

TESTE DA HIPÓTESE DO CAMINHO ALEATÓRIO NO BRASIL E NOS ESTADOS UNIDOS

por

Ana Ester Farias

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Administração, Área de Concentração em Estratégia e Competitividade, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Administração.**

Orientador: Prof. Dr. Paulo Sérgio Ceretta

Santa Maria, RS, Brasil

2009

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Sociais e Humanas
Programa de Pós-Graduação em Administração**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**TESTE DA HIPÓTESE DO CAMINHO ALEATÓRIO NO BRASIL E
NOS ESTADOS UNIDOS**

elaborada por
Ana Ester Farias

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Administração

COMISSÃO EXAMINADORA:

Paulo Sérgio Ceretta, Dr.
(Presidente/Orientador)

Adriano Mendonça Souza, Dr. (UFSM)

Ivanor Müller, Dr. (UFSM)

Kelmara Mendes Vieira, Dr^a. (UFSM)

Santa Maria, 31 de Março de 2009.

O domínio de uma profissão não exclui
o seu aperfeiçoamento.

Ao contrário, será mestre quem
continuar aprendendo.

(Pierre Furter)

Agradecimentos

Agradeço, primeiramente, a todos os professores e funcionários que fizeram parte da minha caminhada como aluna do Mestrado em Administração, em especial à Prof^a. Dr^a. Kelmara Mendes Vieira e à servidora Maria Medianeira Machado Visentini, sempre atenciosas e dedicadas.

Ao Prof. Dr. Paulo Sérgio Ceretta, que mostrou ser um exemplo de professor dedicado e profundo conhecedor de sua área de atuação, além de contribuir com sua sabedoria como orientador.

A todos os colegas, companheiros de longas jornadas de estudos e que, com eles, todo o esforço tornou-se mais compensador devido à grande amizade que se formou entre nós, em especial Débora, Kathiane, Lisiane, Maria Dolores e Vanderléia.

À minha família pelo carinho, especialmente a Robson, pela força e compreensão e porque sem seu apoio esse sonho não seria possível.

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Administração
Universidade Federal de Santa Maria

TESTE DA HIPÓTESE DO CAMINHO ALEATÓRIO NO BRASIL E NOS ESTADOS UNIDOS

AUTORA: ANA ESTER FARIAS

ORIENTADOR: DR. PAULO SÉRGIO CERETTA

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 31 de março de 2009.

O mercado de ações tem sido alvo de muitas pesquisas que visam identificar a presença de algum grau de previsibilidade nas séries de retornos. Dentro deste contexto desenvolveu-se a Teoria de Eficiência de Mercado dividida em três formas: eficiência fraca, semiforte e forte. A hipótese do caminho aleatório foi criada para testar, empiricamente, a Eficiência de Mercado na forma fraca. Sua aceitação ou rejeição traz implicações quanto a possibilidade de se conseguir prever, de alguma maneira, com base em retornos passados, os retornos futuros, tirando proveito disso para auferir rendimentos extraordinários. A fim de testar a hipótese do caminho aleatório estudiosos do assunto criaram, ao longo dos anos, métodos e, dentre estes, destacam-se os testes de quociente de variâncias que, inicialmente foram aplicados em mercados desenvolvidos e, atualmente, também tem sido utilizados em mercados emergentes. Para o desenvolvimento da presente pesquisa, com o intuito de testar a hipótese do caminho aleatório em um mercado emergente (Brasil) e em um mercado desenvolvido (Estados Unidos), foram aplicados os seguintes testes de quociente de variâncias: simples, múltiplas, com base nos postos e com base nos sinais. Foram utilizados os retornos do IBOVESPA, como *proxy* do mercado acionário brasileiro, e do S&P 500, para o mercado norte-americano, coletados diariamente e semanalmente no período de 03 de janeiro de 2000 a 25 de abril de 2008. Os resultados demonstraram uma aceitação da hipótese do caminho aleatório na maioria dos testes efetuados apontando para uma forma fraca de eficiência de mercado.

Palavras-chave: Previsibilidade; Eficiência de mercado; Caminho aleatório; Quociente de variâncias.

ABSTRACT

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Administração
Universidade Federal de Santa Maria

TEST OF RANDOM WALK HYPOTHESIS IN BRAZIL AND UNITED STATES

AUTHOR: ANA ESTER FARIAS

ADVISER: DR. PAULO SÉRGIO CERETTA

Date and Place of Defense: Santa Maria, March 31, 2009.

The stock market has been objective of many researches that seek to identify the presence of some previsibility degree in the return series. Inside of this context grew the Market Efficiency Theory divided in three forms: weak efficiency, semi-strong and strong. The random walk hypothesis was created to test, empirically, the Market Efficiency in the weak-form. Acceptance or rejection brings implications as the possibility of its to get to foresee, somehow, based in past returns, the future returns, removing advantage of that to gain extraordinary incomes. To test the random walk, specialists in this subject they created, along the years, methods and, among these, they stand out the variance ratio tests that, initially they were applied in developed markets and, nowadays, it has also been used at emerging markets. For the development of the present research, with the intention of testing the random walk hypothesis in an emerging market (Brazil) and in a developed market (United States), were implemented the following variance ratio tests: simple, multiple, based in the ranks and signs. The returns of IBOVESPA were used, as proxy of the Brazilian stock market, and of S&P 500, to the North American market, collected daily and weekly in the period of January 03, 2000 to April 25, 2008. The results demonstrated an acceptance of the random walk hypothesis in most of the made tests appearing for a weak form of market efficiency.

Key-Words: Previsibility; Market efficiency; Random Walk; Variance ratio.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Comparação entre as formas de eficiência.....	23
FIGURA 2 – Resumo dos fatos históricos relacionados ao modelo de caminho aleatório.....	41
FIGURA 3 – Gráfico da evolução dos preços coletados diariamente para o IBOVESPA (R\$ e U\$).....	65
FIGURA 4 – Gráfico da evolução dos preços coletados diariamente para o S&P 500 (U\$).....	66
FIGURA 5 – Gráfico da evolução dos preços coletados semanalmente para o IBOVESPA (R\$ e U\$).....	67
FIGURA 6 – Gráfico da evolução dos preços coletados semanalmente para o S&P 500 (U\$).....	67
FIGURA 7 – Gráfico da evolução dos retornos diários para o IBOVESPA (R\$).....	68
FIGURA 8 – Gráfico da evolução dos retornos diários para o IBOVESPA (U\$).....	69
FIGURA 9 – Gráfico da evolução dos retornos diários para o S&P 500 (U\$).....	69
FIGURA 10 – Gráfico da evolução dos retornos semanais para o IBOVESPA (R\$).....	70
FIGURA 11 – Gráfico da evolução dos retornos semanais para o IBOVESPA (U\$).....	70
FIGURA 12 – Gráfico da evolução dos retornos semanais para o S&P 500 (U\$).....	71

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Resumo de estudos sobre a RWH.....	53
TABELA 2 – Número de preços coletados e retornos calculados.....	68
TABELA 3 – Estatística descritiva das séries de taxas de retorno semanais, para os índices IBOVESPA e S&P 500, no período de janeiro de 2000 a abril de 2008.....	72
TABELA 4 – Estatística descritiva das séries de taxas de retorno diário para os índices IBOVESPA e S&P 500, no período de janeiro de 2000 a abril de 2008.....	73
TABELA 5 – Teste Jarque-Bera de normalidade para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.....	73
TABELA 6 – Teste Dickey-Fuller ampliado para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.....	74
TABELA 7 – Teste KPSS para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.....	74
TABELA 8 – Teste KPSS para os retornos do IBOVESPA diários e semanais em U\$.....	75
TABELA 9 – Quociente de variâncias simples para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.....	75
TABELA 10 – Quociente de variâncias simples para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.....	76
TABELA 11 – Quociente de variâncias múltiplas para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.....	76
TABELA 12 – Quociente de variâncias múltiplas para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.....	77

TABELA 13 – Quociente de variâncias com base nos postos para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.....	78
TABELA 14 – Quociente de variâncias com base nos postos para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.....	78
TABELA 15 – Quociente de variâncias com base nos sinais para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.....	79
TABELA 16 – Quociente de variâncias com base nos sinais para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.....	79
TABELA 17 – Resumo dos resultados dos testes de quociente de variâncias para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.....	80

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

RWH – *random walk hypothesis*, hipótese do caminho aleatório.

VR – *variance ratio*, quociente de variâncias.

NYSE – *New York Stock Exchange*, Bolsa de Valores de Nova Iorque.

BOVESPA – Bolsa de Valores de São Paulo.

IBOVESPA – Índice BOVESPA.

S&P 500 – *Standard and Poor index*.

CAPM – *Capital asset pricing model*, modelo de precificação de ativos.

i.i.d – independentes e identicamente distribuídos.

m.d.s. – sequência de diferenças martingale

SMM – distribuição *studentized maximum modulus*.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	13
1.1	Problematização.....	14
1.2	Objetivos	15
1.2.1	Objetivo geral	15
1.2.2	Objetivos específicos	16
1.3	Justificativa.....	17
1.4	Estrutura do trabalho	18
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	20
2.1	Comportamento do mercado de ações	20
2.1.1	Eficiência de mercado	21
2.1.2	Comportamento <i>martingale</i> ou jogo justo.....	24
2.1.3	Racionalidade de mercado.....	27
2.1.4	Não-linearidade.....	28
2.1.5	Anomalias de mercado.....	29
2.2	Séries temporais.....	30
2.2.1	Processos estocásticos	32
2.2.2	Testes de estacionariedade	35
2.2.3	Fatos Estilizados	38
2.3	Caminho Aleatório.....	39
2.3.1	Métodos para verificar a aleatoriedade	44
2.3.2	Estudos anteriores	46
3	TIPO E MÉTODO DE PESQUISA.....	54
3.1	Dados	56

3.2	Testes de quociente de variâncias	58
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	64
4.1	Descrição da amostra	64
4.2	Quociente de Variâncias Simples	75
4.3	Quociente de Variâncias Múltiplas	76
4.4	Quociente de Variâncias com Base nos Postos.....	77
4.5	Quociente de Variâncias com Base nos Sinais	78
4.6	Resumo dos resultados dos testes de quociente de variâncias.....	79
5	CONCLUSÃO	81
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	84

1 INTRODUÇÃO

A previsibilidade do mercado de ações tem sido alvo constante de estudos desenvolvidos pelos pesquisadores da área financeira. Alguns destes revelaram, através de diversas metodologias que foram sendo criadas ao longo dos anos, comportamento previsível, em algum grau, do mercado de valores em diferentes segmentos da economia, enquanto outros mostraram que alguns mercados não possuem nenhum tipo de previsibilidade.

Ao falar-se em previsibilidade do mercado de ações, deve-se ressaltar um dos temas de maior destaque sobre este assunto que é a eficiência de mercado, evidenciada por Fama (1970) e, desde então, citada em diversos estudos sobre o mercado acionário. Segundo este autor, a hipótese de mercado eficiente preconiza que os mercados estejam cada vez mais abertos a todo o tipo de público e que seus preços devam refletir a maior disponibilidade de informação, sendo assim estimados com mais segurança, facilitando o acesso de investidores domésticos e estrangeiros e abrindo caminho para um volume elevado de informações, colaborando para que o preço atual no mercado seja um preço justo.

De acordo com Fama (1970) existem dois casos especiais do modelo de mercado eficiente, o *submartingale* e o *random walk*, os quais trouxeram importantes implicações à literatura empírica. O primeiro caso implica dizer que o valor esperado para o próximo período nada mais é do que o valor corrente. Já o *random walk* ou caminho aleatório, remete ao fato de que os retornos futuros são independentes dos preços presentes.

Conforme Elton et al. (2004) caso exista validade na hipótese do caminho aleatório (*random walk hypothesis* - RWH), também deverá ser legitimada a hipótese de mercado eficiente com relação a retornos passados, entretanto a afirmação contrária não é necessariamente verdadeira. Isto indica, segundo os mesmos autores, que evidências favoráveis ao modelo do caminho aleatório acabam por apoiar a eficiência de mercado, no que tange a rendimentos passados.

Dessa forma a hipótese do caminho aleatório é utilizada para testar, empiricamente, a eficiência de mercado. Através de muitos testes criados ao longo dos anos a hipótese do caminho aleatório tem sido estudada, nos mercados acionários de diversos países, no intuito de revelar se os preços dos ativos têm um

comportamento aleatório ou podem ser previstos de alguma maneira. Segundo Belaire-Franch e Opong (2005), evidências passadas sugerem que séries formadas por taxas de retorno seguem um caminho aleatório, o que implica dizer que o comportamento de tais séries é eficiente na forma fraca.

De acordo com Al-Khazali, Ding e Pyun (2007) como ferramentas para testar a hipótese do caminho aleatório salientam-se os testes de quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988) e o de Chow e Denning (1993). Os autores também ressaltam que estudos recentes têm usado os testes de quociente de variâncias não paramétricos de postos e sinais de Wright (2000), para estudar a hipótese do caminho aleatório nos preços das ações.

Os estudos pioneiros sobre a hipótese do caminho aleatório foram feitos em mercados desenvolvidos, porém, segundo Ojah e Karemera (1999), a inclusão de mercados de capitais emergentes, em carteiras de ações, tem produzido alguns estudos sobre a dinâmica do preço dos mercados acionários emergentes.

Dentre os países desenvolvidos destaca-se os Estados Unidos, que possui a maior bolsa de valores do mundo, a Bolsa de Valores de Nova Iorque (NYSE), cujo número de companhias listadas é de aproximadamente 2.805, representando um valor de mercado global total em torno de 27,1 trilhões de dólares em 31 de dezembro de 2007, segundo NYSE (2008).

Já entre os países emergentes ressalta-se o Brasil, país com a maior bolsa de valores da América Latina, a Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), que, no ano de 2007, registrou um montante de capitalização do mercado de quase 1,4 trilhões de dólares, com 449 empresas listadas, conforme BOVESPA (2008).

1.1 Problematização

O comportamento do mercado de ações, dentro do contexto da forma fraca de eficiência de mercado interessa, segundo Belaire-Franch e Opong (2005), não só a acadêmicos, mas também aos investidores e intermediários que negociam os papéis das companhias. Enquanto que os primeiros tentam entender o comportamento do mercado durante o tempo, os demais interessam-se em

identificar ineficiências de mercado que possam explorar no intuito de conseguirem retornos extraordinários.

É nesse contexto que o presente trabalho insere-se, visto que ele apresenta como tema a previsibilidade do mercado de ações, realizando testes nos mercados brasileiro e norte-americano. Como *proxy* do mercado brasileiro será utilizado o Índice BOVESPA (IBOVESPA) e, como *proxy* do mercado norte-americano, o *Standard and Poor index* (S&P 500). Para evidenciar a presença ou não de previsibilidade será testada a hipótese do caminho aleatório nos índices representativos dos mercados em questão, coletados diariamente e semanalmente, no período de janeiro de 2000 a abril de 2008, através dos testes de quociente de variâncias de Lo e Mackinlay (1988), Chow e Dening (1993), e de postos e sinais de Wright (2000). Buscou-se, através deste estudo, responder às seguintes questões:

- i. O mercado brasileiro segue um caminho aleatório?
- ii. O mercado norte-americano segue um caminho aleatório?
- iii. Há diferença entre os dois comportamentos no período analisado?

1.2 Objetivos

Segundo Fachin (2001, p. 113) “o objetivo é um fim que o trabalho se propõe a atingir. A pesquisa científica atinge seu objetivo se todas as suas faces, por mais difíceis e demoradas que sejam, forem vencidas e o pesquisador puder dar uma resposta ao problema formulado”. Dessa forma, a seguir estão descritos o objetivo geral e os objetivos específicos que a presente pesquisa visou alcançar.

1.2.1 Objetivo geral

Conforme Fachin (2001, p. 113) “objetivo geral indica uma ação muito ampla do problema, com o intuito de conhecer o assunto abordado determinando a finalidade da pesquisa”. Tendo em vista tal conceito propôs-se, como objetivo desta

pesquisa, testar a hipótese do caminho aleatório, no mercado emergente brasileiro e no mercado desenvolvido norte-americano, através da utilização dos testes de quociente de variâncias.

1.2.2 Objetivos específicos

No que se refere ao conceito de objetivo específico, Jung (2004, p.220) salienta que:

pode ser elaborado a partir do objetivo geral, já que são objetivos menores que poderão ser atingidos durante a execução da pesquisa, sendo incluídos na pesquisa como elementos secundários que devem ser atingidos ao longo do tempo, não somente no final do prazo, mas até o prazo final (JUNG, 2004, p.220).

Assim, para atingir o objetivo principal, faz-se necessário os seguintes objetivos específicos:

- a) verificar a estacionariedade das séries;
- b) testar a hipótese do caminho aleatório através do teste de quociente de variâncias simples para os retornos semanais e diários do IBOVESPA e do S&P 500;
- c) testar a hipótese do caminho aleatório através do teste de quociente de variâncias múltiplas para os retornos semanais e diários do IBOVESPA e do S&P 500;
- d) testar a hipótese do caminho aleatório através do teste de quociente de variâncias com base nos sinais para os retornos semanais e diários do IBOVESPA e do S&P 500;
- e) testar a hipótese do caminho aleatório através do teste de quociente de variâncias com base nos postos para os retornos semanais e diários do IBOVESPA e do S&P 500.

1.3 Justificativa

O mercado de ações é fundamental dentro da economia, pois tem papel destacado no desenvolvimento mundial. Diante dessa importância, torna-se necessário para todos os grupos de envolvidos em tal mercado conhecerem o seu comportamento.

Um dos pontos que tem recebido atenção pela literatura desenvolvida sobre o mercado acionário é a possibilidade ou não de prever o comportamento futuro dos ativos através de dados extraídos do passado. Segundo Santos (2005), tal assunto dominou, e ainda domina a mente de muitos pesquisadores que se esforçam na tentativa de provar que o mercado acionário é totalmente imprevisível ou, então, na elaboração de modelos que buscam alguma prova de previsibilidade, ou seja, indicar que é possível, com base nos acontecimentos colhidos no passado, estimar os fatos futuros.

Dentro deste contexto é que foi desenvolvida a hipótese do caminho aleatório, com o objetivo de testar se determinada série de ativos tem comportamento puramente aleatório ou segue qualquer tipo de tendência capaz de auxiliar analistas, investidores e demais estudiosos da área, a prever possíveis comportamentos futuros. De acordo com Torres, Bonomo e Fernandes (2002), tal modelo pode trazer implicações sérias às complexas técnicas de análise gráfica e aos modelos econométricos de previsão univariada de preços de ativos quando de sua confirmação.

Na busca por testar tal hipótese várias metodologias foram criadas, entre elas cita-se os testes de quociente de variâncias, utilizados pela literatura financeira com o objetivo de aceitar ou rejeitar a hipótese de que uma série de ativos segue um caminho aleatório.

Devido à relevância de realizar-se testes de previsibilidade, no mercado de ações, muitos estudos têm sido feitos ao longo dos anos em diferentes países. Inicialmente pesquisas foram desenvolvidas com o objetivo de testar a hipótese do caminho aleatório para retornos de ações em mercados de capital desenvolvidos. Os estudos de Fama e French (1988) e Lo e Mackinlay (1988), encontraram evidência contrária à hipótese do caminho aleatório nestes mercados.

Mais recentemente estudos sobre previsibilidade têm sido desenvolvidos, também, em mercados de ações de países emergentes, como é o caso dos trabalhos de Karemera, Ojah e Cole (1999), Ojah e Karemera (1999), Santos (1999) e Ceretta (2001), que aceitaram a hipótese do caminho aleatório, enquanto que Urrutia (1995) e Chang, Lima e Tabak (2004) rejeitaram tal hipótese.

Devido aos resultados contraditórios encontrados e à ausência de pesquisas recentes sobre o assunto, justifica-se o presente trabalho na tentativa de suprir lacunas existentes a respeito da previsibilidade do mercado acionário brasileiro. Além disso, também não existem estudos que englobem a comparação entre o comportamento do Brasil, um mercado considerado emergente, com o norte-americano, visto como desenvolvido.

Para representar o mercado emergente brasileiro foi utilizado o IBOVESPA, pois este reflete a evolução média dos títulos negociados na BOVESPA. Já para representar o mercado desenvolvido norte-americano optou-se pelo S&P 500, tendo em vista que este é considerado como um padrão para investidores que desejam ter informações a respeito do mercado de ações dos Estados Unidos.

1.4 Estrutura do trabalho

O capítulo um introduz o trabalho, mostrando o tema e respectiva delimitação do tema, o problema de pesquisa, os objetivos geral e específicos, além da justificativa.

No segundo capítulo foi feita uma revisão bibliográfica sobre o assunto dentro da literatura existente. Primeiramente, aborda-se o comportamento do mercado acionário, onde são analisados assuntos pertinentes como eficiência de mercado, comportamento *martingale* ou jogo justo, racionalidade de mercado, não-linearidade e anomalias de mercado. A seguir é feita uma abordagem a respeito de séries temporais onde são descritos o processo estocástico, os testes de estacionariedade e os fatos estilizados. Para finalizar, na parte de revisão bibliográfica é abordado o caminho aleatório, fazendo-se menção aos métodos para verificar a aleatoriedade e os estudos anteriores.

