condicional, a

aplicação do método de *wild bootstrap* de Mammen (1993) pode ser utilizada a fim de melhorar a performance do teste. Esse método será conduzido em três estágios:

- 1) Uma amostra de T observações  $X_t^* = \eta_t X_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) será formada a partir da série original, onde  $\eta_t$  é uma sequência aleatória com distribuição normal tal que  $E(\eta) = 0$  e  $E(\eta^2) = 1$ ;
- 2) As estatísticas automáticas de razão de variância  $AVR(\hat{q})$  serão calculadas para a pseudo-série  $X_t^*$ ;
- 3) Os passos 1) e 2) serão repetidos 1000 vezes para então comparar a estatística original  $AVR(\hat{q})$  com os quantis da distribuição amostral dessas 1000 observações.

Assim, o p-valor do teste da hipótese nula em (26) será obtido pela proporção dos valores absolutos das estatísticas  $AVR(\hat{q})$  calculadas com as pseudo-séries  $X_t^*$  que são maiores que o valor absoluto de  $AVR(\hat{q})$  calculado com os dados originais.

### 3.1 DADOS

O índice utilizado no trabalho para descrever o comportamento do mercado acionário brasileiro é o IBOVESPA. Esse índice representa o comportamento médio dos preços das principais ações negociadas na bolsa de valores de São Paulo, sendo que as ações integrantes da carteira teórica do IBOVESPA respondem por mais de 80% do volume financeiro no mercado à vista.

O índice é calculado pela seguinte fórmula:

$$IBOV_t = \sum_{i=1}^n P_{i,t} Q_{i,t}, \quad (31)$$

onde  $IBOV_t$  é o índice no instante t,  $n$  é o número total de ações que compõem a carteira teórica,  $P_{i,t}$  é o último preço da ação i no instante t, e  $Q_{i,t}$  é a quantidade da ação presente na carteira teórica no instante t.

O índice tem como base o dia 2 de janeiro de 1968, sendo que as ações que o compõem devem atender a todos os seguintes critérios, com relação aos 12 meses anteriores à formação da carteira:

- i) estar incluída em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais;
- ii) apresentar participação, em termos de volume, superior a 0,1% do total;
- iii) ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período.

O índice de negociabilidade é um indicador de representabilidade de uma ação no mercado à vista. Ele é obtido pela seguinte fórmula:

$$IN = \sqrt{\frac{ni}{N} \times \frac{vi}{V}}, \quad (32)$$

onde  $IN$  é o índice de negociabilidade,  $ni$  é o número de negócios com a ação  $i$  no mercado à vista,  $N$  é o número total de negócios no mercado à vista da BOVESPA,  $vi$  é o volume financeiro gerado pelos negócios com a ação  $i$ , e  $V$  é o volume financeiro total do mercado à vista da BOVESPA.

Para a realização dos testes foi utilizado o logaritmo natural da série de retornos diários e mensais do IBOVESPA no período de 1986 a 2008, sendo também realizado o teste da hipótese nula (26) para dois sub-períodos, de 1986 a 1994 e de 1995 a 2008. Com isso, a dissertação pretende mostrar a influência da estabilidade dos preços na eficiência do mercado acionário brasileiro e na previsibilidade dos retornos de curto e longo prazo.

Para inferir a relação entre o tamanho das firmas e a previsibilidade dos retornos, duas carteiras agrupadas por tamanho foram construídas. Os dados abrangeram o período de 1999 a 2008 nas frequências diária e mensal. A carteira que caracteriza as firmas grandes é composta por 10 ações igualmente ponderadas de empresas diferentes com a maior capitalização durante esse período, desde que tenham sido transacionadas em pelo menos 95% dos dias da amostra. A carteira representativa das firmas pequenas é composta de 10 ações igualmente ponderadas de empresas diferentes com a menor capitalização durante o período da amostra, tendo sido negociadas pelo menos 95% dos dias. As ações que compõem essas duas carteiras são listadas na Tabela 1 do Apêndice.

O teste também foi realizado para ações agrupadas por setores da economia, a fim de medir possíveis mudanças na previsibilidade dos retornos entre os diversos setores. Para isso, foram selecionados os setores de consumo, energia elétrica, financeiro, industrial, e de telecomunicações. As ações que compõem cada setor foram escolhidas de acordo com a classificação da Bovespa. Foram excluídas ações com menos de 95% de negócios nos dias abrangidos pela amostra. Assim, foram construídas

cinco carteiras setoriais composta por ações de empresas diferentes e igualmente ponderadas. Esses dados também abrangem o período de 1999 a 2008, nas frequências diária e mensal. A composição dessas carteiras pode ser vista na Tabela 2 do Apêndice.

Todos os dados foram deflacionados pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna), da Fundação Getúlio Vargas, sendo a série mensal coletada no banco de dados FGV Dados. No caso dos retornos diários, a variação mensal do IGP-DI foi descapitalizada de acordo com o número de dias úteis presentes no mês. As séries de preços das ações são ajustadas para proventos e outros eventos societários, sendo obtidas na base de dados InfoMoney. No Anexo pode-se verificar o gráfico dos índices do IBOVESPA, das carteiras das firmas grandes e pequenas, e das carteiras que compõem os cinco setores citados, todos já deflacionados. Também se encontra no Anexo o gráfico dos retornos reais em logaritmo dessas carteiras.



## 4 RESULTADOS

O teste automático de razão de variância foi realizado para o IBOVESPA, para as carteiras separadas por tamanho, e para as carteiras separadas por setor. No caso do IBOVESPA, os dados abrangem o período de janeiro de 1986 a dezembro de 2008, sendo também calculados os resultados para dois sub-períodos distintos, de janeiro de 1986 a dezembro de 1994, e de janeiro de 1995 a dezembro de 2008. Os resultados se encontram na Tabela 1 a seguir.

**Tabela 1 – Estatísticas automáticas de razão de variância para o IBOVESPA.**

Amostra	Número de observações		Frequência diária	Frequência mensal
	Dias	Meses		
<b>IBOVESPA</b>				
jan 1986 a dez 2008	5659	276	6,969032 (0,000)*	-1,269221 (0,238)
jan 1986 a dez 1994	2195	108	7,107202 (0,000)*	-0,970183 (0,238)
jan 1995 a dez 2008	3464	168	1,164302 (0,368)	0,003263 (0,977)

Os valores correspondem à estatística AVR expressa em (28), sendo em parênteses o p-valor referente à hipótese nula (26). Os asteriscos \*,\*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de confiança de 99%, 95% e 90%, respectivamente.