No capítulo três é enumerada a metodologia utilizada através da descrição dos tipos e métodos de pesquisa, dos dados, da forma de coleta destes, além da definição da maneira como foram feitos os testes e análise dos dados.

O capítulo quatro contempla a análise dos resultados, onde foi feita a descrição da amostra selecionada por meio de gráficos, estatísticas descritivas e testes de normalidade e estacionariedade, bem como a apresentação dos resultados dos testes de quociente de variâncias utilizados (simples, múltiplas, com base nos postos e com base nos sinais). Além disso, também apresenta um resumo dos resultados obtidos através dos testes de quociente de variâncias.

E, por fim, o capítulo cinco traz a conclusão da presente pesquisa, onde é feito um apanhado geral desta, além da comparação com os resultados obtidos em outras pesquisas sobre o assunto em questão e, inclusive, sugestões para pesquisas futuras.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Este capítulo apresenta a literatura existente sobre o assunto abordado. O primeiro tópico evidenciado neste capítulo é o comportamento do mercado de ações, onde são abordados a eficiência de mercado, comportamento *martingale* ou jogo justo, racionalidade de mercado, não-linearidade e anomalias de mercado. Após, fez-se uma revisão a respeito de séries temporais, a qual se subdivide em processos estocásticos, testes de estacionariedade e fatos estilizados. Também é feita uma apresentação sobre caminho aleatório, em que são vistos métodos para verificar a aleatoriedade e estudos anteriores.

2.1 Comportamento do mercado de ações

Devido à importância atribuída ao mercado acionário, muitos estudos têm sido feitos nesta área. Alguns deles tratam do comportamento dos preços das ações negociadas nas bolsas de valores, tentando oferecer subsídios sobre a evolução dos valores com a finalidade de prever possíveis comportamentos futuros.

De acordo com Silva, Matias e Vieira (2006):

no que diz respeito à previsão do comportamento de preços de ativos em mercados financeiros, existe uma real importância econômica que envolve milhares de empresas e investidores em todo o mundo. A introdução de ferramentas que melhorem a capacidade de predição do comportamento de preços de ativos é um desafio para acadêmicos e práticos, e a discussão de novas abordagens para o estudo desses comportamentos, (...), é de suma importância para o seu desenvolvimento e sua posterior aplicação prática (SILVA, MATIAS e VIEIRA, 2006, p.2).

Para Paiva (2001, p.85) “no mundo dos negócios as empresas estão sujeitas a distúrbios externos e internos, imprevisíveis e incontroláveis, e operam sob condições de risco e incerteza, com informação incompleta e limitada”. O autor complementa seu pensamento dizendo que, apesar de participarem de um contexto tão turbulento as organizações acabam por utilizar, para a tomada de decisão, modelos baseados em pressupostos de previsibilidade, racionalidade e controle.

Segundo Mattarocci (2006) os estudos feitos sobre análise e previsão da dinâmica do valor das ações afirmam que, através de dados passados, pode-se coletar informação útil para entender o mecanismo de formação de preço. As chamadas análises técnicas, propostas na literatura existente, assumem que a dinâmica de preço pode ser interpretada através de tendências lineares e consegue ser analisada usando um padrão matemático ou gráfico de aproximação. Tal afirmativa se torna incorreta devido ao alto número de fatores que estão, provavelmente, influenciando a dinâmica do mercado de valores. De acordo com o mesmo autor são necessários mecanismos mais complexos para definir estas relações.

Ceretta (2001) afirma que:

entre 1900 e 1970, a maioria dos estudos deram suporte a hipótese de que a variação nos preços das ações segue um caminho aleatório. Porém, sua validade voltou a ser discutida a partir da publicação de inúmeros estudos que procuravam identificar anomalias temporais nas variações dos preços (CERETTA, 2001, p.24).

De acordo com Costa e Baidya (2001) é necessário conhecer o funcionamento das séries de retornos das ações para aplicar-se, de forma correta, os modelos que estudam as características dos retornos, sobretudo no que diz respeito à média e variância as quais irão determinar o retorno esperado e prever a volatilidade dos próximos períodos.

Segundo Santos (2005) o debate sobre o desempenho do mercado financeiro é assunto dominante na mente de muitos economistas. Alguns estudiosos empenham-se para provar que o mercado de ações é imprevisível, enquanto outros se concentram em formular modelos nos quais se encontre algum indício de previsibilidade. Com relação a tal assunto, ainda existem os defensores da idéia de que, se baseando em fatos passados é possível descrever situações futuras.

2.1.1 Eficiência de mercado

De acordo com Costa Jr. e Ceretta (2000) um ponto considerado polêmico dentro da teoria de finanças é a conhecida hipótese de mercado eficiente, a qual se destacou a partir da publicação, em 1953, do estatístico Maurice Kendall. O trabalho

de Kendall refere-se a um estudo feito sobre as variações dos preços de ações e *commodities* na Bolsa de Valores de Londres. O referido autor chegou à conclusão de que tais variações não apresentavam qualquer tipo de comportamento identificável, ou seja, totalmente aleatórias.

Gitman e Madura (2003) afirmam que o preço das ações de uma determinada empresa reflete as mudanças nas condições de mercado desencadeadas por novas informações. Tendo em vista que alguns investidores fazem negócios imediatamente após os anúncios de novas informações, a influência das mesmas no preço das ações é quase que instantânea. Quando as novas informações sobre uma empresa são favoráveis os investidores tendem a aumentar a demanda pelas ações desta. Em contraste, quando as informações são desfavoráveis os investidores são levados a reduzir sua demanda pelas ações da empresa em questão. Assim, os autores concluem que, se os preços das ações refletem informações disponíveis aos investidores, o mercado de ações é chamado de mercado eficiente. Ao contrário, se os preços das ações não refletem todas as informações, o mercado é considerado ineficiente.

Segundo Elton et al. (2004) o conceito de mercado eficiente tem sido um dos temas dominantes desde a década de 1960 dentro da literatura acadêmica. Os autores apontam que tal temática adquiriu um significado bastante específico dentro de finanças, ressaltando que quando se faz referência à terminologia mercado eficiente isso significa que os preços dos títulos são um reflexo total de todas as informações que estão a disposição.

A hipótese do mercado eficiente, conforme Fama (1991), preconiza que o preço das ações não segue nenhum tipo de padrão, ou seja, possui uma dinâmica aleatória, onde não é possível identificar qualquer regularidade como ciclos ou sazonalidades. Segundo este mesmo autor, sendo o comportamento do preço das ações totalmente aleatório, os investidores não têm condições de estruturar qualquer tipo de estratégia de negociação sustentando-se em intervalos específicos de tempo que produzam taxas de retorno além do normal.

A hipótese de mercado eficiente subdivide-se em três categorias, onde se observam referências distintas quanto ao tipo de informação. São elas: testes de forma fraca, testes de forma semiforte e testes de forma forte.

Os testes de forma fraca são aqueles onde, de acordo com Fama (1970), a informação disponível é somente o histórico de preços passados, ou seja, segundo

Elton et al. (2004), servem para verificar se toda a informação contida em preços passados reflete nos preços atuais. Gitman e Madura (2003) destacam que:

uma estratégia de investimento como comprar uma ação se o seu preço aumentar durante quatro dias consecutivos ou se seu volume de negociação aumentar não deverá gerar retornos anormais ajustados ao risco se o mercado de ações for eficiente de forma fraca (GITMAN e MADURA, 2003, p.501).

Quanto aos testes de forma semiforte Fama (1970) afirma que estes procuram verificar se informações disponíveis publicamente refletem totalmente nos preços correntes dos títulos. Além das informações públicas relacionadas ao mercado, tais como volume de negociação e movimentos históricos dos preços, Gitman e Madura (2003), ressaltam que existem outras disponíveis ao público, que são as notícias sobre condições econômicas, previsões públicas do preço das ações feitas por investidores institucionais, etc.

Por fim, os testes de forma forte têm por objetivo verificar se toda informação, seja ela publicamente disponível ou não, reflete totalmente nos preços dos títulos e se qualquer categoria de investidor consegue auferir lucros extraordinários. É preciso ressaltar que Elton et al. (2004), têm um posicionamento diferente do restante da literatura quanto ao conceito de testes de forma forte do mercado eficiente. Os autores salientam que Fama, precursor de tal hipótese, define estes testes como aqueles que objetivam verificar se os mercados analisados refletem totalmente informações que não estão disponíveis integralmente.

Tendo em vista a classificação das formas de eficiência é possível visualizar, através da Figura 1, uma comparação entre estas.

Forma de eficiência	Descrição	Tipo de informação usada para testar se existe eficiência.
Forma fraca	Os preços das ações refletem todas as informações relacionadas ao mercado.	Movimentos históricos no preço das ações e no volume dos negócios.
Forma semiforte	Os preços das ações refletem todas as informações disponíveis publicamente.	Recomendações de analistas e outras informações públicas.
Forma forte	Os preços das ações refletem todas as informações.	Qualquer informação pública e informações privilegiadas.

Figura 1 - Comparação entre as formas de eficiência.

Fonte: Gitman e Madura (2003, p.502).

Alterações na denominação das categorias de eficiência de mercado foram propostas por Fama (1991). O autor sugere, ao invés dos testes da forma fraca, que se referiam apenas ao poder dos retornos passados, testes mais abrangentes, tratando da previsibilidade destes, incluindo variáveis como dividendos anuais e taxas de juros. A segunda, a forma semiforte, que trata de ajuste de preços diante de anúncios públicos, teve sua denominação modificada para estudo de evento. Quanto à terceira categoria, testes de forma forte, teve seu nome alterado para teste de informações privadas, título este considerado mais descritível.

Segundo Santos (2005) o conceito de mercado eficiente é fundamental no que tange ao debate relacionado à previsão do mercado, porque, caso não exista padrão na formação dos valores, ou seja, se o mercado é eficiente na sua formação de preço, não é possível prevê-lo.

Elton et al. (2004) ressaltam que parte considerável da literatura a respeito de mercado eficiente preocupa-se, realmente, com a incorporação da informação nos preços dos títulos, isto é, com que velocidade é feita esta ligação entre informação e preço, descrevendo que um anúncio elaborado por determinada empresa em relação a seus lucros pode fazer com que se elevem os preços de suas ações.

A hipótese de mercado eficiente possui implicações importantíssimas para a realização de análise de títulos. De acordo com Elton et al. (2004, p.351), “se os testes empíricos constatarem que não é possível prever retornos futuros a partir de retornos passados, então as táticas de negociação baseadas em exames da seqüência de preços passados são inúteis”.

2.1.2 Comportamento *martingale* ou jogo justo

Santos (2005) destaca que, normalmente, a hipótese de mercado eficiente é associada ao conceito de *martingale* ou jogo justo. O pioneiro em fazer esta relação foi Paul Anthony Samuelson em seu trabalho *Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly*, de 1965.

Segundo Ceretta (2001) o modelo *martingale* afirma que o preço esperado para amanhã é o mesmo praticado no dia de hoje. Morettin (2004), corrobora tal afirmação exemplificando um *martingale* da seguinte forma:

Suponha que X_n represente a fortuna de um jogador após o n -ésimo jogo e F_n represente a “história passada do jogo”, ou seja, $F_n = \{X_n, X_{n-1}, \dots, X_1\}$. Se o ganho esperado no $(n+1)$ -ésimo jogo, dada a informação passada, for igual à fortuna atual, X_n , dizemos que o processo estocástico $\{X_n, n \geq 1\}$ é um *martingale* (MORETTIN, 2004, p.62).

Elton et al. (2004) dizem que a expressão jogo justo tem como significado o fato de que não existe nenhuma forma de usar informações disponíveis, em um determinado espaço de tempo, para obter rendimentos acima do normal. Isto quer dizer, de acordo com LeRoy (1989), que o modelo *martingale* implica que sua diferença (*martingales difference sequence* – mds) seja um jogo justo (fair game), onde não existe nada a favor nem nada contra o apostador.

De acordo com Santos (2005) a hipótese de *martingale* afirma que os valores praticados hoje são a melhor previsão para os valores de amanhã, ou seja, espera-se que o preço futuro seja o mesmo do presente. Desta forma a expectativa de variação dos preços é zero.

Segundo Santos (2005) a condição de um *martingale* é assim descrita:

$$E[P_{t+1} / P, P_{t-1}, \dots] = P_t. \quad (1)$$

De maneira análoga

$$E[P_{t+1} - P_t / P, P_{t-1}, \dots] = 0, \quad (2)$$

onde:

- E é o operador de valor esperado; e
- P_t é o preço de um ativo na data t .

Ceretta (2001) afirma que nessa equação os incrementos no valor, isto é, a variação do preço ajustada a dividendos, são imprevisíveis se condicionados à seqüência de dados P, P_{t-1}, \dots , e o valor esperado para o aumento de riqueza é igual a zero. Consequentemente, se a seqüência de dados estiver totalmente refletida nos preços, não terá valor para prever a variação no futuro $(t+1)$.

Para Camargos e Barbosa (2003) a afirmação de que, no modelo de jogo justo, a expectativa de obter-se valores presentes positivos é nula, é limitada no que se refere a informações sobre o processo gerador dos retornos de equilíbrio. Isso

ocorre, segundo Fama (1970), porque tal hipótese atesta apenas que: (a) as condições de equilíbrio de mercado podem ser estabelecidas em termos das expectativas de retornos (cujo excesso seria igual a zero) e (b) as informações históricas são totalmente utilizadas pelo mercado na formação do equilíbrio das expectativas de retorno assim como o dos preços atuais.

Por esse motivo, de acordo com Camargos e Barbosa (2003) é que se passou a utilizar outros modelos empiricamente testáveis como o *Submartingale*. Segundo estes autores, na hipótese do modelo *Submartingale* os ganhos que se poderiam obter com estratégias de negociações no mercado são maiores que o preço de hoje. Isso equivale a dizer que *Submartingale* é um jogo justo no qual o preço futuro é maior que o preço presente, o que significa que os retornos são positivos.

É preciso evidenciar que o modelo *martingale*, segundo Ceretta (2001), amplamente considerado como condição necessária para a hipótese de mercados eficientes, não contabiliza o risco. Considerando que a mudança no preço esperado de um ativo é positiva, pode ser que essa seja a recompensa necessária para fazer com que o investidor compre ativos arriscados. Ou seja, conforme LeRoy (1989), o modelo *martingale* não é condição necessária e nem suficiente para a determinação racional do preço dos ativos. Assim, de acordo com Ceretta (2001), o modelo *martingale* pode ser descrito equivalentemente como:

$$P_{t+1} = P_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

onde:

- ε_t representa uma m.d.s.

Ceretta (2001) diz que o modelo, escrito dessa maneira, favoreceu o desenvolvimento da hipótese do caminho aleatório.

2.1.3 Racionalidade de mercado

Outro ponto destacado por Elton et al. (2004) e que deve ser exposto tendo em vista estar atrelado ao comportamento do mercado de ações é a racionalidade de mercado, pois é muito comum alguns autores referirem-se à eficiência e racionalidade como o mesmo conceito, embora o autor saliente existir diferença entre estas duas idéias. O estudo deste assunto deve-se ao fato de que muitos autores estão preocupados em saber se os preços dos títulos refletem as expectativas dos investidores quanto ao valor presente dos fluxos de caixa futuros.

Santos e Santos (2004) afirmam que a teoria da eficiência de mercado está fundamentada em quatro grandes premissas. Uma delas diz respeito à racionalidade do mercado, ou seja, considera-se que as expectativas dos investidores são racionais, isto é, eles têm acesso a todas as informações disponíveis sobre o ativo e tomam suas decisões de uma maneira racional. Por exemplo, entre diversas opções de investimento o indivíduo tenderá a optar por aquela que lhe garantirá o melhor rendimento futuro ou cuja característica de rentabilidade venha a mitigar os riscos diversificáveis de sua carteira. Isto corresponde à visão de um investidor que é racional, técnico, sabe fazer contas e interpretar de uma forma plena as informações fornecidas pelo mercado.

Para os mercados serem considerados racionais, de acordo com Elton et al. (2004), é preciso que não haja diferenças sistemáticas entre preços de ações e o valor do título, baseado no valor presente do fluxo de caixa previsto para os portadores do título.

Elton e Gruber (1995) esclarecem a diferença estreita existente entre eficiência e racionalidade. Segundo os autores, um mercado é ineficiente quando, baseado em alguma anomalia ou imperfeição na formação de preços, o investidor obtém retorno em excesso após descontados os custos de transação. Para ser considerado irracional, entretanto, basta que tal anomalia ou imperfeição seja detectada. No entanto, seja num mercado racional, seja num mercado eficiente, se existirem diferenças entre o preço e o valor desta ação, baseado no valor presente dos fluxos de caixa da empresa destinados ao investidor, esses desvios deverão ser aleatórios e rapidamente corrigidos. São evidências de irracionalidade: (a) a volatilidade no preço da ação que não é acompanhada por uma volatilidade

semelhante nas variáveis fundamentalistas relacionadas a essa ação; (b) quebras ocorridas no mercado e (c) o efeito de sobre-reação, segundo o qual movimentos extremos nos preços das ações são seguidos por movimentos em sentido contrário, indicando que o mercado não soube avaliar corretamente uma informação.

2.1.4 Não-linearidade

A partir da década de 90, graças aos conceitos retirados da Teoria do Caos, uma parcela considerável dos trabalhos relacionados à previsibilidade do mercado acionário tomou novo rumo. Tais conceitos, como dependência sensível das condições iniciais, sistemas dinâmicos não-lineares, atratores e bifurcações, começaram a ser utilizados para explicar a dinâmica deste mercado, tendo em vista a não-linearidade encontrada em séries temporais referentes ao mercado financeiro nos estudos já realizados sobre este assunto.

Como a não-linearidade pressupõe um comportamento altamente complexo, constatou-se que modelos de natureza linear não têm capacidade de estudar, segundo Santos (2005), as incertezas presentes nas séries financeiras. Por esse motivo, estudiosos começaram a utilizar metodologias não-lineares de previsão quando o assunto for mercado financeiro. Dessa forma é possível descrever, com maior exatidão, o comportamento das séries financeiras.

Apesar de tantas afirmações que indicam os modelos não-lineares como os mais adequados no estudo do mercado de valores, é preciso salientar que, de acordo com Santos (2005), apesar da clara evidência de não-linearidade nos dados que fazem parte da amostra, a utilização deste tipo de modelos não possibilita previsões mais apuradas com relação aos dados de fora da amostra.

Outro ponto que merece destaque é o fato de que, segundo Ramsey (1996), a utilização das metodologias não-lineares leva a um bom ajustamento da série temporal, porém este nem sempre caracteriza uma boa previsão. Esta afirmação implica que os modelos não-lineares podem levar a grandes erros de previsão causados por sua sobre-especialização, ou sobreajustamento em relação à série temporal, ou ainda, em consequência da sua enorme sensibilidade em relação a valores iniciais.

2.1.5 Anomalias de mercado

Conforme exposto anteriormente, a hipótese do mercado eficiente conclui que as variações nos preços dos ativos não apresentam nenhum tipo de regularidade, ou seja, mostram um comportamento totalmente aleatório. Todavia, tal teoria vem sendo contradita por alguns estudos na área financeira. Dentro deles é que surgiram as ditas anomalias de mercado, comportamentos que começaram a ser identificados dentro do mercado acionário. Anomalias são padrões de comportamento dos retornos que não podem ser explicados pelas teorias de finanças.

De acordo com Costa Jr. e Ceretta (2000), na década de 80, vários estudos foram publicados com o objetivo de questionar a hipótese do mercado eficiente, isto é, se realmente existia validade na afirmação de que a variação no preço das ações percorre um caminho aleatório. Tais estudos levam em conta o efeito dia-da-semana, efeito mês do ano e efeito preço lucro.

Segundo Lemos e Costa Jr. (1995) as anomalias dos tipos efeito tamanho e efeito índice preço-lucro (P/L) contrariam a premissa de *fair game*, já que, de acordo com elas, o retorno esperado das ações de empresas de pequeno porte e com baixo P/L será maior que o previsto por modelos que levem em conta o risco da ação, como o *capital asset pricing model* (CAPM). Já as anomalias relacionadas ao calendário contradizem a premissa de comportamento aleatório, por defenderem a existência de correlação entre os retornos passados e os retornos futuros das ações.

Bone e Ribeiro (2002) afirmam que não podem existir padrões empíricos nos retornos dos ativos capazes de fornecerem subsídios para a geração de estratégias de ganhos ao longo do tempo. Quer dizer, não se pode comprovar um comportamento no rendimento do mercado acionário que seja capaz de dar ao investidor base para o estabelecimento de planos de investimento.

Segundo Apolinário et al. (2006) o uso crescente de dados diários tem conduzido à pesquisa adicional na literatura financeira, especificamente estendendo a análise do comportamento sazonal para incluir o efeito dia da semana, o efeito de fim de semana e o efeito de feriado bancário. A literatura financeira neste tópico ofereceu várias justificativas para estas anomalias: a ausência de negociações durante os fins de semana, disponibilidade da informação de segunda-feira para dar

respostas que gerem informação durante os dias não listados; procedimentos de pagamento de transação de mercado, efeitos que derivaram de liquidez, etc.

De acordo com Apolinário et al. (2006) a sazonalidade foi o assunto de diferentes estudos nos quais descobriram evidência empírica de distribuições de rendimento anormais baseadas no dia da semana. Os autores citam que o primeiro trabalho referente a este assunto usou dados do mercado norte-americano. Vários estudiosos podem ser destacados pelas importantes contribuições que deram nesta área, como Cross (1973), French (1980) e Gibbons e Hess (1981). Este efeito também foi analisado em mercados seguros sob uma colocação internacional nos trabalhos de Jaffe e Westerfield (1985), Solnik e Bousquet (1990), Chang, Pinegar e Ravichandran (1993), Athanassakos e Robinson (1994), Dubois e Louvet (1996) e Kyimaz e Berument (2001).

Elton et al. (2004) fazem uma revisão dos estudos que examinam a previsibilidade de retornos com base em dados anteriores. Estes autores fazem referência, primeiramente, à sazonalidade dos retornos, constatando que alguns estudos observaram que os retornos diferem em função do dia da semana ou da época do ano. Em segundo lugar, os autores enfocam a previsibilidade dos rendimentos a partir de dados passados e, nesse ponto, analisam tanto a previsibilidade a curto prazo quanto a longo prazo. Por fim, também procedem ao exame da relação entre rendimentos e características da empresa.

2.2 Séries temporais

Como o presente trabalho teve como dados para sua elaboração a utilização de séries temporais, coube fazer a revisão de literatura a respeito deste assunto. Para tanto foi feito um exame destacando-se vários pontos sensíveis os quais devem ser levados em consideração por aqueles que elaboram suas pesquisas baseando-se em séries temporais.

Uma série temporal, de acordo com Gujarati (2006), é um conjunto de observações dos valores que determinada variável assume em distintos momentos do tempo. Essas observações podem ser coletadas diariamente (como o preço das ações), mensalmente (taxa de desemprego, por exemplo), trimestralmente (Produto

Interno Bruto – PIB), quinquenalmente (como o senso industrial dos Estados Unidos), etc.

Stock e Watson (2004) corroboram tal afirmação alegando que séries temporais são formadas por dados de uma única entidade, como uma pessoa, empresa ou país, coletados em diferentes períodos de tempo. Os autores também relatam que, ao monitorar uma única entidade ao longo do tempo, os dados de séries temporais podem servir como base para estudar a evolução das variáveis e para prever valores futuros dessas.

Ehlers (2007) diz que:

Uma série temporal é uma coleção de observações feitas sequencialmente ao longo do tempo. A característica mais importante deste tipo de dados é que as observações vizinhas são dependentes e estamos interessados em analisar e modelar esta dependência. Enquanto em modelos de regressão por exemplo a ordem das observações é irrelevante para a análise, em séries temporais a ordem dos dados é crucial. Vale notar também que o tempo pode ser substituído por outra variável como espaço, profundidade, etc (EHLERS, 2007, p.1).

De acordo com Morettin (2004) as técnicas de análise de séries temporais são aplicáveis em diferentes áreas como economia, oceanografia e meteorologia. Ehlers (2007), corrobora com tal idéia ao afirmar que dados destas séries surgem em vários campos do conhecimento.

Gujarati (2006) afirma que as séries temporais são muito usadas nos estudos econométricos (aplicação da matemática aos dados econômicos). Contudo elas possuem alguns contratempos. O principal destes é o fato de que os estudos empíricos os quais utilizam séries temporais pressupõem que estas devam ser estacionárias, conceito que será visto adiante.

Segundo Ehlers (2007) estas séries possuem características particulares, como por exemplo:

- Observações correlacionadas são mais difíceis de analisar e requerem técnicas específicas.
- Precisamos levar em conta a ordem temporal das observações.
- Fatores complicadores como presença de tendências e variação sazonal ou cíclica podem ser difíceis de estimar ou remover.
- A seleção de modelos pode ser bastante complicada, e as ferramentas podem ser de difícil interpretação.
- É mais difícil de lidar com observações perdidas e dados discrepantes devido à natureza sequencial (EHLERS, 2007, p.1).

Ao estudar uma série temporal o pesquisador tem como objetivos, de acordo com Ehlers (2007):

- Descrição: propriedades da série, e.g. o padrão de tendência, existência de variação sazonal, *outliers*, alterações estruturais, etc.
- Explicação: usar a variação em uma série para explicar a variação em outra série.
- Predição: prever valores futuros com base em valores passados. Aqui assume-se que o futuro envolve incerteza, ou seja as previsões não são perfeitas. Porém devemos tentar reduzir os erros de previsão.
- Controle de processos: por exemplo controle estatístico de qualidade (EHLERS, 2007, p.2).

Assim, pode-se notar que o estudo de séries temporais além de ser efetuado por várias áreas do conhecimento também atinge uma série de objetivos.

A seguir serão detalhados os principais tópicos relacionados ao estudo das séries temporais.

2.2.1 Processos estocásticos

Quando se estudam as séries temporais, é necessário que sejam abordados os processos estocásticos. De acordo com Gujarati (2006, p.638) “um processo aleatório ou estocástico é um conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo”.

Conforme Jenkins e Watts (1968) uma vez que diferentes secções de uma série temporal se parecem uma com a outra apenas nas suas propriedades médias, é necessário descrever essas séries por leis de probabilidades ou modelos. Assim, os valores possíveis das séries temporais a um dado tempo t são descritos por uma variável aleatória, denotada por $X(t)$, e sua associada distribuição de probabilidades. O valor observado $X(t)$ da série temporal no tempo t é então considerado como um dos infinitos valores nos quais a variável $X(t)$ pode ter no tempo t . Em outras palavras, o comportamento da série temporal para todos os tempos t pode ser descrito por um conjunto de variáveis aleatórias $\{X(t)\}$ onde t pode ter qualquer valor entre $-\infty$ a $+\infty$. Assim, as propriedades estatísticas das séries são descritas por distribuições de probabilidade com qualquer conjunto de tempos t_1, t_2, \dots, t_N . O conjunto ordenado de variáveis aleatórias $\{X(t)\}$ em associação com sua distribuição de probabilidade é chamado de processo estocástico.

Os processos estocásticos podem ser estacionários e não-estacionários. Segundo Jenkins e Watts (1968), uma série estacionária é aquela que está em equilíbrio estatístico, no sentido de que não contém nenhuma tendência, enquanto que uma série não-estacionária é aquela cujas propriedades mudam com o tempo. Para Morettin (2004) um processo é denominado de estacionário caso oscile em torno de uma média constante, com uma variável igualmente constante.

De acordo com Stock e Watson (2004, p.304) “uma série temporal Y_t é estacionária se a sua distribuição de probabilidade não muda ao longo do tempo, isto é, se a distribuição conjunta de $(Y_{s+1}, Y_{s+2}, \dots, Y_{s+T})$ não depende de s ; caso contrário, diz-se que Y_t é não-estacionária”.

Para conseguir explicar a estacionariedade, Gujarati (2006) afirma que uma série temporal Y_t estocástica deve ter as seguintes propriedades:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (4.1)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (4.2)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_q = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+q} - \mu)] \quad (4.3)$$

onde:

- q é a defasagem.

O autor ainda resume o significado de tal tipo de série temporal afirmando que:

se uma série temporal é estacionária, sua média, variância e autocovariância (em diferentes defasagens) permanecem as mesmas, não importa qual seja o ponto em que a medimos: isto é, elas não variam com o tempo. Uma série temporal desse tipo tenderá a retornar para a sua média (a chamada reversão à média) e as flutuações ao redor da média (medidas por sua variância) terão uma amplitude mais ou menos constante (GUJARATI, 2006, p.639).

Ehlers (2007) afirma que um processo estocástico é considerado fracamente estacionário ou estacionário de segunda ordem caso sua função média seja constante e sua função autocovariância dependa apenas da defasagem.

Ainda é preciso destacar a existência de um tipo especial de processo estocástico, puramente aleatório, conhecido como ruído branco. Denotando-se uma série temporal observada Y_t da seguinte forma:

$$Y_t = f(t) + \varepsilon_t, t = 1, \dots, N, \quad (5)$$

onde:

- ε_t é o ruído branco.

De acordo com Morettin e Toloí (1987) se a série ε_t possuir média zero, variância constante e serial não correlacionado, é chamada de ruído branco, isto é, deve satisfazer as seguintes proposições:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad (6.1)$$

$$E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2, \quad (6.2)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, s \neq t. \quad (6.3)$$

Como já foi dito anteriormente, o interesse dos pesquisadores é trabalhar com séries temporais estacionárias. No entanto, com freqüência estes se deparam com séries temporais não estacionárias, que foi a segunda forma de processo estocástico citado anteriormente. O exemplo clássico deste tipo é o modelo de caminho aleatório, muito utilizado para definir os preços dos ativos (como ações ou taxas de câmbio). Como a caracterização do caminho aleatório é objetivo deste estudo, tal assunto será abordado em tópico específico mais adiante.

Um outro ponto a ser comentado é o processo estocástico de raiz unitária. Para entender este processo utilizar-se-á o modelo de Gujarati (2006)

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (7)$$

onde:

- ρ é o coeficiente de autocorrelação;
- ε_t é o termo de erro.

Neste modelo, o valor de Y no tempo t é igual ao seu valor no tempo $(t-1)$ mais um choque aleatório. Ao analisar-se ρ é preciso saber que se ρ for igual a 1 o modelo é de passeio aleatório (sem deslocamento). Caso ρ seja 1, tem-se o

chamado problema da raiz unitária, ou seja, uma situação de não-estacionariedade. Dessa forma, ao mencionar-se o termo raiz unitária deve-se ter em mente que este é sinônimo de não-estacionariedade e de caminho aleatório. A análise de ρ é importante para evidenciar a estacionariedade ou não das séries temporais.

Um outro assunto que deve ser tratado dentro de séries temporais são os processos estocásticos integrados. Estes se tratam de uma classe dos processos estocásticos e, de acordo com Stock e Watson (2004), são assim divididos:

- integrada de ordem zero: denota-se como $I(0)$ e refere-se a uma série temporal que é estacionária desde o início. Desta forma, as terminologias série temporal integrada de ordem zero têm o mesmo significado que série temporal estacionária;
- integrada de ordem 1: denota-se por $I(1)$ e refere-se ao modelo de caminho aleatório sem deslocamento;
- integrada de ordem 2: denota-se por $I(2)$ e ocorre quando uma série temporal, para tornar-se estacionária, precisa ser diferenciada duas vezes;
- integrada de ordem d : denota-se por $I(d)$ e ocorre se uma série temporal não-estacionária precisa ser diferenciada d vezes para tornar-se estacionária.

2.2.2 Testes de estacionariedade

Anteriormente foram descritas algumas das características das séries temporais e salientou-se amplamente a questão da estacionariedade. Cabe discutir, agora, quais métodos são identificados pela literatura na detecção de tal fenômeno.

O primeiro teste a ser abordado é a análise gráfica, visto que os gráficos dão uma idéia inicial da provável natureza da série temporal investigada. Através da análise de um gráfico é possível visualizar, de acordo com Morettin e Tolo (1987), a existência de tendências, sazonalidade, variabilidade, observações aberrantes (*outliers*), etc.

A função de autocorrelação é outro teste de estacionariedade considerado bem simples. Segundo Gujarati (2006), sendo esta função denotada por ρ_k e considerando-se uma defasagem k é possível defini-la como:

$$\rho_q = \frac{\gamma_q}{\gamma_0} , \quad (8)$$

onde:

- ρ_q é a função de autocorrelação; e
- γ_q é a covariância com defasagem q e γ_0 é a variância.

O valor encontrado para a função de autocorrelação será um número entre -1 e +1, já que tanto a covariância quanto a variância são mensuradas nas mesmas unidades de medida. O gráfico obtido ao traçar-se ρ_q contra q é conhecido como correlograma. Na imagem gerada por um correlograma de uma série temporal estacionária a autocorrelação fica em torno de zero em várias defasagens, assemelhando-se ao correlograma de uma série temporal de ruído branco. No caso de uma série temporal não-estacionária o coeficiente de autocorrelação apresenta valores muito elevados tendendo muito lentamente a zero à medida que é aumentada a defasagem, sendo que o correlograma se parece ao de uma série de passeio aleatório.

Morettin (2004) faz menção a outro teste auxiliar, usado para verificar a estacionariedade, chamado de teste de raiz unitária, que, segundo o autor, tem sido muito utilizado nos últimos anos.

Ao levar-se em conta este teste deve-se analisar o valor de ρ . Entretanto, para facilitar a execução do teste Gujarati (2006), aconselha a utilização do seguinte modelo:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t , \quad (9.1)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t , \quad (9.2)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (9.3)$$

onde:

- Δ operador de primeiras diferenças;
- δ é $(\rho - 1)$; e
- ε_t é um termo de erro de ruído branco.

Quando estimados os modelos acima pode-se testar a hipótese nula de que δ é igual a zero, o que leva a concluir que ρ é igual a 1 e, portanto, tem-se uma raiz unitária, significando que a série temporal estudada é não-estacionária.

O teste acima, na verdade, não é utilizado na hora de se testar a estacionariedade ou não de uma série temporal. Todavia é necessário seu entendimento para poder realizar o teste de Dickey-Fuller aumentado, amplamente conhecido e que é feito com base no teste da raiz unitária. Aquele consiste, segundo Stock e Watson (2004), num aumento do teste da raiz unitária pelo acréscimo dos valores defasados da variável dependente ΔY_t . O teste Dickey-Fuller aumentado consiste em estimar o modelo de regressão a seguir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t . \quad (10)$$

onde:

- β_1 é o intercepto; e
- β_1 e α são parâmetros desconhecidos.

Como este pode apresentar problemas com relação ao tamanho e à potência a literatura propõe um teste confirmatório conhecido por KPSS, desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, sob a hipótese nula de estacionariedade.

Outro teste citado pela literatura é o da raiz unitária de Phillips-Perron. Segundo Costa et al. (2004), este parte das mesmas equações do teste de Dickey-Fuller, porém utiliza uma correção na estatística do teste baseada num ajuste não paramétrico que corrige a presença de heteroscedasticidade e/ou autocorrelação nos resíduos.

2.2.3 Fatos Estilizados

As séries temporais possuem características comuns, ou seja, independentemente de qual seja a área estudada, qualquer série temporal terá certas peculiaridades. Morettin (2004) destaca algumas peculiaridades observadas em qualquer tipo de série temporal, que são: tendências; sazonalidade; pontos influentes (atípicos); heteroscedasticidade condicional; e não-linearidade. Estas características em comum são denominadas de fatos estilizados.

Contudo, quando o assunto são as séries temporais financeiras destaca-se uma sequência de características que não estão presentes em outras séries temporais. Morettin (2004) afirma que retornos financeiros têm como principais fatos estilizados:

- retornos geralmente não são auto-correlacionados;
- existe auto-correlação entre os quadrados dos retornos, indicando uma correlação de lag um pequena seguida de uma queda lenta nas demais;
- as séries de retornos possuem agrupamentos de volatilidade ao longo do tempo;
- a distribuição (incondicional) dos retornos possui caudas mais pesadas do que uma distribuição normal, o que a caracteriza como sendo leptocúrtica, apesar de ser aproximadamente simétrica;
- algumas séries de retornos caracterizam-se por serem não-lineares.

A auto-correlação ou correlação serial pode ser descrita, conforme Gujarati (2006, p. 358), como uma “correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo (como as séries temporais) ou no espaço (como nos dados de corte transversal)”. A ausência de tal característica na maioria das séries de retornos significa que estas seguem um processo aleatório, ou seja, nenhum modelo de previsão pode ser construído para inferir seu comportamento no futuro. Costa et al. (2004), ressaltam que a importância de analisar-se os fatos estilizados de uma série temporal está diretamente ligada à idéia de previsibilidade dos retornos.

Costa et al. (2004) observaram em seu estudo os aglomerados de volatilidade. Os autores constataram a existência de períodos de baixa e alta volatilidade, o que sugere a existência de dependência dos retornos em relação a

retornos passados. Correa e Pereira (1998), também analisaram a presença de conglomerados de valores extremos em séries financeiras na sua pesquisa.

Outro fato estilizado citado pela literatura e que, inicialmente, foi percebido por Black (1976), é a presença de assimetrias no comportamento de retornos de diversos ativos. Tal fato também foi objeto de estudo por parte de Correa e Pereira (1998).

Com relação ao excesso de curtose Morettin (2004) destaca que, ao considerar-se a distribuição amostral dos retornos é possível notar que esta é aproximadamente simétrica, ou seja, não pode ser considerada totalmente simétrica devido ao excesso de curtose apresentado. Como uma distribuição normal tem a medida de curtose $K = 3$, qualquer quantidade $K(X) - 3$ é chamada de excesso de curtose. As distribuições com caudas pesadas possuem curtose maior do que 3.

Quanto a não linearidade, conceito já exposto acima, cabe novamente salientar que muitos estudos vêm constatando a não linearidade das séries temporais financeiras.

2.3 Caminho Aleatório

O passeio ou caminho aleatório trata-se de um processo estocástico que, de acordo com Ehlers (2007), é usado frequentemente na especificação de modelos para séries temporais.

Tal modelo tem suas origens no movimento browniano, descrito inicialmente por Robert Brown, no ano de 1827, quando este observou que o pólen de muitas plantas dispersava-se na água sob a forma de um grande número de partículas em direções as quais estariam de acordo com o caminho aleatório.

No ano de 1900 o matemático Louis Bachelier, em sua tese de doutorado, desenvolveu o modelo do caminho aleatório que, segundo Siqueira (1999), antecipou em cinco anos a teoria matemática do trabalho de Albert Einstein sobre o movimento browniano aleatório das moléculas de gás em colisão.

Tendo o trabalho de Bachelier caído no esquecimento, atribuiu-se ao estatístico Maurice Kendall a descoberta do caminho aleatório nos preços dos ativos financeiros. No ano de 1953, ele analisou o comportamento das variações dos

preços de índices de ações e de mercadorias na Bolsa de Valores de Londres, concluindo que tais variações eram totalmente aleatórias.

Na seqüência, então, deu-se a introdução das idéias de eficiência de mercado por Samuelson, conforme já evidenciado anteriormente. A seguir, viu-se uma multiplicação dos estudos sobre o mercado de capitais surgindo evidências de previsibilidade nos retornos. Ceretta (2001) cita o trabalho de Fama, em 1965, onde ele constatou existência de autocorrelação positiva de primeira ordem nos retornos diários da maioria das ações do *Dow Jones Industrials*. Outro trabalho também citado é o de Fisher (1966) que sugere que a autocorrelação de retornos mensais em carteiras diversificadas é positiva e superior à das ações individuais. Além destes, é preciso destacar os estudos de Roberts (1967) que, junto com Fama, distinguiu a eficiência de mercado em três formas diferentes.

A Figura 2 mostra, resumidamente, uma evolução das pesquisas sobre caminho aleatório, feita com base em Ceretta (2001), salientando os principais fatos históricos junto com seus respectivos autores.