Na frequência diária, os dados indicam a rejeição da hipótese de passeio aleatório para o IBOVESPA no período de 1986 a 2008. Porém, essa rejeição pode ser atribuída ao período de 1986 a 1994, visto que não se pode rejeitar a hipótese entre 1995 e 2008. Quando se usa a frequência mensal para conduzir os testes, a hipótese de passeio aleatório não pode ser rejeitada para ambos sub-períodos.

Apesar de estes resultados serem contraditórios com os resultados obtidos na literatura americana, devido ao fato de as evidências de previsão nos retornos das ações estarem associadas aos ciclos econômicos e portanto serem maiores no longo prazo, eles são condizentes com a literatura empírica existente para o Brasil. Karempera *et al.* (1999) não rejeitaram a hipótese de passeio aleatório para retornos mensais do IBOVESPA no período de 1987 a 1997. Torres *et al.* (2002) trabalharam com dados de retornos mensais do IBOVESPA de 1970 a 1998, incluindo o sub-período de 1986 a 1998, não rejeitando a hipótese para ambos os casos. Em relação aos retornos diários, Tabak (2003) rejeitou o modelo de passeio aleatório para o IBOVESPA de 1986 a 1998,

entretanto, para o período de 1994 a 1998 a hipótese não foi rejeitada. Chang *et al.* (2004) encontraram evidências contrárias a hipótese utilizando retornos diários de 1991 a 2004.

Uma possível explicação para esses resultados pode ter origem na baixa liquidez das ações no período pré-94, o que poderia induzir a uma autocorrelação espúria devido ao fato de os preços diários de fechamento, que refletem o último negócio do dia, ocorrerem em horários distintos. Nesse caso, a rejeição não implicaria ineficiência do mercado acionário brasileiro. Outro motivo pode ter origem na dinâmica de hiperinflação presente no período pré-94, quando o reajuste dos preços em bases diárias poderia não refletir corretamente a inflação ao final do mês, criando uma ineficiência na determinação dos preços.

Os resultados do teste para carteiras separadas pelo tamanho das firmas, no período de 1999 a 2008 podem ser vistos na Tabela 2 a seguir.

**Tabela 2 – Estatísticas automáticas de razão de variância para carteiras por tamanho.**

Amostra	Número de observações		Frequência diária	Frequência mensal
	Dias	Meses		
Firmas grandes jan 1999 a dez 2008	2477	120	1,527333 (0,200)	1,244125 (0,085)***
Firmas pequenas jan 1999 a dez 2008	2477	120	1,682902 (0,111)	1,975628 (0,011)**

Os valores correspondem à estatística AVR expressa em (28), sendo em parênteses o p-valor referente à hipótese nula (26). Os asteriscos \*, \*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de confiança de 99%, 95% e 90%, respectivamente.

Para os retornos diários não foi possível rejeitar a hipótese de passeio aleatório, porém, os retornos mensais apresentaram um componente maior de previsão. Para ambas as frequências as firmas com menor capitalização tiveram p-valores menores, mostrando maior tendência à rejeição da hipótese. Com 95% e 90% de confiança, respectivamente, os retornos mensais das carteiras compostas por firmas pequenas e grandes não seguem um passeio aleatório.

Os resultados encontrados na literatura norte-americana mostram evidências de que a rejeição da hipótese de passeio aleatório é mais forte em firmas de menor tamanho. No Brasil, Torres *et al.* (2002) chegam a conclusões semelhantes, sendo os dados utilizados por estes autores do período de 1986 a 1998. Durante esse período,

também encontra-se maior tendência de rejeitar a hipótese para dados diários e aceitá-la na frequência mensal, como ocorre com o IBOVESPA.

Em relação ao maior componente de previsibilidade encontrado nos retornos mensais, resultado semelhante encontra-se também na literatura norte-americana. Embora os componentes de previsão no mercado americano só estejam presentes em frequências maiores que a mensal, existe maior previsibilidade para retornos de longo prazo em relação aos de curto prazo. Isso acontece pelo fato do pequeno componente diário de previsão somar-se em horizontes maiores de tempo (COCHRANE, 1999).

Na Tabela 3 encontram-se os resultados do teste para cinco setores diferentes da economia, com dados de 1999 a 2008.

**Tabela 3 – Estatísticas automáticas de razão de variância para carteiras por setor.**

Amostra	Número de observações		Frequência diária	Frequência mensal
	Dias	Meses		
Setor de consumo jan 1999 a dez 2008	2477	120	0,410802 (0,681)	0,693805 (0,303)
Setor de energia elétrica jan 1999 a dez 2008	2477	120	0,279194 (0,751)	0,928972 (0,103)
Setor financeiro jan 1999 a dez 2008	2477	120	1,724873 (0,143)	-0,389045 (0,517)
Setor industrial jan 1999 a dez 2008	2477	120	3,140264 (0,009)*	3,270113 (0,001)*
Setor de telecomunicações jan 1999 a dez 2008	2477	120	0,084305 (0,794)	-0,000397 (0,998)

Os valores correspondem à estatística AVR expressa em (28), sendo em parênteses o p-valor referente à hipótese nula (26). Os asteriscos \*,\*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de confiança de 99%, 95% e 90%, respectivamente.

Para todos os setores, exceto o industrial, a hipótese de passeio aleatório não pode ser rejeitada para ambas as frequências diária e mensal. A carteira composta pelas ações do setor industrial indicou a rejeição do modelo de passeio aleatório para os retornos diários e mensais ao nível de confiança de 99%. Esse forte resultado pode ter origem no fato de as empresas industriais serem as mais afetadas pelas flutuações do produto econômico, tendo em vista que os componentes de previsão das ações no longo prazo estão justamente associados aos ciclos econômicos.

Com exceção do setor financeiro e de telecomunicações, os p-valores dos retornos na frequência mensal foram menores do que na diária, embora essas diferenças não tenham sido fortes a ponto de caracterizar maior previsibilidade desses retornos em relação à base diária.