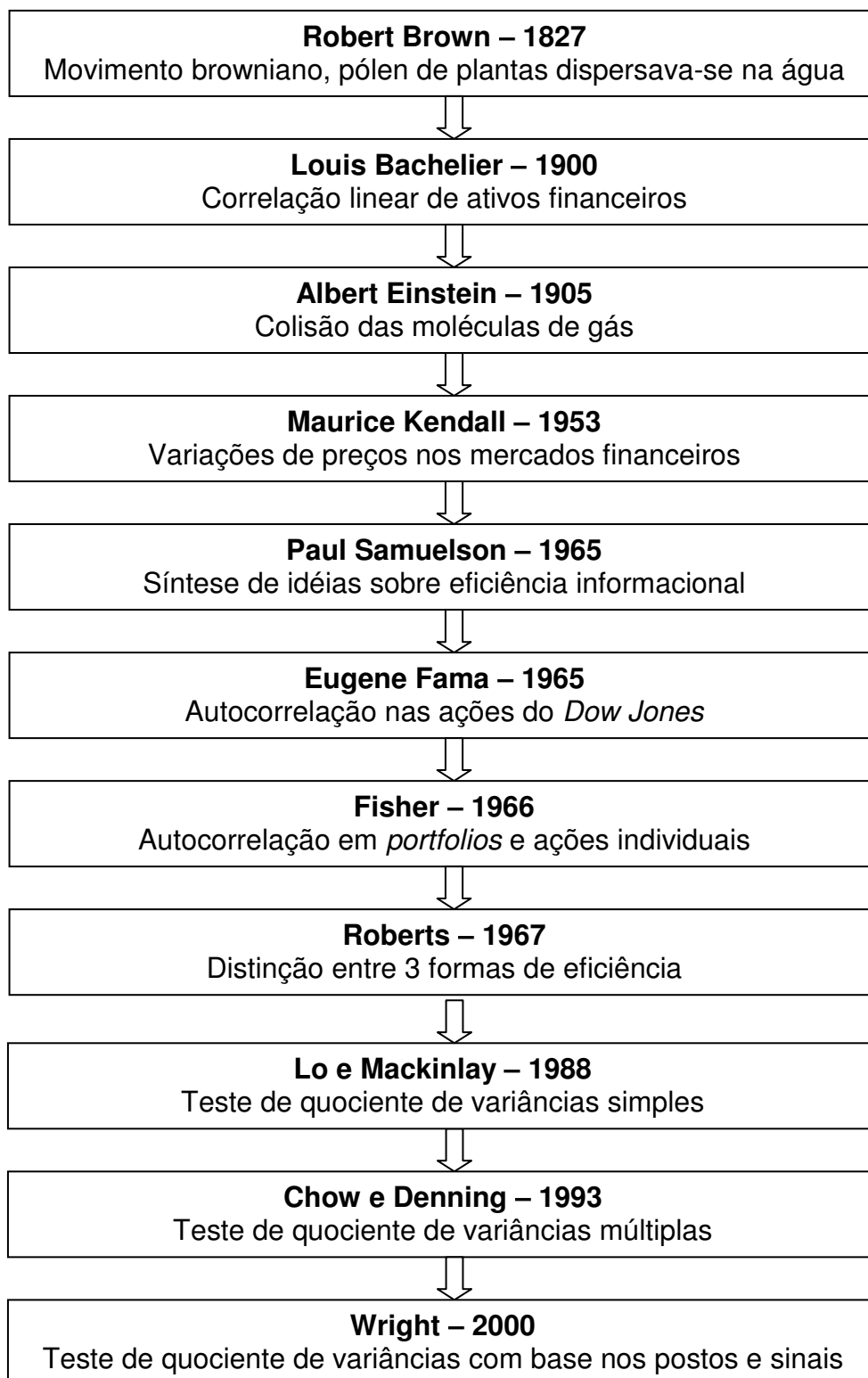


Figura 2 – Resumo dos fatos históricos relacionados ao modelo de caminho aleatório.

Segundo Santos (1999) o passeio aleatório é uma das versões da hipótese do mercado eficiente e pode ser descrita da seguinte forma:

$$P_t = \alpha + P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

onde:

- P_t é o logaritmo do preço do ativo no final de determinado período;
- P_{t-1} é o logaritmo do preço do ativo no final do período anterior; e
- ε_t é um ruído branco com média zero e variância σ^2 , finita.

Segundo Santos (2005) neste modelo, o preço de determinado ativo, no momento seguinte ($t+1$), é dado pelo preço praticado no momento anterior mais α , que é o termo de mudança esperado e, ainda, acrescentando-se um componente de erro não previsível. Na hipótese tradicional do caminho aleatório, de acordo com Lo e Mackinlay (1988), os ε_t s são independentemente e identicamente distribuídos (i.i.d) e pertencem a uma distribuição aleatória gaussiana (ou normal). Todavia, segundo os mesmos autores, existem evidências que apontam para a inconstância da variância e desvio da normalidade nas séries temporais financeiras. Tal ressalva foi levada em consideração dentro do método proposto na presente pesquisa.

Elton et al. (2004, p.352) citam a expressão *random walk* e dizem que o “modelo supõe que retornos sucessivos são independentes e possuem distribuição idêntica de probabilidades no tempo”, ou seja, “os retornos passados e os retornos futuros são não correlacionados”. Os mesmos autores salientam que a diferença entre os modelos de “jogo justo” e de *random walk* é o fato de que, no primeiro modelo não existe a exigência de que as distribuições sejam as mesmas em períodos diferentes. Também não ocorre a implicação de que os retornos de períodos diferentes sejam independentes.

O modelo do passeio aleatório, segundo Costa e Baidya (2001), foi muito estudado dando origem a um grande número de artigos voltados a retornos de ações e, segundo eles os autores concordam com a validade deste modelo (ou de variações dele), pelo menos no que diz respeito à imprevisibilidade dos retornos. Quando se afirma que determinada série temporal segue o modelo do passeio aleatório significa que ela é não-estacionária.

A literatura que aborda o passeio aleatório divide-o em dois tipos distintos: o sem deslocamento e o com deslocamento.

O passeio aleatório sem deslocamento é aquele em que não existe um termo constante ou intercepto. Segundo Morettin (2004), diz-se que uma série Y_t é um passeio aleatório caso:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Conforme demonstrado acima o valor de Y_t em um tempo t , é igual ao seu próprio valor no tempo $(t-1)$ mais um choque aleatório. Aos que acreditam na hipótese do mercado de capital eficiente, anteriormente mencionada, Gujarati (2006), diz que, para estes, os valores das ações são totalmente aleatórios, por isso não existe maneira de especular lucrativamente a bolsa de valores, visto que, se fosse possível prever o valor de amanhã baseando-se no valor negociado hoje todos os investidores seriam milionários.

É importante salientar que, conforme Morettin (2004), quando se escreve a equação abaixo considera-se que o Δ é o operador de primeiras diferenças (uma forma utilizada na literatura para transformar os dados) e, embora Y_t seja não estacionária sua primeira diferença é estacionária. Conclui-se assim, que as primeiras diferenças de séries temporais de passeio aleatório são estacionárias:

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \varepsilon_t \quad (13)$$

Quando existir um termo constante ou intercepto então se tem o passeio aleatório com deslocamento, conforme demonstrado a seguir:

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Na equação de regressão acima demonstrada o termo α é conhecido como o parâmetro de deslocamento, e o deslocamento de Y_t dependerá do seu sinal (positivo ou negativo).

Conforme o exposto anteriormente, pode-se notar, de acordo com Gujarati (2006) que:

para o modelo de passeio aleatório com deslocamento, a média e a variância aumentam com o tempo, mais uma vez violando a condição da estacionariedade (fraca). Em suma, o modelo de passeio aleatório, com ou sem deslocamento, é um processo estocástico não-estacionário (GUJARATI, 2006, p.642).

A seguir serão detalhados os métodos citados pela literatura financeira para evidenciar se uma série temporal segue ou não o caminho aleatório.

2.3.1 Métodos para verificar a aleatoriedade

Para saber se uma determinada série temporal financeira segue o caminho aleatório, muitos testes têm sido empregados ao longo dos anos. Cabe aqui evidenciar os métodos observados na literatura que investiga a aleatoriedade em séries temporais financeiras.

As pesquisas que questionam a presença ou ausência de indícios que apontem se determinada série temporal segue um caminho aleatório tem utilizado, em grande parte, os testes de quociente de variâncias.

A literatura especializada divide estes testes em paramétricos e não-paramétricos. De acordo com Hair et al. (2005) a diferença entre estes dois grupos está nas suposições referentes aos dados pesquisados. Os testes conhecidos como paramétricos exigem suposições restritivas sobre a natureza ou forma da população pesquisada (como a exigência de que os dados amostrais sejam provenientes de uma população com distribuição normal). Em contrapartida, os não-paramétricos não necessitam que certas premissas a respeito da natureza ou da forma da população sejam exigidas.

Serão abordados, a seguir, os testes paramétricos de quociente de variâncias simples e múltiplas, bem como os testes não-paramétricos de quociente de variâncias com base nos postos e com base nos sinais.

O trabalho pioneiro, de acordo com Hoque, Kim e Pyun (2007), sobre testes de quociente de variâncias é aquele desenvolvido por Lo e Mackinlay (1988), e conhecido como teste de quociente de variâncias simples. Segundo os autores, tal

teste foi criado sob duas hipóteses nulas alternativas, com o intuito de capturar duas facetas do caminho aleatório: (a) inovações independentes e identicamente distribuídas na forma de uma distribuição normal (*i.i.d.*) e (b) inovações não correlacionadas, mas fracamente dependentes e com a possibilidade de heteroscedasticidade em sua distribuição de frequência (*m.d.s.*).

O ponto crucial deste teste é que, se o retorno de uma ação segue um caminho puramente aleatório, a variância do retorno de um período q é q vezes a variância da primeira diferença. Dessa forma, a hipótese nula do teste afirma que a razão das variâncias seja igual a 1.

Na seqüência, deve-se ressaltar o trabalho de Chow e Denning (1993) os quais propuseram o quociente de variâncias múltiplas (*multiple variance ratio test*) que, também, trata-se de um teste paramétrico. Tal teste implica, segundo seus autores, em uma modificação do teste de Lo e MacKinlay em que é possível verificar ao mesmo tempo se todos os quocientes de variâncias são iguais a 1.

Este teste, segundo Hoque, Kim e Pyun (2007) baseia-se na idéia de que a decisão com relação à hipótese nula pode ser baseada no valor máximo absoluto das estatísticas VR individuais.

Cabe ressaltar que, conforme Whang e Kim (2003), o teste estatístico de Chow e Denning (1993) pode ser muito conservador e, portanto, apresentar distorções significativas e baixo poder quando comparado a outros baseados no valor crítico assintótico exato. Outro ponto fraco é que o teste de quociente de variâncias múltiplas é válido somente quando as autocorrelações amostrais dos incrementos do caminho aleatório são assintoticamente não correlacionadas, o que pode não ser verdadeiro para algumas séries temporais dependentes.

A significância tanto do teste de Lo e MacKinlay (1988) quanto de Chow e Denning (1993) pode ser medida pelo teste proposto por Kim (2006), o qual retorna os p-valores de ambos. Kim (2006), descreve seu método como uma alternativa que consiste numa re-amostragem capaz de aproximar a distribuição amostral estatística. Além disso pode ser aplicado para dados com formas desconhecidas de heteroscedasticidade condicional e incondicional. De acordo com Gonçalves e Kilian (2004), recentemente, este tipo de teste tem sido reconhecido como mais eficiente para a resolução de problemas econométricos, o que foi provado através das simulações feitas por Kim (2006). Entretanto, cabe destacar que este método,

conforme seu autor, é uma alternativa para análise do quociente de variâncias em pequenas amostras.

Wright (2000) propôs o uso de testes de quociente de variâncias não-paramétricos baseados nos postos e nos sinais das séries temporais, para testar a hipótese nula de que estas séries seguem um caminho aleatório. O autor justifica a utilização de seu método tendo em vista a existência, na literatura estatística, de muitos testes não paramétricos que se utilizam de sinais e postos na aplicação de vários problemas econométricos. Isso ocorre porque os testes baseados em sinais e postos, segundo Wright (2000), possuem vantagem frente aos demais quando os dados não forem normais.

O quociente de variâncias com base nos postos baseia-se, segundo Ceretta (2001), nos postos das variações de preço com desenvolvimento matemático muito próximo ao teste de Lo e Mackinlay (1988). De acordo com seu autor, este teste assume que r_{yt} é o posto de y_t , com $t=1, \dots, T$, numa série temporal de taxas de retorno de um certo ativo cujo tamanho de amostra é T .

Já o quociente de variâncias com base nos sinais utiliza-se dos sinais (+ e -) das variações dos preços no lugar dos postos. Tal teste é considerado, segundo o autor, como uma alternativa precisa mesmo na presença de heteroscedasticidade condicional.

Tanto o teste de quociente de variâncias com base nos postos quanto o teste com base nos sinais é indicado pela literatura como superior aos testes de Lo e Mackinlay (1988) e Chow e Denning (1993) para pequenas amostras (até mil observações).

2.3.2 Estudos anteriores

Lo e MacKinlay (1988) testaram a hipótese do caminho aleatório para retornos semanais do mercado de ações norte-americano. Para coleta dos dados foram utilizados os preços de fechamento da quarta-feira ou, quando verificada a ausência de negociação neste dia, utilizou-se o preço de fechamento da terça-feira. O período analisado foi de setembro de 1962 a dezembro de 1985.

Conforme apontado anteriormente o estudo de Lo e MacKinlay foi o precursor na utilização do quociente de variâncias para rejeição ou aceitação da hipótese do caminho aleatório. Os autores chegaram a conclusão de que, a partir de seu método houve rejeição da hipótese do caminho aleatório para o mercado analisado.

Liu e He (1991) examinaram a hipótese do caminho aleatório, em cinco países desenvolvidos, através das taxas de retornos semanais das moedas locais, no período de agosto de 1974 a março de 1989.

Por meio da utilização dos testes de quociente de variâncias simples de Lo e MacKinlay (1988), as autoras rejeitaram a hipótese do caminho aleatório para a maioria das séries de retornos testadas em sua pesquisa.

A hipótese do caminho aleatório foi testada por Blasco, Del Rio e Santamaría (1997) no mercado espanhol. Para tanto, foram utilizados os preços diários do *Madrid Stock Exchange Index* e de 27 ações individuais escolhidas de acordo com sua liquidez e volume de negócios, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1992.

Os autores encontraram forte correlação e dependência não linear entre os retornos diários analisados utilizando como método o teste de quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988). Apesar dos resultados apontarem para uma rejeição da forma fraca de eficiência de mercado, os autores ressaltam que para afirmar tal posicionamento seria necessário realizar outros testes que podem ser mais consistentes.

Karemera, Ojah e Cole (1999) realizaram pesquisas a respeito de caminho aleatório e mercado eficiente em quinze mercados de ações emergentes: Argentina, Brasil, Chile, Hong Kong, Indonésia, Israel, Jordânia, Coréia, Malásia, México, Filipinas, Singapura, Taiwan, Tailândia e Turquia. Como dados, os autores utilizaram os retornos mensais das ações expressos em moeda local e em dólar. Para onze das quinze séries estudadas o período considerado foi de dezembro de 1987 a maio de 1997, para as quatro séries restantes o período estudado compreende janeiro de 1986 a abril de 1995.

Como método os autores utilizaram a técnica de quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988) e de Chow e Denning (1993), concluindo que, a maioria dos mercados analisados aceitou a hipótese do caminho aleatório, sugerindo uma eficiência da forma fraca.

Ojah e Karemera (1999) realizaram testes de quociente de variâncias em índices de preços mensais de quatro países Latino-americanos (Argentina, Brasil, Chile e México) expressos em dólar. O período foi de dezembro de 1987 a maio de 1997.

Como métodos foram utilizados os seguintes testes de quociente de variâncias: Lo e Mackinlay (1988), Chow e Denning (1993). Seus resultados apontaram para uma aceitação da hipótese do caminho aleatório para todos os mercados estudados.

Santos (1999) testou a hipótese do caminho aleatório nos preços de dois contratos futuros negociados na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM & F): contratos futuros de Ibovespa e de dólar comercial. Os dados utilizados foram os retornos diários calculados a partir dos logaritmos neperianos dos preços de ajuste diário do contrato com vencimento mais próximo, no período de julho de 1994 a dezembro de 1998.

O autor adotou o teste de quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988) para testar a hipótese nula de que as séries em foco seguem um passeio aleatório. Sua conclusão levou à aceitação da hipótese testada, apontando para a eficiência do mercado estudado.

Wright (2000) testou a hipótese do caminho aleatório em cinco séries referentes ao retorno do dólar canadense, marco alemão, iene japonês e libra britânica. Os retornos foram calculados a partir do logaritmo dos valores das moedas, coletados semanalmente, em toda a quarta-feira, no período de agosto de 1974 a maio de 1996.

Para testar a hipótese do caminho aleatório o autor, a partir dos testes de quociente de variâncias já existentes, criou o teste de quociente de variâncias baseado em postos e sinais o qual aplicou sobre os dados detalhados acima. Os resultados indicaram uma rejeição à hipótese do caminho aleatório para as séries temporais analisadas.

Ceretta (2001) testou a hipótese do caminho aleatório nos índices dos mercados da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela. Para isso, utilizou os preços de fechamento de quarta-feira no período de janeiro de 1990 a dezembro de 1999.

O autor fez uso de testes paramétricos (autocorrelação de primeira ordem, autocorrelação serial, quociente de variâncias simples e quociente de variâncias

múltiplas) e testes não paramétricos (sequência de sinais, autocorrelação por postos, quociente de variâncias com base nos postos e quociente de variâncias com base nos sinais das variações de preço). Seus resultados mostraram que, para os mercados da Argentina e do Brasil, não existiam evidências de previsibilidade, estando eles de acordo com o modelo de caminho aleatório. Em contraste, os mercados da Colômbia e do Chile apresentaram uma grande tendência contrariando o modelo de caminho aleatório.

Abraham, Seyyed e Alsakran (2002) examinaram a hipótese do caminho aleatório e a eficiência na forma fraca para três mercados de ações do Golfo Pérsico (Kuwait, Arábia Saudita e Bahrein) entre outubro de 1992 e dezembro de 1998. Para este procedimento, utilizaram retornos semanais dos índices de cada mercado.

No intuito de testar a hipótese do caminho aleatório, os autores fizeram uso do quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988) e Wright (2000). Houve rejeição da hipótese do mercado eficiente com a ressalva de que uma fatia dos mercados estudados apresentava falta de frequência nos dados o que causou alterações nos resultados.

Chang, Lima e Tabak (2004) testaram a previsibilidade em 11 mercados de ações emergentes (Argentina, Brasil, Chile, México, Índia, Indonésia, Coreia, Malásia, Filipinas, Tailândia e Taiwan) e, posteriormente, compararam os resultados com aqueles encontrados nos Estados Unidos e Japão. Os autores coletaram preços de fechamento diários dos mercados considerados no período de janeiro de 1991 a janeiro de 2004.

Para tanto, empregaram o teste de quociente de variâncias multivariado de Chow e Denning (1993). A partir dos resultados obtidos os autores concluíram que o quociente de variâncias apontou que mercados de ações emergentes não seguiam um caminho aleatório. Além disso, tanto nos Estados Unidos quanto no Japão não houve rejeição da hipótese do caminho aleatório.

Caldeira, Camargo Jr. e Pimenta Jr. (2005) estudaram a eficiência de mercado na América Latina testando a hipótese do caminho aleatório no Brasil, México, Peru e Argentina no período de janeiro de 1998 a agosto de 2004. Os dados utilizados foram os retornos semanais dos indicadores de mercado dos países estudados, calculados pela taxa de retorno composto continuamente (logaritmo natural) e medidos a partir do preço de fechamento de quarta-feira.

A fim de testar a previsibilidade nas variações dos preços das ações foram aplicados testes paramétricos (autocorrelação linear de primeira ordem e quociente de variâncias simples) e o teste não-paramétrico de corrida de sinais. Os resultados encontrados indicaram para aceitação da hipótese do caminho aleatório no mercado brasileiro, rejeição no mercado peruano e, quanto aos mercados mexicano e argentino não foi possível chegar a um resultado preciso devido à ambiguidade dos resultados.

Belaire-Franch e Opong (2005), em seu estudo, utilizaram como dados os retornos diários do dólar australiano, dólar canadense, dólar neozelandês, iene japonês, libra britânica, coroa norueguesa, dólar de Singapura, coroa sueca, franco suíço e dólar americano, todos relativos ao Euro no período de janeiro de 1999 a novembro de 2002.

Para testar a hipótese do caminho aleatório os autores valeram-se dos testes de Lo e MacKinlay (1988) e Wright (2000). Os resultados do primeiro teste mostraram uma forte rejeição da forma fraca de eficiência de mercado para as moedas canadense e de Singapura e uma rejeição fraca para Suécia e Noruega. Já o segundo teste, apontou a rejeição da hipótese nula para as moedas do Canadá, Singapura, Nova Zelândia, Suécia e Noruega.

Smith e Rogers (2006) realizaram um estudo para verificar se os mercados futuros da África do Sul seguiam um caminho aleatório. Para isso, foram utilizadas observações semanais coletadas na quarta-feira do período compreendido entre março de 1998 a junho de 2005.

Foram empregados os testes de quociente de variâncias de Chow e Denning (1993), Wright (2000) e Kim (2006). Os resultados mostraram forte tendência à eficiência fraca, pois a maioria dos índices de ações estudados aceitaram a hipótese do caminho aleatório.

Tabak e Staub (2006) utilizando observações mensais e semanais, no período de agosto de 1994 a setembro de 2002, estudaram oito setores do mercado acionário brasileiro: indústria básica, indústria diversificada, financeiro, geral, consumo não cíclico, serviços não cíclicos, recursos e utilidades. Para a coleta dos dados semanais os autores usaram os preços de fechamento de quarta-feira e, quando não era possível (no caso de feriados) foram coletados a partir de terça-feira ou quinta-feira.

Para testar a hipótese do caminho aleatório os autores aplicaram o teste de quociente de variâncias de Lo e MacKinlay (1988). Os resultados mostraram que a hipótese do caminho aleatório foi rejeitada unicamente para um setor (consumo não cíclico) e somente em um horizonte de 24 e 36 meses.

Al-Khazali, Ding e Pyun (2007) testaram a hipótese do caminho aleatório em oito países africanos: Bahrein, Egito, Jordânia, Kuwait, Marrocos, Omã, Arábia Saudita e Tunísia. Os dados foram coletados semanalmente, utilizando-se os preços de fechamento da quarta-feira e, no caso de ausência deste, os de terça-feira. O período considerado compreende outubro de 1994 a dezembro de 2003 para Bahrein, Jordânia, Kuwait, Marrocos, Omã, Arábia Saudita e Tunísia e, para Egito janeiro de 1996 a dezembro de 2003.

Os autores utilizaram o modelo de quociente de variâncias introduzido por Whright (2000), e seus resultado indicaram que: (a) o teste de razão de variância foi apropriado para mercados emergentes e (b) os mercados estudados seguiam o caminho aleatório.

Hoque, Kim e Pyun (2007) re-examinaram a hipótese do caminho aleatório em oito mercados emergentes na Ásia: Hong-Kong, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Taiwan e Tailândia. Para tanto, foram coletados preços semanais de fechamento de quarta-feira no período de abril de 1990 a fevereiro de 2004, substituídos pelos preços de fechamento de terça-feira quando detectada a ausência de negociação na quarta-feira.

A hipótese em questão foi examinada com dois testes de quociente de variâncias: Wright (2000) e Whang e Kim (2003). Os resultados indicaram que os preços das ações dos países asiáticos não seguem um caminho aleatório, com exceção de Taiwan e Coréia. Além disso, o estudo apontou que os testes de Wright e Whang-Kim produzem bem menos resultados ambíguos quando comparados aos testes de Lo e MacKinlay (1988) e Chow e Denning (1993).

No estudo de Kim e Shamsuddin (2007) foi analisada a eficiência de mercado em um grupo de nove países asiáticos: Hong-Kong, Indonésia, Japão, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Taiwan e Tailândia. Os autores utilizaram retornos diários e semanais coletados a partir dos preços dos índices dos mercados selecionados e calculados pelo logaritmo natural, no período de janeiro de 1990 a abril de 2005.

A metodologia utilizada foi o quociente de variâncias de Chow e Denning (1993), Wright (2000) e Kim (2006). Os resultados apontaram para eficiência fraca em Hong Kong, Japão, Coréia e Taiwan, enquanto que Indonésia, Malásia e Filipinas não mostraram nenhum sinal de mercado eficiente.

Cheong (2008) testou a hipótese do caminho aleatório no mercado emergente da Malásia. Como amostra ele utilizou o *Kuala Lumpur Stock Exchange (KLSE)* e mais nove índices setoriais. Foram coletados preços de fechamento diários dos índices em uma seleção feita no período de 1996 a 2006.

Como metodologia, o autor valeu-se do teste de quociente de variâncias múltiplas de Chow e Denning (1993), concluindo que a maioria dos índices do mercado de ações da Malásia seguem um caminho aleatório.

A Tabela 1 resume as pesquisas anteriores que testaram a hipótese do caminho aleatório citando o método utilizado, o autor da pesquisa, a amostra escolhida para a efetivação da pesquisa, bem como o resultado alcançado (rejeição ou aceitação da hipótese do caminho aleatório).

Tabela 1 – Resumo de estudos sobre a RWH.

MÉTODO	AUTOR	AMOSTRA	RESULTADO
Lo e MacKinlay	Lo e MacKinlay	Estados Unidos	Rejeição da RWH
Lo e MacKinlay	Liu e He	Can/US\$, FF/US\$, DM/US\$, Yen/US\$ e Pound/US\$	Rejeição da RWH
Lo e MacKinlay	Blasco, Del Rio e Santamaría	Espanha	Rejeição da RWH
Lo e MacKinlay Chow e Denning	Karemera, Ojah e Cole	Argentina, Brasil, Chile, Hong-Kong, Indonésia, Irsael, Jordânia, Coréia, Malásia, México, Filipinas, Singapura, Taiwan, Tailândia e Turquia.	Aceitação da RWH
Lo e Mackinlay Chow e Denning	Ojah e Karemera	Argentina, Brasil, Chile e México	Aceitação da RWH
Lo e MacKinlay	Santos	Brasil	Aceitação da RWH
Wright	Wright	dólar canadense, marco alemão, iene japonês e libra britânica	Rejeição da RWH
Lo e Mackinlay, Chow e Denning, Wright	Ceretta	Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México e Venezuela	Argentina e Brasil: aceitação da RWH; Colômbia e Chile: rejeição da RWH
Lo e MacKinlay Wright	Abraham, Seyyed e Alsakran	Kuwait, Arábia Saudita e Bahrein	Rejeição da RWH
Chow e Denning	Chang, Lima e Tabak	Argentina, Brasil, Chile, México, Índia, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas, Tailândia, Taiwan, Estados Unidos e Japão	Aceitação da RWH somente para Estados Unidos e Japão
Lo e MacKinlay Wright	Caldeira, Camargo Jr. e Pimenta Jr.	Brasil, México, Peru e Argentina	Aceitação da RWH no Brasil; Rejeição da RWH no Peru; Resultados inconclusivos para México e Argentina.
Lo e MacKinlay Wright	Belaire-Franch e Opong	Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Japão, Inglaterra, Noruega, Singapura, Suécia, Suíça e Estados Unidos.	Rejeição da RWH nos dois testes para Canadá e Singapura.
Chow e Denning Wright Kim	Smith e Rogers	África do Sul	Aceitação da RWH
Lo e MacKinlay	Tabak e Staub	Brasil	Aceitação da RWH para a maioria dos setores.
Whright	Al-Khazali, Ding e Pyun	Bahrein, Egito, Jordânia, Kuwait, Marrocos, Omã, Arábia Saudita e Tunísia	Aceitação da RWH
Wright Whang-Kim	Hoque, Kim e Pyun	Hong-Kong, Indonésia, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Taiwan e Tailândia	Rejeição da RWH exceto para Taiwan e Coréia
Chow e Denning Wright Kim	Kim e Shamsuddin	Hong-Kong, Indonésia, Japão, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Taiwan e Tailândia	Aceitação da RWH para Hong Kong, Japão, Coréia e Taiwan; Rejeição da RWH para Indonésia, Malásia e Filipinas
Chow e Denning	Cheong	Malásia	Aceitação da RWH

3 TIPO E MÉTODO DE PESQUISA

Para o desenvolvimento da presente pesquisa foi utilizada, como plano de pesquisa básica, a descritiva, visto que segundo Gil (2002, p.42), este tipo “tem como objetivo primordial a descrição das características de determinada população ou fenômeno ou, então, o estabelecimento de relações entre variáveis”. No caso desta, o objetivo foi o de determinar a existência ou não de previsibilidade no retorno das ações.

Para Hair et al. (2005, p.86) “os planos de pesquisa descritiva em geral são estruturados e especificamente criados para medir características descritas em uma questão de pesquisa”. O mesmo autor ainda afirma que, “as hipóteses, derivadas da teoria, normalmente servem para guiar o processo e fornecer uma lista do que precisa ser mensurado”.

O método utilizado foi o quantitativo já que, de acordo com Richardson et al. (1985), este se caracteriza pela quantificação na coleta e no tratamento das informações, fazendo uso, basicamente, de técnicas estatísticas, que vão desde as mais simples, como determinação da média e desvio padrão, até as mais sofisticadas, como análise de regressão.

Além disso, conforme Chizzotti (1995), as pesquisas quantitativas preveem a mensuração de variáveis pré-estabelecidas, procurando verificar e explicar sua influência sobre outras variáveis mediante a análise da frequência de incidências e correlações estatísticas.

A pesquisa foi realizada através da análise de séries temporais. Os estudos de séries temporais são adequados quando as questões de pesquisa e as hipóteses são afetadas pela variação das coisas com o decorrer do tempo. Este tipo de pesquisa exige que os dados sejam coletados em diferentes momentos no tempo, não podendo os mesmos, serem observados ou coletados em apenas um momento. Assim, foi efetuada a análise do retorno da *proxy* IBOVESPA para o mercado brasileiro, e da *proxy* S&P 500, para o mercado norte-americano, no período de 2000 a 2008.

A pesquisa bibliográfica também foi utilizada com o objetivo de aprofundar os conceitos e teorias sobre o tema em estudo, pois como diz Andrade (1994, p. 99), tal

pesquisa “tanto pode ser um trabalho independente como constituir-se no passo inicial de outra pesquisa”.

O processo de amostragem considerado foi o não probabilístico, porque, segundo Diehl e Tatim (2004, p.65), “nesse tipo de amostragem não são utilizadas as formas aleatórias de seleção, podendo esta ser feita de forma intencional”. Nesta pesquisa, foi utilizado esse tipo de amostragem, pois foram considerados todos os retornos dos índices IBOVESPA para medir o mercado acionário brasileiro, e S&P 500 para medir o mercado norte-americano, durante o período em questão. As séries de retornos foram coletadas diariamente e semanalmente para os índices acionários de ambos os mercados. As datas da amostragem começaram em 3 de janeiro de 2000 e terminaram em 25 de abril de 2008. Optou-se por iniciar a coleta de dados em janeiro de 2000 para que a amostra não sofresse influência da mudança de regime cambial implantada pelo Banco Central em janeiro de 1999. Quanto à data final da amostra esta foi escolhida, simplesmente, por ser a última disponível no software utilizado.

Em seguida foram calculadas as estatísticas descritivas (média, assimetria, curtose, etc.), tendo em vista que, segundo Peternelli e Mello (2007), as mesmas são úteis para descrever e avaliar um determinado conjunto de dados. Além disso, cabe ressaltar que, de acordo com Morettin (2004), a análise da assimetria e da curtose é necessária quando se considera a distribuição amostral dos retornos, já que para uma distribuição ser considerada normal deve ter assimetria igual a zero e curtose igual a três.

Na seqüência, testou-se a normalidade das séries estudadas através do teste Jarque-Bera que, segundo Morettin (2004), é largamente utilizado em econometria. Este teste leva em consideração a hipótese nula de que as taxas de retorno seguem uma distribuição normal, ou seja:

- H_0 : a distribuição é normal;
- H_1 : a distribuição não é normal.

Uma distribuição é normal quando seu coeficiente de assimetria é igual a zero e curtose é igual a três. Para avaliar o resultado obtido foi considerado o p-valor do teste ao nível de significância de 5%.

Após realizou-se a análise da estacionariedade das séries temporais em questão. Para tanto, foi feita uma análise preliminar, através de gráficos e, posteriormente, se utilizou o teste Dickey-Fuller ampliado. Também se fez uso do

teste KPSS como confirmatório para o resultado obtido anteriormente pelo Dickey-Fuller. A análise do p-valor, a um nível de significância de 5%, foi feita para ambos os testes. Cabe ressaltar que para o teste Dickey Fuller, quando p-valor for menor que 0,05 a série é considerada estacionária e, para o teste KPSS o funcionamento é o contrário, ou seja, quando p-valor for menor que 0,05 ela é considerada não-estacionária.

3.1 Dados

Como base de dados foram utilizados os retornos dos índices IBOVESPA e S&P 500 no período de 3 de janeiro de 2000 a 25 de abril de 2008. Com o intuito de pesquisar-se um mercado emergente e um mercado desenvolvido é que foram selecionados os índices mencionados. A escolha do IBOVESPA deu-se pelo fato deste representar a BOVESPA, maior Bolsa de Valores da América Latina e, conseqüentemente ser uma *proxy* para o mercado emergente brasileiro. Pelo mesmo motivo foi escolhido o índice S&P 500, pois este é um dos índices representativos da NYSE, maior bolsa de valores do mundo e, por este motivo, foi selecionado como *proxy* do mercado desenvolvido norte-americano.

A opção pelo uso dos retornos deve-se ao fato de que, segundo Morettin (2004, p.3), “na prática é preferível trabalhar com retornos, que são livres de escala, do que com preços, pois os primeiros têm propriedades estatísticas mais interessantes (como estacionariedade e ergodicidade)”.

Para o cálculo dos retornos foram coletados, diariamente e semanalmente, os preços de fechamento dos índices. Primeiramente, optou-se pela coleta diária, porque, segundo Ceretta (2001, 55) o problema com o cálculo de variações de preços de ações sobre intervalos de tempos maiores (meses e anos) é que, “à medida que se aumenta o intervalo para o cálculo das variações, reduz-se a precisão estatística sobre a estimativa realizada devido a um menor número de observações disponíveis”. A opção de trabalhar-se com dados semanais foi feita para suavizar um possível enviesamento nos preços associado à falta de sincronicidade de negociações presente em dados diários. Segundo Working (1960) e Fisher (1966), a baixa frequência de negociação com as ações pode trazer como

consequência problemas na estruturação de índices que procuram representar o mercado de ações, pois pode induzir à autocorrelação positiva no índice, mesmo que as ações que o compõem não apresentem autocorrelação individualmente.

Para o cálculo dos retornos diários foram coletados os preços de fechamento diários e, no caso dos semanais, os preços de fechamento na quarta-feira. A escolha deste dia como base para o cálculo dos retornos semanais deve-se ao fato de que a literatura aceita tal dia da semana como neutro em relação aos demais, tendo em vista que vários estudos discutem o efeito dia da semana na segunda-feira e na sexta-feira ficando a quarta-feira como dia mais distante destes. Quando da ocorrência de feriados na quarta-feira o preço utilizado é o de fechamento do dia útil anterior. Tais dados foram coletados a partir do software *Economática®* tanto em moeda corrente local quanto em dólar.

A partir dos preços, calcularam-se os retornos expressos em moeda corrente local (Real e Dólar) e, também em mesma moeda (Dólar). Tal procedimento, deu-se através da utilização do logaritmo natural de acordo com a expressão a seguir:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right), \quad (15)$$

onde:

- P_t e P_{t-1} são os valores para cada índice durante os períodos t e $t-1$, respectivamente.

O logaritmo natural foi considerado para o cálculo dos retornos pois, segundo Tsay (2005), não é possível o uso de retorno simples, tendo em vista que os retornos, na economia, são compostos o que leva à utilização do logaritmo natural, visto que este considera a capitalização contínua dos retornos.

Cabe destacar que, na presente pesquisa, utilizou-se o termo preço para designar a cotação dos índices estudados os quais, na verdade, são mensurados por uma quantidade de pontos. Para se chegar à esta quantidade de pontos é feito um cálculo através da multiplicação do preço de cotação das ações formadoras de cada índice pela quantidade teórica obtida em metodologia específica para cada índice.

3.2 Testes de quociente de variâncias

Para investigar a presença de aleatoriedade nas séries analisadas foram considerados os seguintes testes: quociente de variâncias simples, quociente de variâncias múltiplo e quociente de variâncias com base nos postos e nos sinais. Os dois primeiros tratam-se de testes paramétricos, ou seja, exigem certas premissas sobre a natureza ou a forma da população pesquisada, enquanto que os últimos são testes não-paramétricos, o que significa que estes não ficam na dependência de determinadas suposições a respeito da forma ou da natureza da população em questão. Para a realização de ambos os testes foi utilizado o pacote *vrtest* do software *R*.

Com o intuito de estimar o quociente de variâncias simples, segundo Lo e Mackinlay (1988) segue-se o seguinte modelo:

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)}, \quad (16)$$

onde:

- $VR(q)$ é o quociente de variâncias simples no período q ;
- $\sigma^2(q)$ é a variância dos retornos de um período $q > 1$ e
- $\sigma^2(1)$ é a variância dos retornos do período 1.

Para saber se a série segue a hipótese do caminho aleatório então o valor de $VR(q)$ será igual a 1 para qualquer valor assumido por q . De acordo com Ceretta (2001), um valor de $VR(q)$ maior que 1 significa que existe uma correlação positiva, enquanto que um valor menor que 1 implica em uma correlação negativa ou reversão à média para a série analisada.

Para Lo e Mackinlay (1988) existem evidências que apontam que séries temporais financeiras possuem variância mutável e desvios quanto à normalidade. Tal afirmativa pode levar à rejeição da hipótese de que uma série segue um caminho aleatório, ou seja, a heteroscedasticidade e a não normalidade são duas características dos dados que podem interferir nos resultados. Por isso Lo e

Mackinlay (1988), propõem duas alternativas para o teste de quociente de variâncias simples: (a) os erros são independentes e identicamente distribuídos em um conjunto de variáveis aleatórias normais e (b) os erros são heteroscedásticos.

No primeiro caso, onde os erros são homoscedásticos, parte-se da hipótese nula H de que os erros ε_t são i.i.d., com variância σ^2_0 , então:

$$H : \varepsilon_t \text{ i.i.d. } N(0, \sigma_0^2). \quad (17)$$

Uma importante propriedade do caminho aleatório P_t (Equação 11) é que a variância de seus incrementos é linear no intervalo observado. Então, a variância de $P_t - P_{t-2}$ é duas vezes a variância de $P_t - P_{t-1}$. Dessa forma, o modelo do caminho aleatório pode ser testado comparando-se a variância estimada em $P_t - P_{t-1}$ com a metade da variância estimada em $P_t - P_{t-2}$. Esta é, segundo Lo e Mackinlay (1988), a essência de seu teste.

A estimação de $\sigma^2(q)$ e $\sigma^2(1)$, da Equação 16, é feita obedecendo-se às seguintes equações:

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (r_t - r_{t-1} - \hat{\mu})^2, \quad (18.1)$$

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{m} \sum_{t=q}^{nq} (r_t - r_{t-q} - q\hat{\mu})^2, \quad (18.2)$$

onde:

- n é o número de observações e
- $\hat{\mu}$ e m são assim obtidos:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (r_{nq} - r_0), \quad (19.1)$$

$$m = q(nq - q + 1) \left(1 - \frac{q}{nq} \right). \quad (19.2)$$

Em seguida, através da estatística $z(q)$, é possível verificar a hipótese nula de que uma série segue o caminho aleatório, sendo assim obtida:

$$z(q) \equiv \sqrt{nq} \bar{M}_r(q) (2(2q-1)(q-1)/3q)^{-1/2} \overset{a}{\sim} N(0,1), \quad (20)$$

onde:

$$\bar{M}_r(q) \equiv \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} - 1. \quad (21)$$

Entretanto, conforme exposto por Lo e Mackinlay (1988), existe um consenso quanto à mudança da variância das séries temporais ao longo do tempo e, por esse motivo, a rejeição da hipótese do caminho aleatório por conta da heteroscedasticidade não é interessante. Os autores desenvolveram um método em que o quociente de variâncias é calculado na presença da heteroscedasticidade, além de relaxar quanto aos requisitos da distribuição normal. Nesse caso, a hipótese nula H^* assume que uma determinada série temporal processa incrementos não correlacionados, no entanto existem muitas outras formas de heteroscedasticidade, incluindo mudanças determinísticas na variância (como fatores sazonais, por exemplo). O teste estatístico usado nesse caso é o seguinte:

$$z^*(q) = \sqrt{nq} \bar{M}_r(q) / \sqrt{\hat{\theta}}, \quad (22)$$

onde:

- θ é a variância assintótica de $\bar{M}_r(q)$.

Tanto para $z(q)$ quanto para $z^*(q)$ utilizou-se o valor crítico tabelado da distribuição t de *student* ao nível de significância de 5%, ou seja, para valores até 1,96 aceita-se a hipótese nula de que a série segue um caminho aleatório.

O Segundo teste aplicado é o quociente de variâncias múltiplas. Para calcular este teste estatístico utilizam-se as seguintes fórmulas:

$$MV_1 = \sqrt{T} \max_{1 \leq i \leq l} |M_1(r; q_i)|, \quad (23.1)$$

$$M_1(r; q) = (VR(r; q) - 1) \left(\frac{2(2q - 1)(q - 1)}{3qT} \right)^{-1/2}. \quad (23.2)$$

onde:

- r é uma série de retornos; e
- q é a defasagem utilizada.

Segundo Ojah e Karemera (1999) esta técnica é baseada na distribuição *studentized maximum modulus* (SMM). Dessa forma, para o teste de quociente de variâncias múltiplas utilizou-se o valor crítico tabelado da distribuição SMM ao nível de significância de 5%, que é 2,388.

Na seqüência, utilizou-se o teste não-paramétrico de quociente de variâncias com base nos postos. Os postos normalizados r_{1t} e r_{2t} são obtidos a partir das seguintes equações:

$$r_{1t} = \left(r_{yt} - \frac{T+1}{2} \right) / \sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}, \quad (24.1)$$

$$r_{2t} = \phi^{-1}(r_{yt} / (T+1)), \quad (24.2)$$

onde:

- r_{yt} é o posto de Y_t ($t=1, \dots, T$) na série temporal de taxas de retorno com tamanho da amostra T ;
- ϕ simboliza a função de distribuição cumulativa normal padrão; e
- r_{1t} e r_{2t} são permutações aleatórias normalizadas do posto de Y_t ($t=1, \dots, T$) com igual probabilidade de ocorrência.

É preciso fazer a normalização pois, de acordo com Ceretta (2001), a série precisa ter média 0 e variância amostral de 1. Para calcular o quociente de variâncias com base nos postos seguem-se as seguintes equações:

$$VR_{posto1} = \left[\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k+1}^r (r_{1t} + r_{1t-1} + \dots + r_{1t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} \right], \quad (25.1)$$

$$VR_{posto2} = \left[\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k+1}^r (r_{2t} + r_{2t-1} + \dots + r_{2t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} \right]. \quad (25.2)$$

O teste de significância do quociente de variâncias com base nos postos é assim calculado:

$$P1 = \frac{VR_{posto1} - 1}{\sqrt{\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT}}}, \quad (26.1)$$

$$P2 = \frac{VR_{posto2} - 1}{\sqrt{\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT}}}. \quad (26.2)$$

Para analisar os valores de $P1$ e $P2$ foi utilizado o valor crítico tabelado da distribuição t de *student* em um nível de significância de 5% (1,96).