Tendo em vista a forte rejeição do modelo de passeio aleatório para o setor industrial, foi realizado o teste para as carteiras agregadas por tamanho excluindo as ações de empresas do setor industrial, a fim de verificar se a rejeição para os retornos mensais das carteiras agregadas por tamanho acontece devido à inclusão de empresas desse setor. Assim, para a carteira de firmas grandes foram excluídos os papéis CSNA3, CMIG4, GGBR4 e USIM5, enquanto para a carteira das firmas pequenas, os papéis excluídos foram CNFB4, KBLN4, UNIP6 e MAGG3. Embora os papéis INEP6 e RAPT4 estejam presentes na carteira do setor industrial, eles não foram excluídos da carteira composta pelas firmas pequenas pelo fato de estas empresas serem mais associadas aos setores de construção e agrícola, além de sua exclusão não alterar os resultados significativamente. Estes resultados são resumidos na Tabela 4 a seguir.

**Tabela 4 – Estatísticas automáticas de razão de variância para carteiras por tamanho excluindo empresas do setor industrial.**

Amostra	Número de observações		Frequência diária	Frequência mensal
	Dias	Meses		
Firmas grandes				
jan 1999 a dez 2008	2477	120	0,908408 (0,402)	0,209196 (0,615)
Firmas pequenas				
jan 1999 a dez 2008	2477	120	0,905996 (0,346)	1,225216 (0,054)***

Os valores correspondem à estatística AVR expressa em (28), sendo em parênteses o p-valor referente à hipótese nula (26). Os asteriscos \*,\*\* e \*\*\* indicam rejeição da hipótese nula ao nível de confiança de 99%, 95% e 90%, respectivamente.

Quando as ações do setor industrial são excluídas, não podemos rejeitar a hipótese de passeio aleatório para as firmas grandes em ambas as frequências, sendo que os p-valores aumentam substancialmente. Para as firmas pequenas, embora haja um aumento nos p-valores, os retornos mensais ainda são passíveis de rejeição se considerarmos o nível de confiança de 90%.

Esses resultados apontam mais evidências do fator de previsibilidade existente nas ações de empresas do setor industrial, sendo que ainda corroboram a conclusão de que as firmas de menor tamanho apresentam maior fator de previsão no longo prazo.

## 5 CONCLUSÃO

O índice IBOVESPA, escolhido para representar o mercado acionário brasileiro, apresentou um comportamento compatível com o modelo de passeio aleatório no período de 1995 a 2008, o que caracteriza eficiência na forma fraca na determinação dos preços. Entretanto, a rejeição ao modelo para os dados diários de 1986 a 1994 foi forte o suficiente para que, considerando o período de 1986 a 2008 como um todo, a hipótese de passeio aleatório fosse rejeitada para retornos diários do IBOVESPA.

A rejeição da hipótese de passeio aleatório não necessariamente implica ineficiência do mercado, por isso, não se pode concluir que o mercado acionário apresentava ineficiências no período pré-94, principalmente quando as evidências para os retornos mensais não corroboram essa hipótese. Outras possíveis causas desse resultado foram discutidas na seção anterior.

Quando testamos a previsibilidade de carteiras agregadas por tamanho e setor no período de 1999 a 2008, concluímos que os retornos mensais apresentam um maior fator de previsão do que os retornos diários, apesar de em muitos casos, essa diferença ser insignificante. As empresas de menor capitalização tenderam a rejeitar mais fortemente a hipótese de passeio aleatório para os retornos mensais, mostrando uma relação inversa entre tamanho da firma e a previsibilidade dos retornos. Por fim, o resultado mais robusto foi encontrado quando consideramos cinco setores distintos da economia. Nesse caso, com exceção do setor industrial, não houve evidências de previsibilidade para os retornos diários e mensais. Os resultados mostraram forte rejeição ao modelo de passeio aleatório para o setor industrial, sendo este, inclusive, o setor responsável pelo fator de previsão encontrado na carteira composta por firmas grandes.

Uma possível explicação para esta forte rejeição da hipótese de passeio aleatório para a carteira composta por ações do setor industrial é que este é o setor mais afetado pelas flutuações do produto, podendo existir fatores de previsão associados aos ciclos econômicos que são transferidos aos preços das empresas que compõem o setor industrial.

Os resultados encontrados nesta dissertação assemelham-se a literatura empírica para o Brasil, especialmente em relação ao índice IBOVESPA. Karemera et al. (1999) e Torres et al. (2002) não rejeitaram a hipótese de passeio aleatório para retornos mensais

do índice. Tabak (2003) e Chang et al. (2004) encontraram evidências contrárias a esta hipótese para retornos diários. Grieb e Reyes (1999) aceitaram a hipótese de passeio aleatório para retornos semanais do índice. Em relação a carteiras separadas por liquidez, Torres et al. (2002) chegaram a conclusões semelhantes quanto a tendência de maior previsibilidade das ações de empresas de maior tamanho em termos de capitalização total. A literatura aplicando testes de razão de variância para diferentes setores da economia é escassa, por isso a previsibilidade dos retornos das ações do setor industrial para o mercado acionário brasileiro é um resultado novo nessa literatura.

Ressaltamos a utilização neste trabalho de uma metodologia recente para a realização dos testes de razão de variância, onde o problema da escolha arbitrária dos horizontes de investimento foi eliminado utilizando-se a regra ótima proposta por Andrews (1991). Com isso, a análise dos resultados foi simplificada e as conclusões não dependeram dos diferentes horizontes de investimento utilizados para o cálculo da razão de variância.

**REFERÊNCIAS**

AL-KHAZALI, O. M.; DING, D. K.; PYUN, C. S. A new variance ratio test of random walk in emerging markets: a revisit. **Financial Review**, v. 42, p. 303-317, 2007.

ALDOUS, D. **Probability approximations via the Poisson clumping heuristic**. New York: Springer-Verlag, 1989.

ALDOUS, D; DIACONIS, P. Shuffling cards and stopping times. **American Mathematical Monthly**, v. 8, p. 333-348, 1986.

ALEXANDER, S. Price movements in speculative markets: trends or random walks. **Industrial Management Review**, v. 2, p. 7-26, 1961.

ANDREWS, D. W. K. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. **Econometrica**, v. 58, p. 817-858, 1991.

AYADI, O. F.; PYUN, C. S. An application of variance ratio test to the Korean securities market. **Journal of Banking and Finance**, v. 18, p. 643-658, 1994.