Com relação ao teste de variância com base nos sinais foi utilizada a Equação 27, a seguir:

$$VR_{Sinais} = \left[\frac{\frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-k})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} \right]. \quad (27)$$

A significância do teste de quociente de variâncias com base nos sinais é calculada a partir da seguinte equação:

$$S = \frac{VR_{\text{Sinais}} - 1}{\sqrt{\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT}}}. \quad (28)$$

Com o intuito de se avaliar o valor de S também utilizou-se o valor crítico tabelado, a um nível de 5% de significância, da distribuição t de *student*, ou seja, 1,96.

Cabe ressaltar que, na aplicação dos testes de quociente de variâncias foi utilizada uma defasagem de 2, 4, 8 e 16 dias para os retornos diários e de 2, 4, 8 e 16 semanas no caso dos retornos semanais. Tal escolha, baseia-se em Lo e Mackinlay (1988), os quais são seguidos por grande parte dos autores estudiosos da RWH que aplicam os testes de quociente de variâncias.

Com relação às limitações do método a ser utilizado neste trabalho deve-se falar do teste Dickey-Fuller, que, segundo Gujarati (2006), tem baixa potência, pois pode encontrar uma raiz unitária inclusive quando não há nenhuma. Mesmo com a utilização de um segundo teste confirmatório de estacionariedade, no caso deste trabalho o KPSS, de acordo com o autor anteriormente citado, não existe um teste sistematicamente potente para testar a raiz unitária.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo, primeiramente, foi feita uma descrição da amostra estudada, com o auxílio de análise gráfica e das estatísticas descritivas. Em seguida, procedeu-se ao cálculo dos testes propostos bem como sua análise.

4.1 Descrição da amostra

No intuito de proceder-se ao cálculo dos retornos dos Índices estudados, foram coletadas 2.058 observações diárias dos preços de fechamento do IBOVESPA e 2.089 para o S&P 500. Tal diferença de observações deve-se ao fato de existirem diferentes dias úteis de negociação nas Bolsas de Valores que tais índices representam. Quanto à coleta semanal foram utilizadas 434 observações para ambos os indicadores de mercado, tendo em vista que, ao deparar-se com um dia sem negociação, considerou-se o dia útil imediatamente anterior.

O IBOVESPA é o índice que registra a evolução média das cotações das ações negociadas na BOVESPA. Segundo Gonçalves et al. (2003), é o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações, formada no ano de 1968 a partir de uma aplicação hipotética. Esta carteira teórica é integrada pelas ações que, em conjunto, representaram em torno de 80% do volume transacionado à vista nos 12 meses anteriores à formação da carteira. .

Já o S&P 500, constitui-se num índice publicado desde 1957 e que, segundo dados obtidos no *site* da NYSE (2008), é um importante índice formado por 500 ações e é um padrão no qual os investidores medem o desempenho do grande mercado de valores dos Estados Unidos. As 500 ações deste índice são selecionadas por serem uma amostra representativa das principais companhias. Muitos investidores indexam seus portfólios ao S&P 500, assim os retornos dos seus investimentos ficam atrelados ao desempenho do índice.

Na Figura 3, pode-se visualizar a evolução diária ocorrida nos preços do IBOVESPA tanto em moeda original (R\$) quanto em dólares (U\$), durante o período

considerado. É possível observar, através do gráfico em questão, o que Gujarati (2006), descreve como uma firme tendência ascendente, além de uma variabilidade entre os períodos considerados, o que sugere ser as séries temporais não estacionárias. Cabe destacar que a análise da Figura 3 é apenas preliminar.

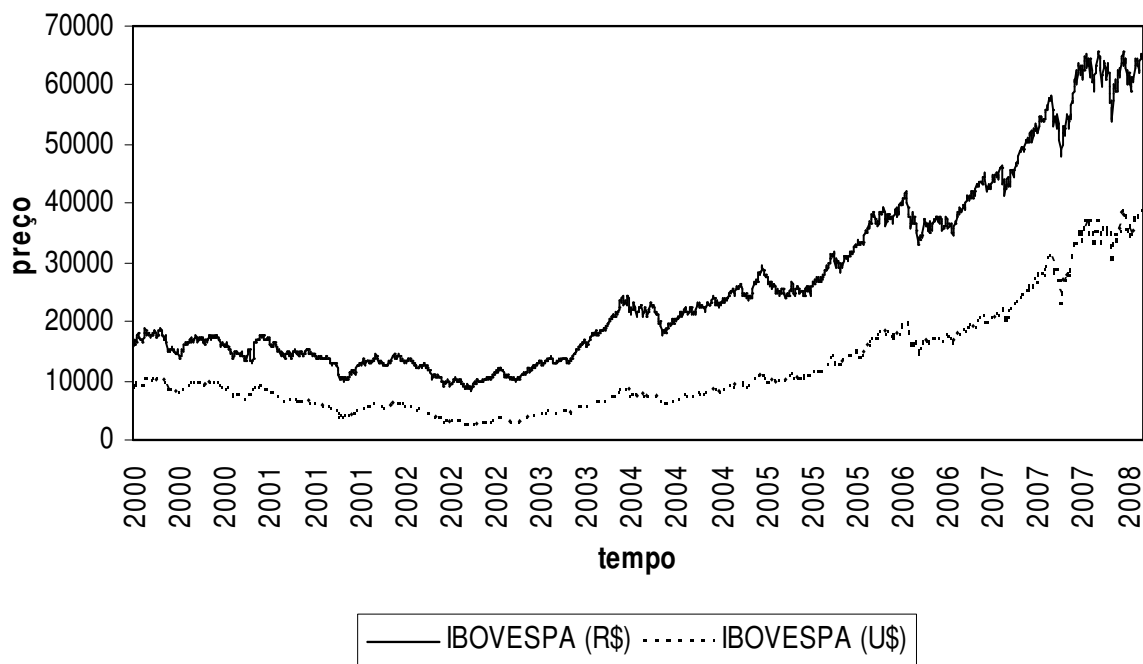


Figura 3 – Gráfico da evolução dos preços coletados diariamente para o IBOVESPA (R\$ e U\$).

Na Figura 4, é possível ver a dinâmica da evolução diária dos preços para o outro índice estudado, o S&P 500, em dólares (U\$). Apesar da tendência dos preços deste índice ao longo do tempo apresentar-se, aparentemente, menor do que a do IBOVESPA, ainda assim se nota que a série temporal em questão, através da análise do gráfico, também não é estacionária.

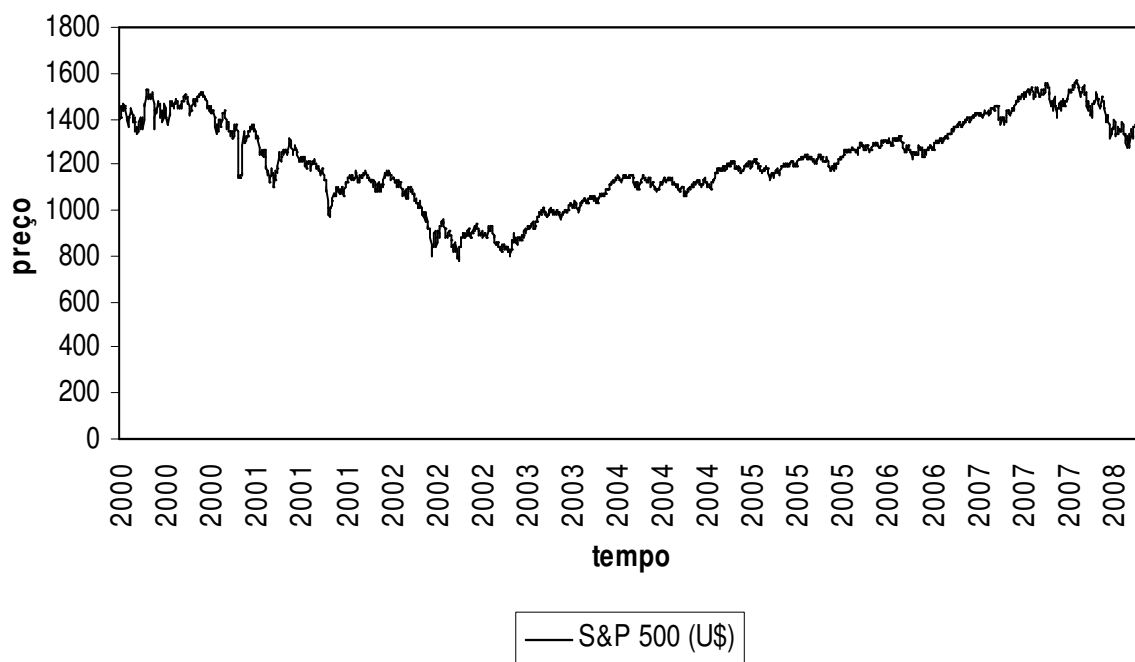


Figura 4 – Gráfico da evolução dos preços coletados diariamente para o S&P 500 (U\$).

Na Figura 5, observa-se as séries de preços do IBOVESPA em reais e dólares coletadas semanalmente. É possível evidenciar uma oscilação muito grande do IBOVESPA nas duas moedas.

Para o IBOVESPA, da mesma forma que os preços diários, comentados anteriormente, os preços semanais, tanto em moeda original quanto em dólares apresentam uma tendência o que induz a concluir-se que as séries não são estacionárias.

A Figura 6 mostra a série de preços semanais do índice S&P 500. A partir do gráfico é possível notar uma variação muito discreta do índice em questão durante o período de tempo considerado. Também é possível avaliar preliminarmente, através da Figura 6, que os preços assemelham-se a um processo não estacionário.

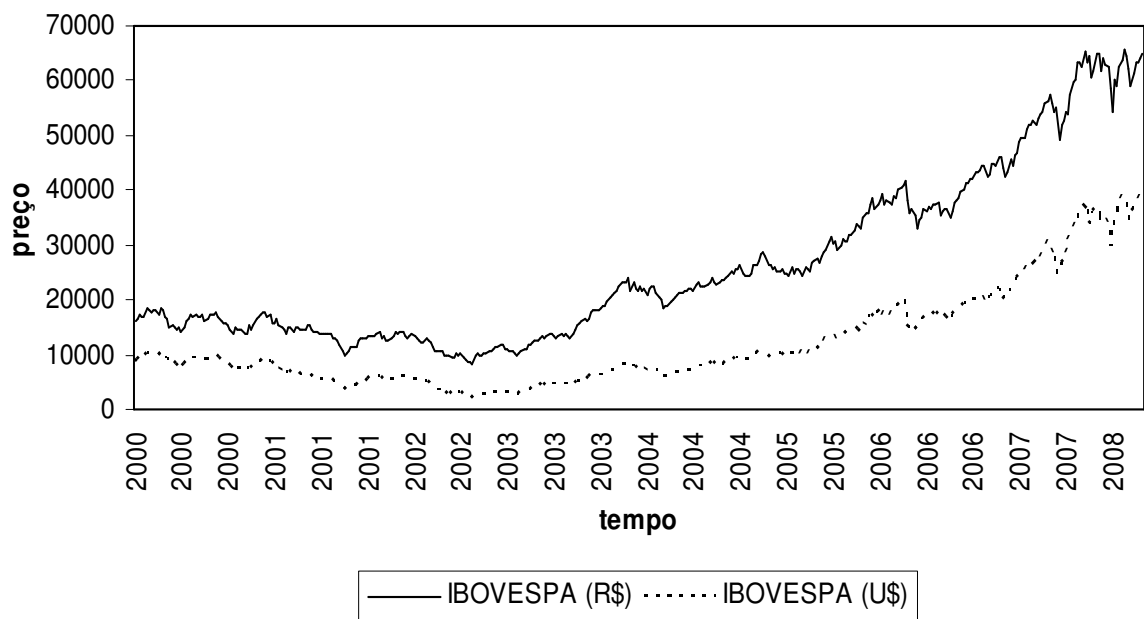


Figura 5 – Gráfico da evolução dos preços coletados semanalmente para o IBOVESPA (R\$ e U\$).

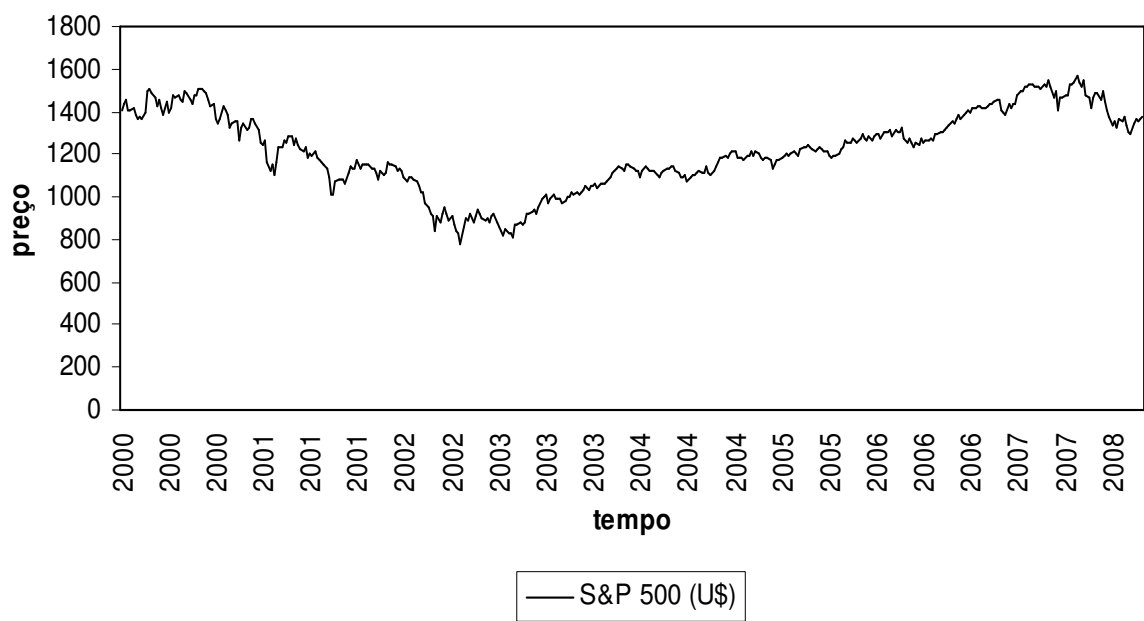


Figura 6 – Gráfico da evolução dos preços coletados semanalmente para o S&P 500 (U\$).

Os preços coletados geraram uma quantia de 2.057 retornos diários do IBOVESPA e 2.088 do S&P 500. Já a partir dos preços semanais foram calculados 433 retornos para os dois índices. A Tabela 2 mostra, resumidamente, a quantia de dados coletada no software Economática® bem como o número de retornos calculados.

Tabela 2 - Número de preços coletados e retornos calculados.

Índice	Nº de observações	
	Preços	Retornos
IBOVESPA diário	2.058	2.057
S&P 500 diário	2.089	2.088
IBOVESPA semanal	434	433
S&P 500 semanal	434	433

O número de retornos calculados é sempre menor, tendo em vista que o primeiro preço da série é utilizado junto com o segundo para calcular apenas um retorno.

Já com relação aos retornos calculados diariamente para o IBOVESPA, é possível visualizar sua evolução ao longo do tempo, tanto em reais (Figura 7) quanto em dólares (Figura 8). Ao observar os gráficos nota-se que as séries assemelham-se a um processo estacionário.

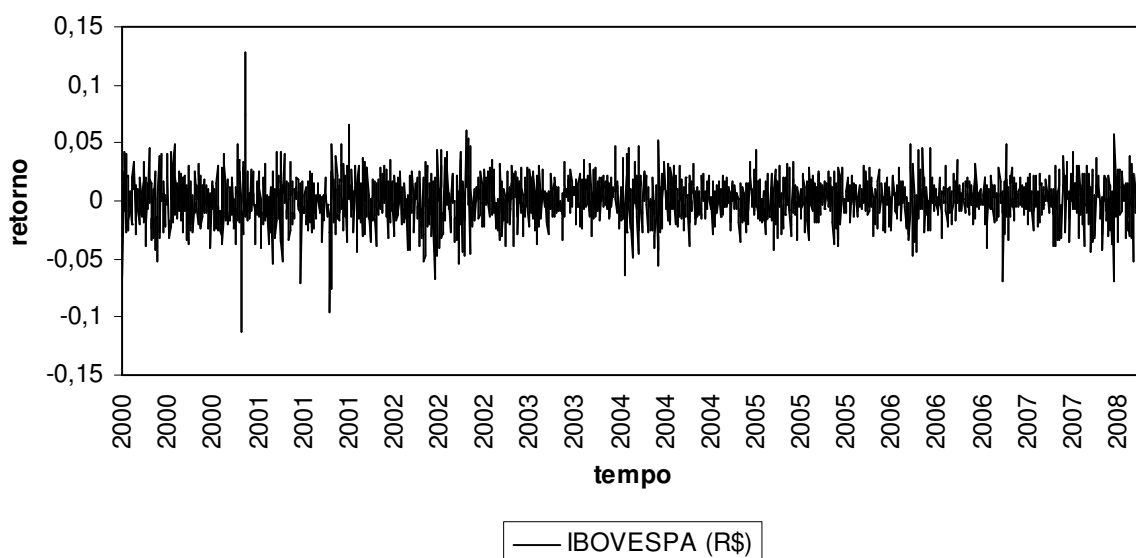


Figura 7 – Gráfico da evolução dos retornos diários para o IBOVESPA (R\$).

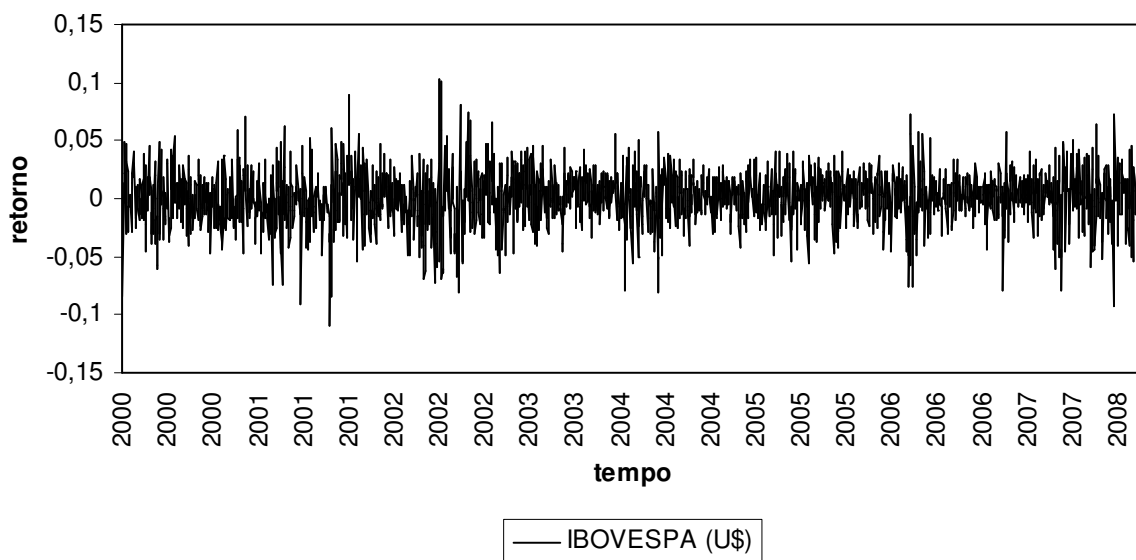


Figura 8 – Gráfico da evolução dos retornos diários para o IBOVESPA (U\$).

A Figura 9 demonstra os retornos diários para o S&P 500. Da mesma forma que as Figuras anteriores (Figuras 7 e 8), através desta se pode notar que a série de retornos tem características de um processo estacionário, o que fica mais claro na segunda metade do mesmo.

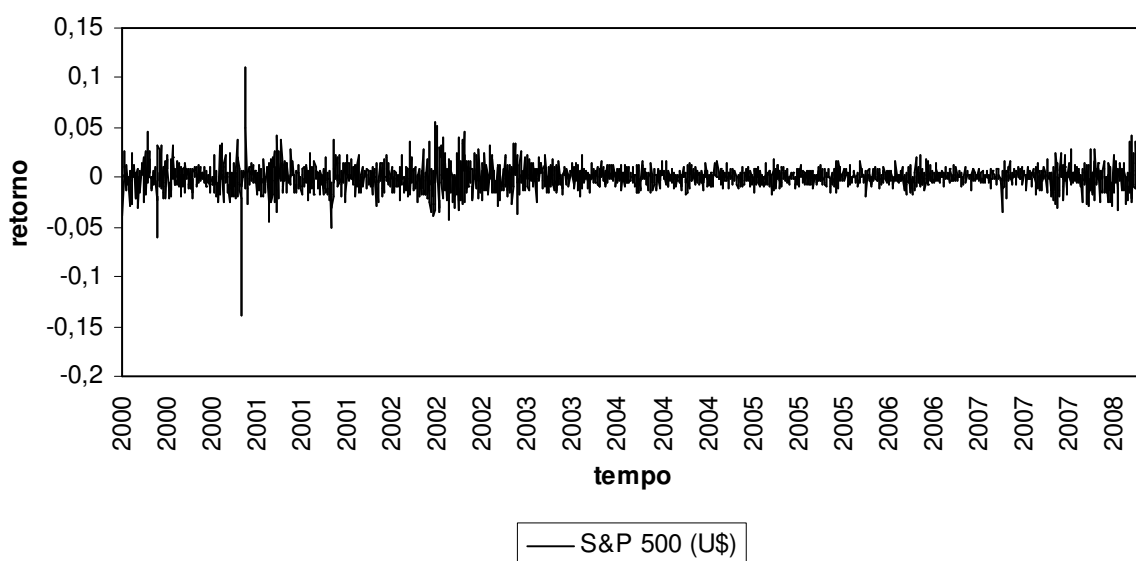


Figura 9 – Gráfico da evolução dos retornos diários para o S&P 500 (U\$).