BEECHEY, M.; GRUEN, D.; VICKERY, J. The efficient market hypothesis: a survey. **Research Discussion Paper of the Reserve Bank of Australia**, n. 1, jan. 2000.

BLACK, F.; SCHOLES, M. The valuation of option contracts and a test of market efficiency. **Journal of Finance**, v. 27, p. 399-417, 1973.

BONDT, W. F. M.; THALER, R. Does the stock market overreact? **Journal of Finance**, v. 40, p. 793-805, 1985.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, p. 1509-1526, 1970.

BRITO, N. R. O.; MENEZES, J. C. F. A eficiência informacional fraca do mercado à vista na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro no período 1973-1980. **Relatório de pesquisa COPPEAD/UFRJ**, n. 66, set. 1981.

CAMPBELL, B.; DUFOUR, J. M. Exact nonparametric tests of orthogonality and random walk in the presence of a drift parameter. **International Economic Review**, v. 38, p. 151-173, 1997.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The econometrics of financial markets**. New Jersey: Princeton University Press, 1997.

CAMPBELL, J. Y; MANKIW, N. G. Are output fluctuations transitory? **Quarterly Journal of Economics**, v. 102, p. 857-880, 1987.

CARLSTEIN, E. The use of subseries methods for estimating the variance of a general statistic from a stationary time series. **Annals of Statistics**, v. 14, p. 1171-1179, 1986.

CECCHETTI, S. G.; LAM, P. S. Variance-ratio tests: small sample properties with an application to international output data. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 12, p. 177-186, 1994.

CHANG, E. J.; LIMA, E. J. A.; TABAK, B. M. Testing for predictability in emerging equity markets. **Emerging Markets Review**, v. 5, p. 295-316, 2004.

CHAUDHURI, K. WU, Y. Random walk versus breaking trend in stock prices: evidence from the emerging markets. **Journal of Banking and Finance**, v. 27, p. 575-592, 2003.

CHEN, W. W.; DEO, R. S. The variance ratio statistic at large horizons. **Econometric Theory**, v. 22, p. 206-234, 2006.

CHOI, I. Testing the random walk hypothesis for real exchange rates. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, p. 293-308, 1999.

CHOW, K. V.; DENNING, K. C. A simple multiple variance ratio test. **Journal of econometrics**, v. 58, p. 385-401, 1993.

COCHRANE, J. H. **Asset pricing**. Chicago: Princeton University Press, 2001.

COCHRANE, J. H. How big is the random walk in GNP? **Journal of Political Economy**, v. 96, p. 893-920, 1988.



COCHRANE, J. H. New facts on finance. **Economic Perspectives**, v. 23, p. 36-58, 1999.

CONRAD, J.; KAUL, G. Time-variation in expected returns. **Journal of Business**, v. 61, p. 409-425, 1988.

COOTNER, P. **The random walk character of stock market prices**. Londres: Risk Publications, 1964.

COOTNER, P. Stock prices: random vs. systematic changes. **Industrial Management Review**, v. 3, p. 24-45, 1962.

CORREA, M. M. R. L.; PEREIRA, P. L. V. Modelos não lineares em finanças: previsibilidade em mercados financeiros e aplicações a gestão de risco. **FinanceLab Working Paper IBMEC**, São Paulo, n. 5, 1998.

COWLES, A. Can stock market forecasters forecast? **Econometrica**, v. 1, p. 309-324, 1933.

COWLES, A; JONES, H. E. Some a posteriori probabilities in stock market action. **Econometrica**, v. 5, p. 280-294, 1937.

DIACONIS, P. **Group representations in probability and statistics**. Hayward: Institute of Mathematical Statistics, 1988.

EFRON, B. Bootstrap methods: another look at the jackknife. **Annals of Statistics**, v. 7, p. 1-26, 1979.

FAMA, E. F. The behavior of stock market prices. **Journal of Business**, v. 38, p. 34-105, 1965a.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, p. 383-417, 1970.

FAMA, E. F. Mandelbrot and the stable Paretian hypothesis. **Journal of Business**, v. 36, p. 420-29, 1963.

FAMA, E. F. Random walks in stock market prices. **Financial Analysts Journal**, v. 21, p. 55-59, 1965b.

FAMA, E. F.; BLUME, M.E. Filter rules and stock-market trading profits. **Journal of Business**, v. 39, p. 226-241, 1966.

FAMA, E. F; FRENCH, K. R. Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, v. 96, p. 246-273, 1988.

FRENCH, K. R.; ROLL, R. Stock return variances: the arrival of information and the reaction of traders. **Journal of Financial Economics**, v. 17, p. 5-26, 1986.

FRENCH, K. R.; SCHWERT, G. W.; STAMBAUGH, R. F. Expected stock returns and volatility. **Journal of Financial Economics**, v. 19, p. 3-30, 1987.

FRENNBERG, P.; HANSSON, B. Testing the random walk hypothesis on Swedish stock prices: 1919-1990. **Journal of Banking and Finance**, v. 17, p. 175-191, 1993.

GRIEB, T; REYES, M. G. Random walk tests for latin America equity indexes and individual firms. **Journal of Financial Research**, v. 22, p. 371-383, 1999.

GROSSMAN, S. J.; STIGLITZ, J. E. On the impossibility of informationally efficient markets. **American Economic Review**, v. 70, p. 393-408, 1980.

HALL, P.; HOROWITZ, J. L.; JING, B. Y. On blocking rules for the bootstrap with dependent data. **Biometrika**, v. 82, p. 561-574, 1995.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, p. 1029-1054, 1982.

HOCHBERG, Y. Some generalizations of the T-method in simultaneous inference. **Journal of Multivariate Analysis**, v. 4, p. 224-234, 1974.

HOQUE, H. A. A. B.; KIM, J. H.; PYUN, C. S. A comparison of variance ratio tests of random walk: a case of Asian emerging stock markets. **International Review of Economics and Finance**, v. 16, p. 488-502, 2007.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. **Journal of Finance**, v. 48, p. 65-91, 1993.

JENSEN, M. C. Some anomalous evidence regarding market efficiency. **Journal of Financial Economics**, v. 6, p. 95-101, 1978.

KAREMERA, D.; OJAH, K.; COLE, J. A. Random walks and market efficiency tests: evidence from emerging equity markets. **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 13, p. 171-188, 1999.

KENDALL, M. The analysis of economic time series – part I: prices. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 96, p. 11-25, 1953.