Nas Figuras 10, 11 e 12, é possível evidenciar a variação dos retornos semanais para ambos os índices. Os retornos semanais, da mesma forma que os diários, apresentam uma aparente semelhança com um processo estacionário, principalmente os retornos do índice S&P500.

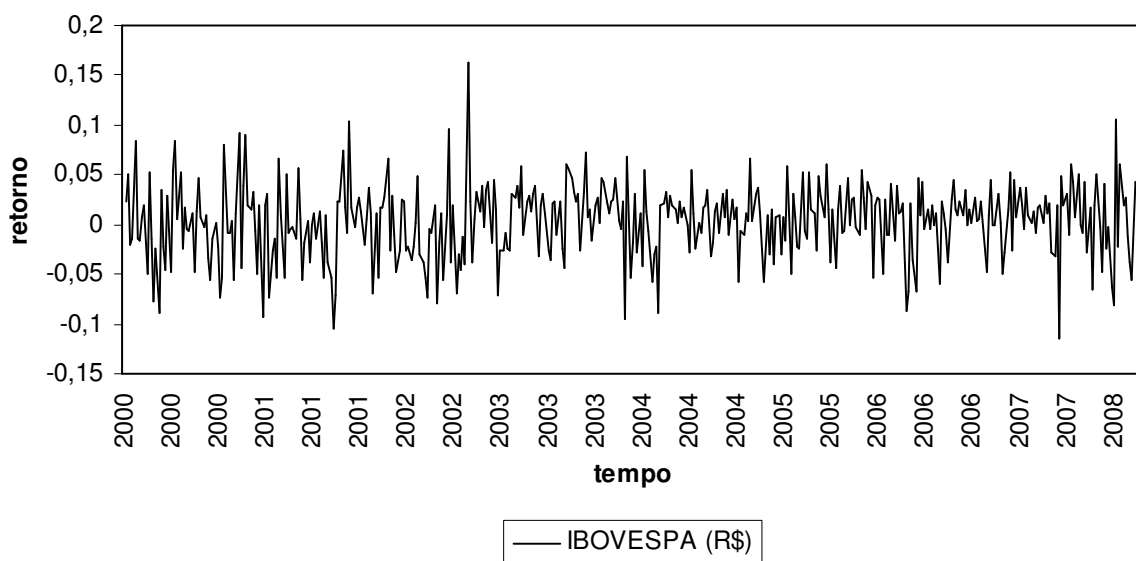


Figura 10 – Gráfico da evolução dos retornos semanais para IBOVESPA (R\$).

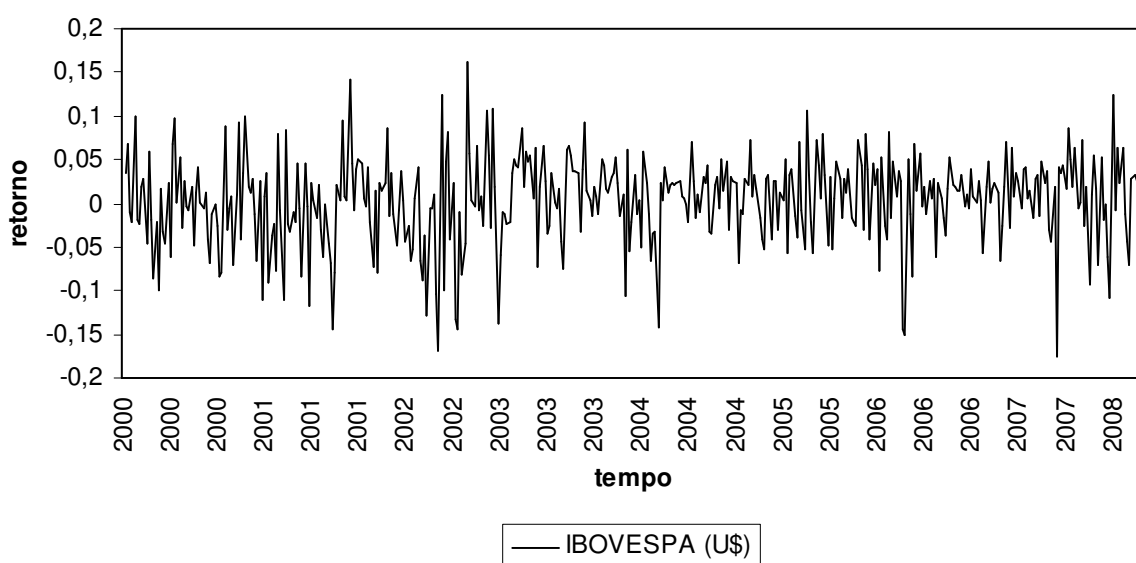


Figura 11 – Gráfico da evolução dos retornos semanais para o IBOVESPA (US\$).

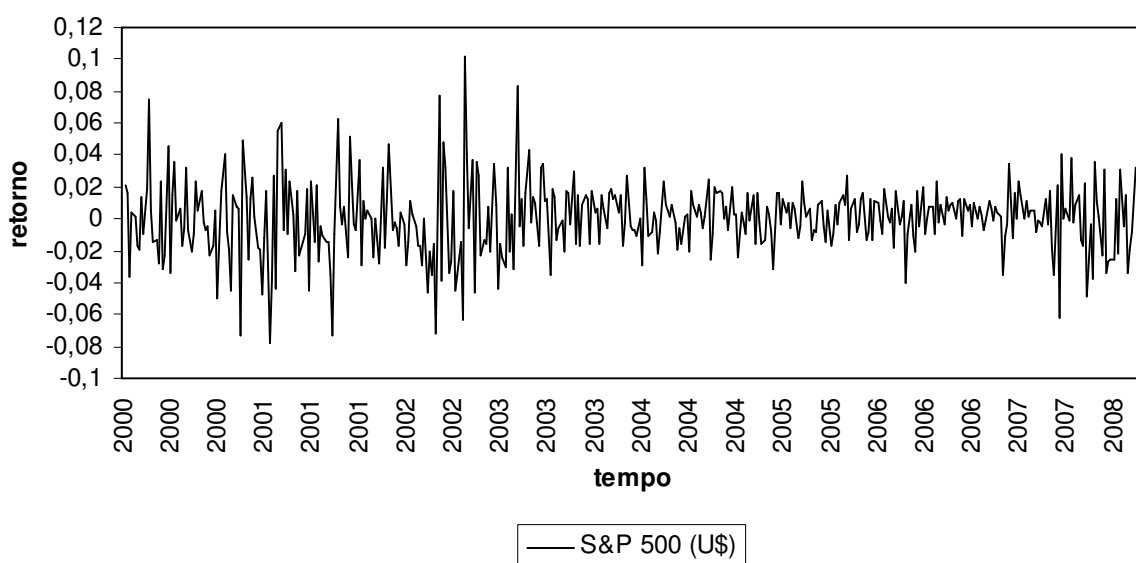


Figura 12 – Gráfico da evolução dos retornos semanais para o S&P 500 (U\$).

A partir dos retornos diários e semanais para os índices IBOVESPA e S&P 500 foram calculadas as estatísticas descritivas para uma análise preliminar da amostra. Os valores encontrados estão evidenciados nas Tabelas 3 (retornos semanais) e 4 (retornos diários).

Na Tabela 3, observa-se que o retorno médio semanal do IBOVESPA é positivo nas duas séries consideradas. Já o retorno médio do S&P 500, apesar de muito baixo, apresenta-se negativo.

Com relação ao coeficiente de assimetria dos retornos semanais do IBOVESPA, este se apresenta negativo, o que indica uma maioria de retornos com elevados valores negativos em relação aos elevados retornos positivos. O mesmo não ocorre com o índice S&P 500 onde para os valores semanais o coeficiente de assimetria é positivo.

O excesso de curtose para todas as séries de retornos aponta para uma distribuição leptocúrtica, ou seja, com caudas mais longas do que as de uma distribuição normal.

Tabela 3 - Estatística descritiva das séries de taxas de retorno semanais, para os índices IBOVESPA e S&P 500, no período de janeiro de 2000 a abril de 2008.

<i>Retorno IBOVESPA (R\$)</i>		<i>Retorno IBOVESPA (U\$)</i>		<i>Retorno S&P (U\$)</i>	
Média	0,0032004	Média	0,0034870	Média	-3,683E-05
Desvio padrão	0,0370310	Desvio padrão	0,0506042	Desvio padrão	0,0227051
Variância	0,0013713	Variância	0,0025608	Variância	0,0005155
Ex.Curtose	0,8276418	Ex.Curtose	1,0179969	Ex.Curtose	2,1040943
Assimetria	-0,1462227	Assimetria	-0,5552889	Assimetria	0,1314057
Mínimo	-0,1140857	Mínimo	-0,1746043	Mínimo	-0,0784228
Máximo	0,1618018	Máximo	0,1628348	Máximo	0,1018242
Observações	433	Observações	433	Observações	433

A Tabela 4 contempla resultados semelhantes à Tabela 3 com relação ao retorno médio. Enquanto que o retorno médio diário do IBOVESPA é positivo, o do S&P 500, com valor muito próximo a zero, é negativo.

Analisando-se o coeficiente de assimetria dos retornos diários do IBOVESPA nota-se que o mesmo apresenta valor negativo, o que, demonstra, a exemplo dos retornos semanais, uma maioria de retornos com elevados valores negativos em relação aos elevados retornos positivos. O mesmo ocorre com o índice S&P 500 onde, para os retornos diários, este mesmo valor é negativo.

O excesso de curtose para todas as séries de retornos indica uma distribuição leptocúrtica, ou seja, com caudas mais longas do que as de uma distribuição normal.

Para que uma distribuição seja considerada normal deveria, segundo Kazmier (1982), ser simétrica (coeficiente de assimetria igual a zero) e mesocúrtica (coeficiente de curtose igual a três), isto é, possuir uma forma semelhante a um sino. Como o cálculo destes coeficientes demonstra divergência em relação aos de uma distribuição normal, cabe realizar os testes de normalidade para verificar se as séries estudadas realmente não são normais.

Tabela 4 - Estatística descritiva das séries de taxas de retorno diário para os índices IBOVESPA e S&P 500, no período de janeiro de 2000 a abril de 2008.

<i>Retorno IBOVESPA (R\$)</i>		<i>Retorno IBOVESPA (U\$)</i>		<i>Retorno S&P (U\$)</i>	
Média	0,0006554	Média	0,0006925	Média	-1,927E-05
Desvio padrão	0,0187628	Desvio padrão	0,0231201	Desvio padrão	0,0119028
Variância	0,0003520	Variância	0,0005345	Variância	0,0001417
Ex.Curtose	2,3543646	Ex.Curtose	1,4193041	Ex.Curtose	13,7381275
Assimetria	-0,2127209	Assimetria	-0,2806621	Assimetria	-0,2903462
Mínimo	-0,1121524	Mínimo	-0,1099351	Mínimo	-0,1380806
Máximo	0,1276124	Máximo	0,1030772	Máximo	0,1113206
Observações	2057	Observações	2057	Observações	2088

Como os resultados dos coeficientes de assimetria e curtose apontam para valores discordantes aos de uma distribuição normal faz-se necessária a execução de um teste de normalidade. Neste caso, utilizou-se o teste Jarque-Bera para identificar a normalidade nas séries estudadas. A Tabela 5 apresenta os valores do teste Jarque-Bera.

Analisando os valores demonstrados na Tabela 5, nota-se que para todas as séries de retornos existe rejeição da hipótese nula de que as mesmas estão de acordo com uma distribuição normal, tendo em vista que os valores de p-valor são todos inferiores a 0,05.

Tabela 5 - Teste Jarque-Bera de normalidade para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.

Periodicidade	Índice	Moeda	Teste Jarque-Bera	p-valor
Diária	IBOVESPA	R\$	487,096	1,69E-106
		U\$	198,074	9,743E-44
	S&P 500	U\$	16364	0
Semanal	IBOVESPA	R\$	13,2032	0,0013600
		U\$	39,8687	2,2010E-9
	S&P 500	U\$	78,2496	1,019E-17

A Tabela 6 mostra os resultados do teste Dickey-Fuller ampliado que foi útil para testar a estacionariedade das séries temporais estudadas.

Tabela 6 - Teste Dickey-Fuller ampliado para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.

Periodicidade	Índice	Moeda	Teste Dickey-Fuller	p-valor
Diária	IBOVESPA	R\$	-31,6466	6,389E-58
		U\$	-30,9704	6,389E-58
	S&P 500	U\$	-33,3372	6,389E-58
Semanal	IBOVESPA	R\$	-14,6396	3,533E-41
		U\$	-14,6629	2,692E-41
	S&P 500	U\$	-15,5211	1,095E-45

Como todos os resultados de p-valor são menores que 0,05, diz-se que a série não tem raiz unitária, ou seja, é estacionária. A seguir, na Tabela 7 encontram-se os valores para o teste KPSS também utilizado para testar a estacionariedade das séries em questão.

Os valores da Tabela 7 demonstram que para as séries temporais do IBOVESPA formadas pelos retornos diários e semanais em moeda original (R\$) confirmou-se a estacionariedade. O mesmo ocorre para as séries formadas pelos retornos diários e semanais do S&P 500. Já para os retornos diários e semanais do IBOVESPA em moeda forte (U\$) não houve a confirmação de estacionariedade.

Tabela 7 - Teste KPSS para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.

Periodicidade	Índice	Moeda	Teste KPSS	p-valor
Diária	IBOVESPA	R\$	0,049772	0,1015
		U\$	0,061026	0,0174
	S&P 500	U\$	0,047173	0,2786
Semanal	IBOVESPA	R\$	0,062315	0,0909
		U\$	0,065805	0,0241
	S&P 500	U\$	0,072183	0,2893

Pelo fato da estacionariedade não ter sido confirmada pelo teste KPSS para os retornos diários e semanais do IBOVESPA em dólares, o teste foi efetuado novamente, dessa vez utilizando a primeira diferença da variável. Os valores encontrados estão demonstrados na Tabela 8. Os resultados apontam para uma confirmação de estacionariedade na série formada pela primeira diferença da variável, já que o p-valor, nesse caso é superior a 0,05.

Tabela 8 - Teste KPSS para os retornos do IBOVESPA diários e semanais em U\$.

Periodicidade	Moeda	Teste KPSS	p-valor
Diária	U\$	0,001323	0,9250
Semanal	U\$	0,002536	0,9619

Efetuada as avaliações preliminares da amostra, a seguir são demonstrados os resultados encontrados nos testes de quociente de variâncias que testam a hipótese do caminho aleatório.

4.2 Quociente de Variâncias Simples

O quociente de variâncias simples foi calculado conforme o modelo de Lo e MacKinlay (1988), e os resultados das estatísticas $z(q)$ e $z^*(q)$ estão demonstrados nas Tabelas 9 e 10 para o intervalo de 2, 4, 8 e 16 dias e 2, 4, 8 e 16 semanas. O nível de significância considerado foi de 0,05.

Os valores da Tabela 9 apontam que tanto os retornos do IBOVESPA quanto os do S&P 500, quando representados em moeda original, seguem um caminho aleatório, exceto para o S&P 500 quando $q=16$, na estatística $z(q)$. Da mesma forma, o IBOVESPA, estando expresso em dólares, percorre um caminho aleatório quando consideradas as defasagens maiores (8 e 16 dias) e o contrário, ou seja, não segue um caminho aleatório para as defasagens menores (2 e 4 dias).

Tabela 9 - Quociente de variâncias simples para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$z(q)$	0,897024	0,411923	-0,807951	-1,107720
		$z^*(q)$	0,751737	0,345571	-0,687431	-0,952751
	U\$	$z(q)$	4,87567*	3,47184*	1,801337	1,366637
		$z^*(q)$	4,09128*	2,85663*	1,475552	1,149477
S&P 500	U\$	$z(q)$	-0,810506	-1,475131	-1,943498	-2,37972*
		$z^*(q)$	-0,535147	-1,015327	-1,406223	-1,673653

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

Na Tabela 10 tem-se o cálculo das estatísticas $z(q)$ e $z^*(q)$ para os retornos semanais dos índices. Os valores apontam para uma aceitação da hipótese do caminho aleatório já que somente um dos resultados rejeitou a hipótese.

Tabela 10 - Quociente de variâncias simples para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$z(q)$	-0,316952	0,702080	0,607816	0,057508
		$z^*(q)$	-0,306489	0,676602	0,586518	0,055508
	U\$	$z(q)$	0,662478	1,605222	1,414194	1,117074
		$z^*(q)$	0,551446	1,393558	1,261562	1,005133
S&P 500	U\$	$z(q)$	-2,69508*	-1,560597	-1,514860	-1,275226
		$z^*(q)$	-1,884960	-1,155008	-1,157351	-1,005382

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

Assim, a maioria dos resultados leva a crer que, com base no teste de quociente de variâncias simples, independentemente dos erros serem homo ou heteroscedásticos, aceita-se a hipótese do caminho aleatório.

4.3 Quociente de Variâncias Múltiplas

Para aceitar a hipótese do caminho aleatório, segundo o teste de quociente de variâncias múltiplas, é necessário comparar o valor encontrado no teste de quociente de variâncias simples (Tabelas 9 e 10) com o valor crítico de 2,388. A Tabela 11 reproduz os mesmos valores da tabela 9 e o “*” indica rejeição da hipótese do caminho aleatório.

Tabela 11 - Quociente de variâncias múltiplas para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$z(q)$	0,897024	0,411923	-0,807951	-1,107720
		$z^*(q)$	0,751737	0,345571	-0,687431	-0,952751
	U\$	$z(q)$	4,87567*	3,47184*	1,801337	1,366637
		$z^*(q)$	4,09128*	2,85663*	1,475552	1,149477
S&P 500	U\$	$z(q)$	-0,810506	-1,475131	-1,943498	-2,379722
		$z^*(q)$	-0,535147	-1,015327	-1,406223	-1,673653

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

Com relação aos dados semanais, a mesma comparação foi feita e os valores estão expressos na Tabela 12, abaixo, com o “*” indicando a rejeição da hipótese do caminho aleatório.

Tabela 12 - Quociente de variâncias múltiplas para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	z(q)	-0,316952	0,702080	0,607816	0,057508
		z*(q)	-0,306489	0,676602	0,586518	0,055508
	U\$	z(q)	0,662478	1,605222	1,414194	1,117074
		z*(q)	0,551446	1,393558	1,261562	1,005133
S&P 500	U\$	z(q)	-2,69508*	-1,560597	-1,514860	-1,275226
		z*(q)	-1,884960	-1,155008	-1,157351	-1,005382

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

É possível evidenciar que os resultados obtidos pelo quociente de variâncias múltiplas são os mesmos que aqueles calculados pelo quociente de variâncias simples. Dessa forma, tem-se uma aceitação da hipótese do caminho aleatório para a maioria dos resultados.

4.4 Quociente de Variâncias com Base nos Postos

O teste de quociente de variâncias com base nos postos, também utilizado para testar a hipótese de que a série de retornos segue um caminho aleatório, foi efetuado e seus resultados estão descritos nas Tabelas 13 e 14.

A Tabela 13 mostra as estatísticas do teste de quociente de variâncias com base nos posto $R_1(q)$ e $R_2(q)$, para $q = 2, 4, 8$ e 16 dias e com um nível de significância considerado de 5% para ambos os índices estudados. Para os dados observados, a hipótese do caminho aleatório é aceita nos retornos do IBOVESPA em moeda original e em dólares quando q é 8 e 16 dias. Já para os retornos do IBOVESPA expressos em dólares para um q de 2 e 4 dias, bem como para os retornos do S&P 500, a hipótese do caminho aleatório é rejeitada.

Tabela 13 - Quociente de variâncias com base nos postos para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$R_1(q)$	0,084902	-0,758535	-2,01477*	-1,660673
		$R_2(q)$	0,398108	-0,333007	-1,557595	-1,563551
	U\$	$R_1(q)$	5,08959*	3,37890*	1,327226	1,059046
		$R_2(q)$	4,91683*	3,28964*	1,409334	1,001594
S&P 500	U\$	$R_1(q)$	-2,94917*	-3,80808*	-3,71629*	-2,97440*
		$R_2(q)$	-2,22353*	-3,02108*	-3,17609*	-2,68752*

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

A Tabela 14 mostra os valores calculados de $R_1(q)$ e $R_2(q)$ para $q=2, 4, 8$ e 16 semanas. Ao contrário dos retornos diários, os retornos semanais apontam para aceitação da hipótese do caminho aleatório, exceto para os retornos do S&P 500, com $q=2$.