KIM, J. H. Automatic variance ratio test under conditional heteroskedasticity. **Finance Research Letters**, v. 6, p. 179-185, 2009.

KIM, J. H. Wild bootstrapping variance ratio tests. **Economics Letters**, v. 92, p. 38-43, 2006.

KIM, J. H.; NELSON, C. R.; STARTZ, R. Mean reversion in stock prices? A reappraisal of the empirical evidence. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 515-528, 1991.

KIM, J. H.; SHAMSUDDIN, A. Are Asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. **Journal of Empirical Finance**, v. 15, p. 518-532, 2008.

KUNSCH, H. R. The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. **Annals of Statistics**, v. 17, p. 1217-1241, 1989.

LAGOARDE-SEGOT, T.; LUCEY, B. M. Efficiency in emerging markets – evidence from the MENA region. **International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 18, p. 94-105, 2007.

LEE, C. I.; GLEASON, K. C.; MATHUR, I. Efficiency tests in the French derivatives market. **Journal of Banking and Finance**, v. 24, p. 787-807, 2000.

LEROY, S. Risk aversion and the martingale property of stock returns. **International Economic Review**, v. 14, p. 436-446, 1973.

- LIMA, E. A.; TABAK, B. M. Tests of random walk: a comparison of bootstrap approaches. **Computational Economics**, v. 34, p. 365-382, 2009.
- LIMA, E. A.; TABAK, B. M. Tests of the random walk hypothesis for equity markets: evidence from China, Hong Kong and Singapore. **Applied Economic Letters**, v. 11, p. 255-258, 2004.
- LIU, R. Y.; SINGH, K. Moving blocks jackknife and bootstrap capture weak dependence. *In*: LEPAGE, R.; BILLARD, L. **Exploring the limits of bootstrap**. New York: John Wiley, 1992.
- LO, A. W.; MACKINLAY, C. The size and power of the variance ratio test in finite samples: a Monte Carlo investigation. **Journal of Econometrics**, v. 40, p. 203-238, 1989.
- LO, A. W.; MACKINLAY, C. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, v. 1, p. 41-66, 1988.
- LUCAS, R. E. Jr. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica**, v. 46, p. 1429-1445, 1978.
- LUGER, R. Exact non-parametric tests for a random walk with unknown drift under conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 259-276, 2003.
- MALKIEL, B. Efficient market hypothesis. *In*: CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The econometrics of financial markets**. New Jersey: Princeton University Press, 1997.
- MALLIAROPULOS, D.; PRIESTLEY, R. Mean reversion in Southeast Asian stock markets. **Journal of Empirical Finance**, v. 6, p. 355-384, 1999.
- MAMMEN, E. Bootstrap and wild bootstrap for high dimensional linear models. **The Annals of Statistics**, v. 21, p. 255-285, 1993.
- MERTON, R. C. On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation. **Journal of Financial Economics**, v. 8, p. 323-361, 1980.

MERTON, R. C. Theory of rational option pricing. **Bell Journal of Economics and Management Science**, v. 4, p. 141-183, 1973.

MOOD, A. The distribution theory of runs. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 11, p. 367-392, 1940.

OSBORNE, M. Brownian motion in the stock market. **Operations Research**, v. 7, p. 145-173, 1959.

PAN, M. S.; CHAN, K. C.; FOK, R. C. W. Do currency future prices follow random walks? **Journal of Empirical Finance**, v. 4, p. 1-15, 1997.

POLITIS, D. N.; ROMANO, J. P. A circular block-resampling procedure for stationary data. *In*: LEPAGE, R.; BILLARD, L. **Exploring the limits of bootstrap**. New York: John Wiley, 1992.

POLITIS, D. N.; ROMANO, J. P. The stationary bootstrap. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, p. 1303-1313, 1994.

POLITIS, D. N.; ROMANO, J. P.; WOLF, M. Subsampling for heteroskedastic time series. **Journal of Econometrics**, v. 81, p. 281-317, 1997.

POLITIS, D. N.; WHITE, H. Automatic block-length selection for the dependent bootstrap. **Econometric Reviews**, v. 23, p. 53-70, 2004.

POTERBA, J. M.; SUMMERS, L. H. Mean reversion in stock prices: evidence and implications. **Journal of Financial Economics**, v. 22, p. 27-59, 1988.

POTERBA, J. M.; SUMMERS, L. H. The persistence of volatility and stock market fluctuations. **American Economic Review**, v. 76, p. 1142-1151, 1986.

RICHARDSON, M.; SMITH, T. Tests of financial models in the presence of overlapping observations. **Review of Financial Studies**, v. 4, p. 227-254, 1991.

RICHMOND, J. A general method for constructing simultaneous confidence intervals. **Journal of the American Statistical Association**, v. 77, p. 455-460, 1982.

ROBERTS, H. Statistical versus clinical prediction of the stock market. *In*: CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. **The econometrics of financial markets**. New Jersey: Princeton University Press, 1997.

SAMUELSON, P. A. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. **Industrial Management Review**, v. 6, p. 41-49, 1965.

SHASTRI, K. A.; SHASTRI, K. Do stock prices follow random walks: an analysis of the Tokyo Stock Exchange. **Working paper series of Carnegie Mellon H. John Heinz III School**, n. 41, 1994.

SHILLER, R. J. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? **American Economic Review**, v. 71, p. 421-436, 1981.

SHILLER, R. J.; PERRON, P. Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation. **Economics Letters**, v. 18, p. 381-386, 1985.

SIDAK, Z. Rectangular confidence regions for the means of multivariate normal distributions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 62, p. 626-633, 1967.

SMITH, G.; RYOO, H. J. Variance ratio tests of the random walk hypothesis for European emerging stock markets. **European Journal of Finance**, v. 9, p. 290-300, 2003.

SUMMERS, L. H. Does the stock market rationally reflect fundamental values? **Journal of Finance**, v. 41, p. 591-601, 1986.

TABAK, B. M. The random walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: the brazilian stock market case. **Applied Financial Economics**, v. 13, p. 369-378, 2003.

TORRES, R.; BONOMO, M. A. C.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, p. 199-247, 2002.

URRUTIA, J. L. Tests of random walk and market efficiency for Latin American emerging equity markets. **Journal of Financial Research**, v. 18, p. 299-309, 1995.

WHANG, Y. J.; KIM, J. A multiple variance ratio test using subsampling. **Economics Letters**, v. 79, p. 225-230, 2003.

WORKING, H. A random difference series for use in the analysis of time series. **Journal of the American Statistical Association**, v. 29, p. 11-24, 1934.

WHITE, H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817-838, 1980.

WHITE, H. **Asymptotic theory for econometricians**. Orlando: Academic Press, 1984.

WHITE, H; DOMOWITZ, I. Nonlinear regression with dependent observations. **Econometrica**, v. 52, p. 143-162, 1984.

WRIGHT, J. H. Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 18, p. 1-9, 2000.

## APÊNDICE – Composição das carteiras construídas

Na Tabela 1 encontram-se as carteiras compostas pelo tamanho das firmas. As firmas grandes representam as 10 ações com maior capitalização durante o período de 1999 a 2008 que respeitam o critério de liquidez estabelecido de pelo menos 95% de dias negociados em pregão nesse período. As firmas pequenas correspondem as 10 ações com menor capitalização no período citado, desde que negociadas em pelo menos 95% dos dias da amostra.

Na Tabela 2 encontram-se as carteiras compostas por setores da economia de acordo com a classificação da Bovespa. Os dados também são de 1999 a 2008 e todas as ações inclusas respeitam o critério de liquidez de terem sido negociadas em pelo menos 95% dos dias da amostra. Setores com menos de quatro empresas que obedeceram ao critério foram excluídos da amostra.

Tabela 1 – Composição das carteiras separadas por tamanho.

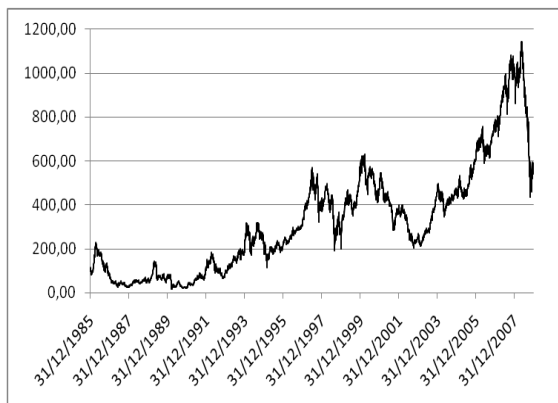
Razão Social da Empresa	Papel	Percentual de Alocação
<b>A) Firmas grandes</b>		
Petróleo Brasileiro S.A. Petrobras	PETR4	10,00%
Vale S.A.	VALE5	10,00%
Itaú Unibanco Holding S.A.	ITUB4	10,00%
Banco Bradesco S.A.	BBDC4	10,00%
Cia Siderúrgica Nacional	CSNA3	10,00%
Banco do Brasil S.A.	BBAS3	10,00%
Gerdau S.A.	GGBR4	10,00%
Usinas Siderúrgicas de Minas Gerais S.A.	USIM5	10,00%
Cia Energética de Minas Gerais	CMIG4	10,00%
Tele Norte Leste Participações S.A.	TNLP4	10,00%
<b>B) Firmas pequenas</b>		
Light S.A.	LIGT3	10,00%
Confab Industrial S.A.	CNFB4	10,00%
Centrais Elétricas de Santa Catarina S.A.	CLSC6	10,00%
Klabin S.A.	KBLN4	10,00%
Inepar S.A. Indústria e Construções	INEP4	10,00%
Unipar União de Indústrias Petroquímicas S.A.	UNIP6	10,00%
Cia Gás de São Paulo	CGAS5	10,00%
Magnesita Refratários S.A.	MAGG3	10,00%
Random S.A. Implementos e Participações	RAPT4	10,00%
Cia Energética do Ceará	COCE5	10,00%



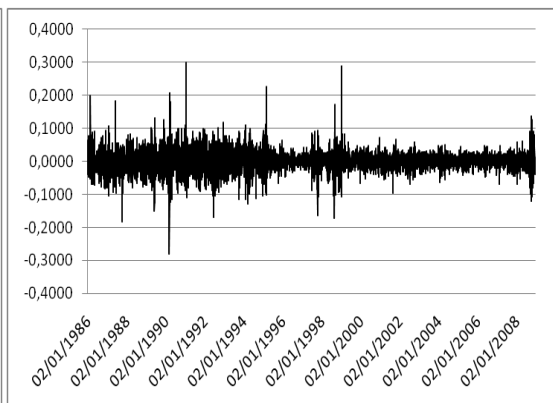
Tabela 2 – Composição das carteiras separadas por setor.

Razão Social da Empresa	Papel	Percentual de Alocação
<b>A) Setor de consumo</b>		
BRF - Brasil Foods S.A.	BRFS3	25,00%
Cia Brasileira de Distribuição	PCAR5	25,00%
Souza Cruz S.A.	CRUZ3	25,00%
Lojas Americanas S.A.	LAME4	25,00%
<b>B) Setor de energia elétrica</b>		
Centrais Elétricas de Santa Catarina S.A.	CLSC6	14,29%
Light S.A.	LIGT3	14,29%
Cia Paranaense de Energia	CPLE6	14,29%
Cia Energética do Ceará	COCE5	14,29%
Tractebel Energia S.A.	TBLE3	14,29%
Cia Energética de Minas Gerais	CMIG4	14,29%
Centrais Elétricas Brasileiras S.A.	ELET6	14,29%
<b>C) Setor financeiro</b>		
Itaú Unibanco Holding S.A.	ITUB4	25,00%
Itausa Investimentos Itaú S.A.	ITSA4	25,00%
Banco Bradesco S.A.	BBDC4	25,00%
Banco do Brasil S.A.	BBAS3	25,00%
<b>D) Setor industrial</b>		
Cia Siderúrgica Nacional	CSNA3	8,33%
Gerdau S.A.	GGBR4	8,33%
Usinas Siderúrgicas de Minas Gerais S.A.	USIM5	8,33%
Embraer - Empresa Brasileira de Aeronáutica S.A.	EMBR3	8,33%
Fibria Celulose S.A.	FIBR3	8,33%
Braskem S.A.	BRKM4	8,33%
Klabin S.A.	KLBN4	8,33%
Magnesita Refratários S.A.	MAGG3	8,33%
Random S.A. Implementos e Participações	RAPT4	8,33%
Confab Industrial S.A.	CNFB4	8,33%
Unipar União de Indústrias Petroquímicas S.A.	UNIP6	8,33%
Inepar S.A. Indústria e Construções	INEP4	8,33%
<b>E) Setor de telecomunicações</b>		
Vivo Participações S.A.	VIVO4	20,00%
Tele Norte Leste Participações S.A.	TNLP4	20,00%
Brasil Telecom S.A.	BRTO4	20,00%
Tim Participações S.A.	TCSL4	20,00%
Telecomunicações de São Paulo S.A.	TLPP4	20,00%

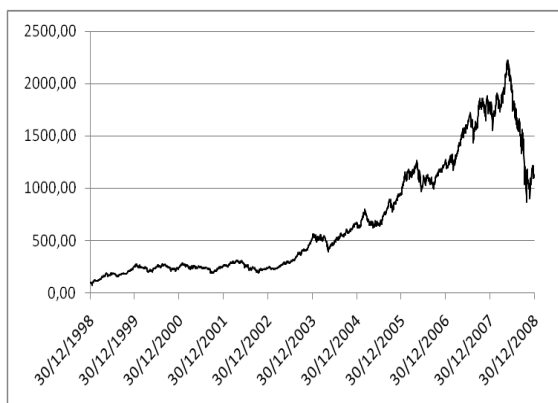
## ANEXO – Gráficos do IBOVESPA e das carteiras construídas



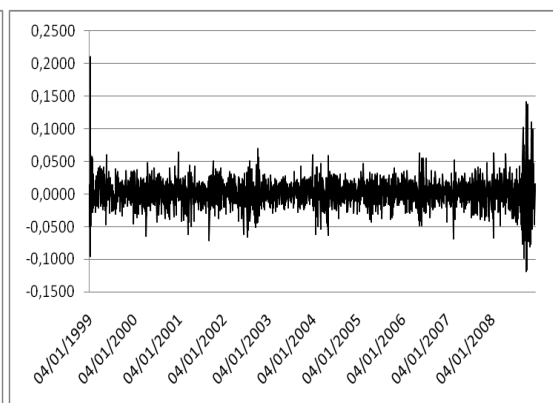
**Figura 1 - Índice diário do IBOVESPA deflacionado pelo IGP-DI**



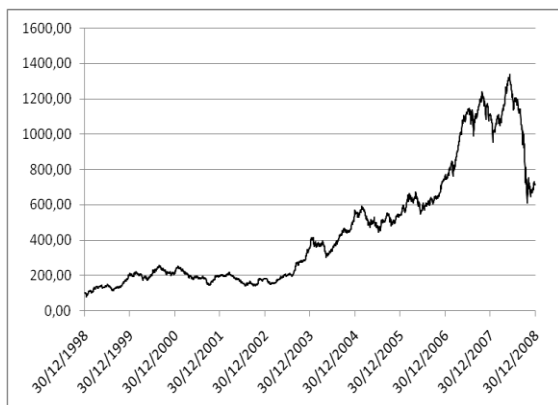
**Figura 2 - Retornos diários reais em logaritmo do IBOVESPA**



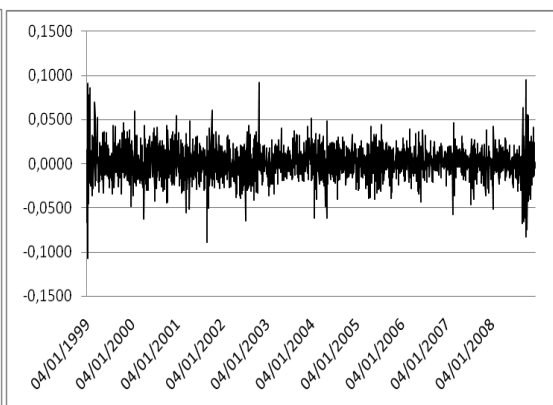
**Figura 3 - Índice diário da carteira das firmas grandes deflacionado pelo IGP-DI**



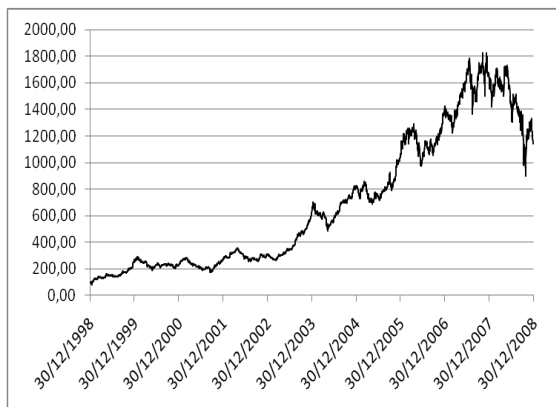
**Figura 4 - Retornos diários reais em logaritmo da carteira das firmas grandes**



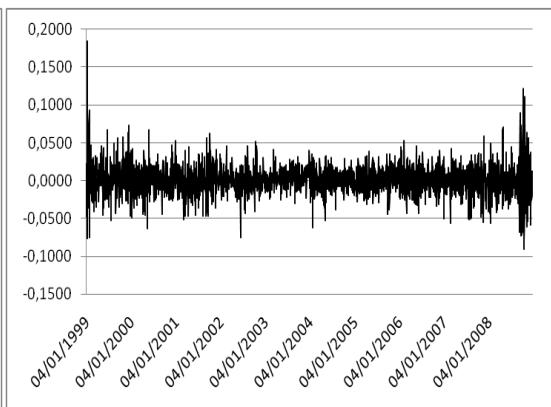
**Figura 5 - Índice diário da carteira das firmas pequenas deflacionado pelo IGP-DI**



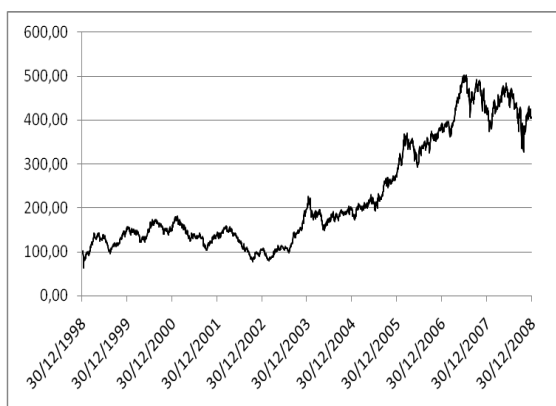
**Figura 6 - Retornos diários reais em logaritmo da carteira das firmas pequenas**



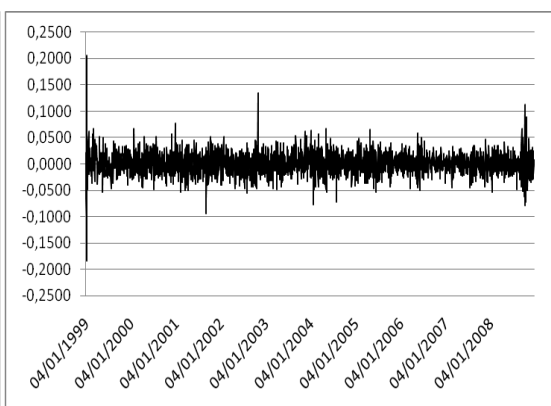
**Figura 7 - Índice diário da carteira do setor de consumo deflacionado pelo IGP-DI**



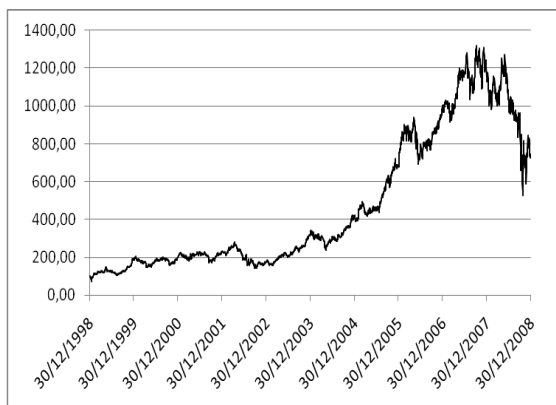
**Figura 8 - Retornos diários reais em logaritmo da carteira do setor de consumo**



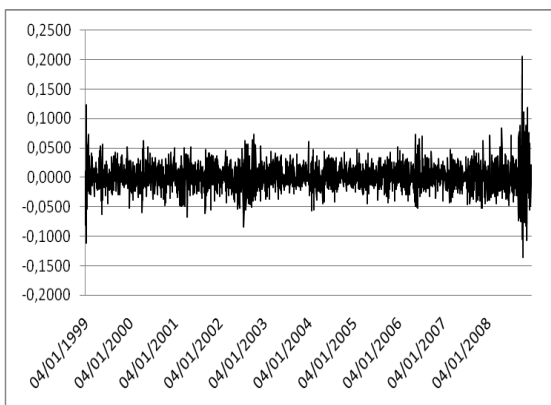
**Figura 9 - Índice diário da carteira do setor de energia elétrica deflacionado pelo IGP-DI**



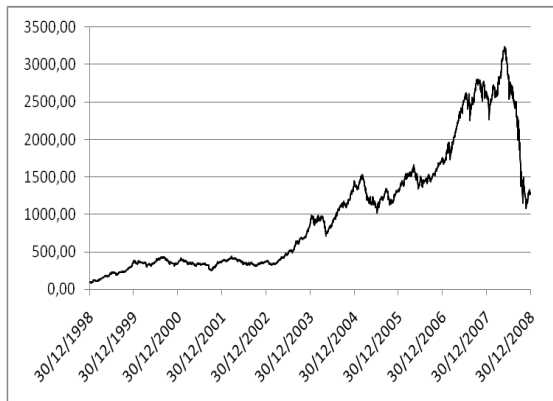
**Figura 10 - Retornos diários reais em logaritmo da carteira do setor de energia elétrica**



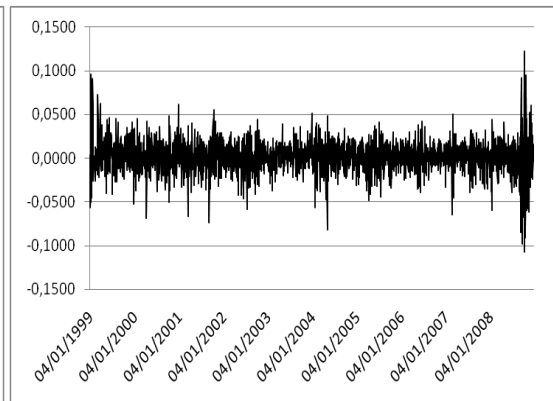
**Figura 11 - Índice diário da carteira do setor financeiro deflacionado pelo IGP-DI**



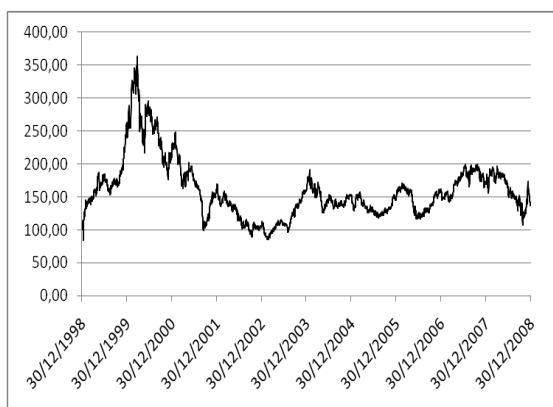
**Figura 12 - Retornos diários reais em logaritmo da carteira do setor financeiro**



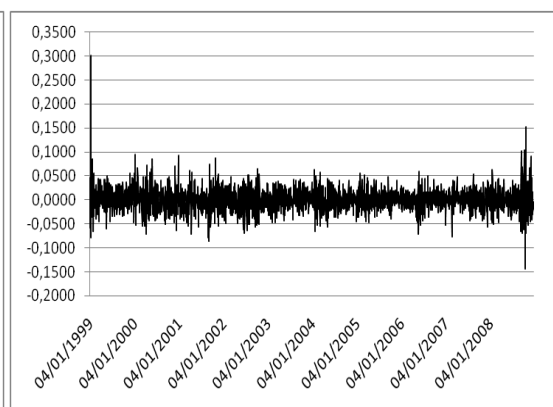
**Figura 13 - Índice diário da carteira do setor industrial deflacionado pelo IGP-DI**



**Figura 14 - Retornos diários reais em logaritmo da carteira do setor industrial**



**Figura 15 - Índice diário da carteira do setor de telecomunicações deflacionado pelo IGP-DI**



**Figura 16 - Retornos diários reais em logaritmo da carteira do setor de telecomunicações**