Tabela 14 - Quociente de variâncias com base nos postos para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$R_1(q)$	-0,520011	0,678384	1,033420	1,064207
		$R_2(q)$	-0,582425	0,581111	0,592006	0,238791
	U\$	$R_1(q)$	0,164807	1,133404	1,298135	1,222004
		$R_2(q)$	0,148596	1,108299	1,038917	0,755218
S&P 500	U\$	$R_1(q)$	-2,44786*	-1,289396	-0,881182	-0,293730
		$R_2(q)$	-2,62652*	-1,458181	-1,229577	-0,889479

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

4.5 Quociente de Variâncias com Base nos Sinais

Os resultados do teste de quociente de variâncias com base nos sinais estão indicados nas Tabelas 15 e 16. Na Tabela 15 estão demonstrados os valores de $S_1(q)$, calculados para os retornos diários dos índices. Conforme pode ser observado, existe aceitação da hipótese do caminho aleatório para o IBOVESPA em moeda original, em dólares quando q é 8 e 16 dias e S&P 500 quando q é 16 dias. Já para os retornos do IBOVESPA em dólares, para um q de 2 e 4 dias e, também, para o S&P 500 quando q é 2, 4 e 8 dias, a hipótese do caminho aleatório é rejeitada.

Tabela 15 - Quociente de variâncias com base nos sinais para os retornos diários do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$S_1(q)$	-0,683510	-1,249265	-1,844820	-0,860317
	U\$	$S_1(q)$	4,16720*	2,99352*	1,665928	1,264804
S&P 500	U\$	$S_1(q)$	-3,76412*	-3,59120*	-2,59310*	-1,595949

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

Na Tabela 16 é possível visualizar os resultados de $S_1(q)$ para os retornos semanais do IBOVESPA e do S&P 500. Os resultados apontam para rejeição da hipótese do caminho aleatório no IBOVESPA (exceto nos retornos em moeda original para um q de 2 e 4 semanas e em dólares para um q de 2 semanas) e aceitação para o S&P 500 (exceto quando q é 2 semanas).

Tabela 16 - Quociente de variâncias com base nos sinais para os retornos semanais do IBOVESPA e S&P 500.

Índices	Moeda		q=2	q=4	q=8	q=16
IBOVESPA	R\$	$S_1(q)$	0,528626	1,438501	2,21761*	3,28080*
	U\$	$S_1(q)$	1,681993	2,92838*	3,14364*	4,03959*
S&P 500	U\$	$S_1(q)$	-1,97033*	-1,412813	-0,909788	-0,070966

Nota: * indica rejeição da hipótese do caminho aleatório em um nível de significância de 5%.

4.6 Resumo dos resultados dos testes de quociente de variâncias

A seguir, na Tabela 17, evidencia-se um resumo dos resultados obtidos através dos testes de quociente de variâncias, quanto à rejeição ou aceitação da hipótese do caminho aleatório nos índices estudados.

Com base nos resultados obtidos em todos os testes de quociente de variâncias aplicados sobre a amostra estudada é possível visualizar na Tabela 17 os testes que aceitaram e os que rejeitaram a hipótese do caminho aleatório em cada série de retornos. A letra “A” indica aceitação e a letra “R” implica em rejeição da hipótese nula. Quando o teste aceitou ou rejeitou totalmente a hipótese, ou seja, em todas as defasagens (q) consideradas, as letras “A” e “R” aparecem sozinhas. Quando houve rejeição e aceitação no mesmo teste a defasagem acompanha a letra

correspondente. Por exemplo, para os retornos diários do IBOVESPA em reais houve aceitação da hipótese do caminho aleatório quando aplicado o teste de quociente de variâncias simples. Já para os mesmos retornos, quando considerados em dólares, houve aceitação da hipótese quando $q = 8$ e 16 dias e rejeição quando $q = 2$ e 4 dias.

Tabela 17 - Resumo dos resultados dos testes de quociente de variâncias para os retornos do IBOVESPA e S&P 500.

	Índices	Moeda	Quociente de variâncias simples	Quociente de variâncias múltiplas	Quociente de variâncias com base nos postos	Quociente de variâncias com base nos sinais
Retornos Diários	IBOVESPA	R\$	A	A	A	A
		U\$	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)	A (q=8 e 16) R (q=2 e 4)
	S&P 500	U\$	A	A	R	A (q=16) R (q=2, 4 e 8)
Retornos Semanais	IBOVESPA	R\$	A	A	A	A (q=2 e 4) R (q=8 e 16)
		U\$	A	A	A	A (q=2) R (q=4, 8 e 16)
	S&P 500	U\$	A	A	A (q=4,8 e 16) R (q=2)	A (q=4, 8 e 16) R (q=2)

Nota: A = aceitação da hipótese do caminho aleatório e R = rejeição da hipótese do caminho aleatório.

Dessa foram, após a aplicação de todos os testes de quociente de variâncias propostos, identificou-se uma aceitação da hipótese do caminho aleatório na maioria dos resultados encontrados.

5 CONCLUSÃO

Esta pesquisa teve como objetivo principal testar a hipótese do caminho aleatório no mercado emergente brasileiro e no mercado desenvolvido norte-americano, através da utilização dos testes de quociente de variâncias com o intuito de contribuir com as discussões que cercam tal assunto.

A base de dados utilizada foi formada pelos retornos dos índices representativos de ambos os mercados que serviram como *proxies* para o Brasil (IBOVESPA) e para os Estados Unidos (S&P 500), calculados a partir dos preços coletados no banco de dados Economática® no período compreendido entre 3 de janeiro de 2000 e 25 de abril de 2008. A partir dos preços, coletados de maneira diária e semanal para evitar possíveis vieses nos resultados, aplicou-se o logaritmo natural, para, então, proceder-se ao cálculo dos retornos que, dessa forma, podem refletir melhor a realidade econômica.

Como método para detectar a existência ou não de previsibilidade no mercado de ações, a presente pesquisa valeu-se de um conjunto de testes reconhecidos pela literatura financeira mundial como eficazes no teste da Hipótese do Caminho Aleatório e conhecidos como testes de quociente de variâncias. Divididos em paramétricos e não-paramétricos, são eles: teste de quociente de variâncias simples de Lo e MacKinlay (1988), teste de quociente de variâncias múltiplas de Chow e Denning (1993), teste de quociente de variâncias com base nos postos e teste de quociente de variâncias com base nos sinais de Wright (2000).

Muitas foram as pesquisas já feitas sobre o assunto em questão, entretanto seus resultados mostram-se contraditórios, devido a resultados divergentes que podem ser provenientes de fatores diversos, como, por exemplo, o período analisado e o tamanho da amostra. Por isso, a necessidade do desenvolvimento de um número maior de pesquisas que possam chegar a resultados capazes de fornecer mais confiança a todos os interessados no mercado acionário.

No mercado emergente brasileiro, os resultados apontaram para uma aceitação da Hipótese do Caminho Aleatório na maioria dos testes efetuados. Houve rejeição para todos os testes aplicados, nas defasagens menores para os dados diários do IBOVESPA em dólar (2 e 4 dias), mostrando uma relação desses retornos

com o seu passado em um curto prazo. Com os dados semanais em dólar houve rejeição praticamente total (defasagem de 4, 8 e 16 semanas), ao aplicar-se o teste de quociente de variâncias com base nos sinais. O mesmo teste também rejeitou a hipótese do caminho aleatório nos retornos semanais do IBOVESPA em moeda original quando empregadas defasagens maiores (8 e 16 semanas). É importante observar que, a maioria das rejeições da hipótese do caminho aleatório no IBOVESPA foram percebidas quando as séries estavam em dólar mostrando uma dependência dos retornos com o seu passado quando considerados em moeda forte.

Os testes aplicados nos retornos do mercado desenvolvido norte-americano foram mais diretos tendo em vista que somente em um teste feito, sobre as duas séries que dizem respeito ao índice representativo desse mercado, os dados foram dúbios aceitando e rejeitando de acordo com a defasagem considerada. A maioria dos resultados, da mesma forma que o mercado brasileiro, aponta para uma aceitação da Hipótese do Caminho Aleatório. Houve rejeição da hipótese nula quando foram feitos os testes de quociente de variâncias com base nos postos (para todas as defasagens) e nos sinais (para 2, 4 e 8 dias) sobre os retornos diários e, em relação ao teste de quociente de variâncias com base nos postos e nos sinais sobre os retornos semanais, a rejeição ocorreu somente na defasagem menor (2 semanas).

Cabe observar que, de acordo com os testes de estacionariedade Dickey-Fuller ampliado e KPSS, as séries estudadas são estacionárias, indo totalmente em desacordo a maioria dos resultados encontrados nos testes de quociente de variâncias que ao aceitarem a Hipótese do Caminho Aleatório afirmam ser as séries não-estacionárias.

Outro ponto que merece destaque é o fato de que as rejeições, em sua maior parte, ocorrem nas séries de dados diários. Isso pode ser explicado por uma possível indução a uma autocorrelação positiva no índice, mesmo que as ações formadoras deste não apresentem nenhum traço de autocorrelação quando analisadas de maneira individual. Cabe ressaltar que a detecção de previsibilidade nos dados diários, considerados de curto prazo, pode sugerir uma previsibilidade maior ainda em dados de curtíssimo prazo (*intraday*).

Conclui-se, então, que a maioria dos resultados encontrados na presente pesquisa, após a aplicação dos testes escolhidos sobre as séries temporais,

aceitaram a Hipótese do Caminho Aleatório para os retornos de ambos os mercados. Assim tanto o mercado emergente brasileiro quanto o mercado desenvolvido norte-americano, no período considerado, apresentam o mesmo comportamento, ou seja, seguem o caminho aleatório. Dessa forma é possível dizer que a maioria dos resultados encontrados indica uma forma de eficiência fraca nos mercados brasileiro e norte-americano, ou seja, com base nos retornos passados não é possível obter lucros extraordinários.

A aceitação da Hipótese do Caminho Aleatório e, conseqüentemente, a indicação de que os mercados pesquisados são eficientes na forma fraca, traz implicações no sentido de que os mercados analisados não possuem previsibilidade, apesar de terem algum tipo de tendência, de acordo com o significado dos processos estocásticos não estacionários (onde o caminho aleatório encaixa-se). Esse resultado vai totalmente contra a análise técnica, uma vez que esta se utiliza do histórico de retornos passados para tirar conclusões a respeito do comportamento futuro do mercado de ações.

Esta pesquisa é importante, por ser um estudo que adiciona mais informações sobre a dinâmica do mercado de ações corroborando resultados semelhantes aos que já haviam sido encontrados em outras pesquisas.

Como idéia para pesquisas futuras sobre o presente assunto, sugere-se uma quebra dos dados em subperíodos para que estes sejam analisados separadamente o que pode alterar os resultados encontrados nesta pesquisa ou ratificá-los, além de fornecer novas informações a respeito do mercado acionário para pesquisadores, investidores e a todos os interessados neste meio. Uma outra sugestão para pesquisas futuras seria analisar os motivos que levam as séries temporais referentes ao mercado brasileiro a rejeitarem a hipótese do caminho aleatório quando os retornos são calculados em dólar. Também é possível realizar, futuramente, uma pesquisa que trabalhe com as ações individualmente ao invés do índice, que engloba uma série de empresas conjuntamente, bem como fazer uma análise em dados de curtíssimo prazo (*intraday*).

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAHAM, A.; SEYYED, F. J.; ALSAKRAN, S. A. Testing the random walk behavior and efficiency of the Gulf stock markets. **The Financial Review**, v.37, p.469-480, 2002.

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

ANDRADE, M. M. **Introdução à metodologia do trabalho científico**. 1. ed. São Paulo: Atlas, 1994.

APOLINÁRIO, R. M. C. et al. Day of the Week Effect on European Stock Markets. **International research Journal of Finance and Economics**. v.2, 2006.

ATHANASSAKOS, G.; ROBINSON, M.J. The day of the week anomaly: The Toronto stock exchange experience. **Journal of Business Finance and Accounting**, v.21, n.6, p. 833-856, 1994.

BELAIRE-FRANCH, J.; OPONG, K. K. Some evidence of random walk behavior of Euro exchange rates using ranks and signs. **Journal of Banking & Finance**, v.29, p. 1631-1643, 2005.

BLACK, F. The pricing of commodity contracts. **Journal of Financial Economics**, v.3, p.167-179, 1976.

BLASCO, N.; DEL RIO, C.; SANTAMARIA, R. The Random Walk Hypothesis in the Spanish Stock Market: 1980-1992. **Journal of Business Finance & Accounting**, v.24, n.5, p.667-684, jun.1997.

BONE, R. B.; RIBEIRO, E. P. Eficiência Fraca, Efeito Dia-da-semana e efeito feriado no mercado acionário brasileiro: uma análise empírica sistemática e robusta. **Revista de Administração Contemporânea**, v.6, n.1, p.19-37, jan./abr. 2002.

BOVESPA. São Paulo: BOVESPA, 2008. Disponível em: <http://www.bovespa.com.br/>. Acesso em: 15 jan. 2008.

CALDEIRA, L. M.; CAMARGO JR., A. S.; PIMENTA JR., T. A eficiência de Mercado na América Latina: Um Estudo da Hipótese de Caminho Aleatório no Brasil, México, Peru e Argentina. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 5., 2005, São Paulo. **Anais...**São Paulo: Universidade de São Paulo, 2005. 1 CD-ROM.

CAMARGOS, M. A. de; BARBOSA, F. V. Teoria e evidência da eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 10, n.1, janeiro/março 2003.

CERETTA, P. S. **Hipótese do Caminho Aleatório nos mercados da América Latina**: aplicação do teste de cociente de variância. 2001. 114f. Tese (Doutorado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2001.

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

CHANG, E.; PINEGAR, M.; RAVICHANDRAN, R. International evidence on the robustness of the dayofthe-week effect. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.28, n.4, p.497-513, 1993.

CHEONG, C. W. Random walk models classifications: an empirical study for malaysian stock índices. **American Journal of Applied Sciences**, v.5, n.4, p.411-417, 2008.

CHIZZOTTI, A. **Pesquisas em Ciências Humanas e Sociais**. São Paulo. Cortez. 1995.

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

CORREA, M. M. R. L.; PEREIRA, P. L. V. Modelos não-lineares em Finanças: Previsibilidade em Mercados Financeiros e Aplicações a Gestão de Risco. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 20., 1998, Vitória. **Anais...**Vitória: SBE, 1998, v.1, p. 427-448.

COSTA, B. M. et al. Fatos estilizados e volatilidade de retorno do petróleo WTI. In: Encontro Nacional de Engenharia de Produção, XXIV, 2004, Florianópolis. **Anais...**Florianópolis: ABEPRO UFSC, 2004.

COSTA Jr., N. C. A. da; CERETTA, P. S. Efeito Dia da Semana: Evidência na América Latina. **Teor. Evid. Econ.** Passo Fundo, v.8, n.14, p.27-35, maio 2000.

COSTA, P. H. S.; BAIDYA, T. K. N. **Propriedades estatísticas das séries de retornos das principais ações brasileiras.** Rio de Janeiro: PUC, 2001. p.27.

CROSS, F. The behavior of stock prices on Fridays and Mondays. **Financial Analyst Journal**, vol.29, n.6, pg.67-69, November-December, 1973.

DIEHL, A. A.; TATIM, D. C. **Pesquisa em ciências sociais aplicadas: métodos e técnicas.** São Paulo: Prentice Hall, 2004.

DUBOIS, M.; LOUVET, P. The day of the Week Effect: International Evidence. **Journal of Banking and Finance**, v.20, p.1463-1484, 1996.

EHLERS, R. S. **Análise de séries temporais.** Curitiba: Laboratório de estatística e geoinformação - Universidade Federal do Paraná, 2007.

ELTON, E.J. et al. **Moderna Teoria de Carteiras e Análise de Investimentos.** São Paulo: Atlas, 2004. cap. 17.

ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. **Modern Portfolio Theory and Investment Analysis.** Nova Iorque: John Wiley & Sons, 1995.

FACHIN, O. **Fundamentos de metodologia.** São Paulo: Saraiva, 2001.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, Mai. 1970.

FAMA, E. F. Efficient Capital markets II. **Journal of Finance**, v.26, n.5, p.1575-1617, Dec. 1991.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, v. 98, p. 247-273, 1988.

FISHER, L. Some new stock-market indexes. **Journal of Business**, v. 39, p. 191-225, 1966.

FRENCH, K. Stock returns and the weekend effect. **Journal of Financial Economics**, v.8, pg.55-69, 1980.

GIBBONS, M.; HESS, P. Day of the week effects and asset returns. **Journal of Business**, v.54, p.579-596, 1981.

GIL, A. C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002.

GITMAN, L. J.; MADURA, J. **Administração Financeira: Uma Abordagem Gerencial**. São Paulo: Addison Wesley, 2003.

GONÇALVES, S.; KILIAN, L. Bootstrapping autoregressive with conditional heteroskedasticity of unknown form. **Journal of Econometrics**, n.123, p.83-120, 2004.

GONÇALVES, A. C. P. et al. **Economia Aplicada**. 1. ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HAIR, Jr., J. F. et al. **Fundamentos de métodos de pesquisa em administração**. Tradução de Lene Belon Ribeiro. Porto Alegre: Bookman, 2005.

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 & Finance**, n.16, 2007.

JAFFE, J.; WESTERFIELD, R. Patterns in Japanese common stock returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v.20, p.261-272, 1985.

JENKINS, G. M.; WATTS, D. G. **Spectral Analysis and its Applications**. São Francisco: Holden-day, 1968.

JUNG, C. F. **Metodologia científica: ênfase em pesquisa tecnológica**. Taquara: FACCAT, 2004.

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

KAZMIER, L. J. **Estatística Aplicada à Economia e Administração**. São Paulo: McGraw-Hill, 1982.

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

KIM, J. H.; SHAMSUDDIN, A. Are asian stock markets efficient? Evidence from new variance ratio tests. In: International Forum on Monetary & Financial Cooperation for Asia, 2003, Seul. **Anais eletrônicos...** Seul: Seoul National University, 2003. Disponível em: <http://www.-personal.buseco.monash.edu.au/~jaekim/Kim&Shansuddin.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2007.

KYIMAZ, H.; BERUMENT, H. The day of the week effect on Stock Market Volatility. **Journal of Economics and Finance**, v.25, n.2, p.181-193, 2001.

LEMONS, M. O.; COSTA Jr., N. C. A. O efeito de sobre-reação no curto prazo no mercado de capitais brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 19., 1995, João Pessoa. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, set. 1995, p.293-309.

LEROY, S. F. Efficient capital markets and martingales. **Journal of Economic Literature**, v.27, p. 1583-1621, 1989.

LIU, C. Y.; HE, J. A variance-ratio test of random walks in foreign exchange rates. **The Journal of Finance**, v.46, n.2, p.773-785, 1991.

LO, A.; MACKINLAY, C. Stock market prices do not follow walks: Evidence from a simple specification test. **Review of Financial Studies**, v.1, p. 41-66, 1988.

MATTAROCCHI, G. **Market characteristics and chaos dynamics in stock markets: an international comparison**. Roma: Universidade de Roma, 2006.

MORETTIN, P. A. **Econometria Financeira**. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2004.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. de C. **Previsão de Séries Temporais**. São Paulo: Atual, 1987.

NYSE, New York: NYSE, 2008. Disponível em: <http://www.nyse.com/>. Acesso em: 15 jan. 2008.

OJAH, K.; KAREMERA, D. Random Walks and Market Efficiency Tests of Latin American Emerging Equity Markets: A Revisit. **The Financial Review**, n.34, p.57-72, 1999.

PAIVA, W. P. **A Teoria do Caos e as Organizações**. Caderno de Pesquisas em Administração, São Paulo, n.2, abr/jun. 2001.

PETERNELLI, L. A. ; MELLO, M. P. de. **Conhecendo o R: Uma Visão Estatística**. Viçosa: UFV, 2007.

RAMSEY, J. If nonlinear models cannot forecast, what use are they? **Studies in nonlinear dynamics and econometrics**. v. 1, n.2, p. 65-87, 1996.

RICHARDSON, R. et al. **Pesquisa social: métodos e técnicas**. São Paulo: Atlas, 1985.

ROBERTS, H. Statistical versus clinical prediction of the stock market. **Center for Research in Security Prices**. University of Chicago, 1967.

SANTOS, A. A. P. **Previsão não-linear da taxa de câmbio real/dólar utilizando redes neurais e sistemas nebulosos**. 2005. 98f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2005.

SANTOS, J. E. Preços Futuros e brasileiros seguem um passeio aleatório? Um estudo emprírico. **EAESP/FGV/NPP – Núcleo de Pesquisas e Publicações**, n.33, 1999.

SANTOS, J. A. R. dos; SANTOS, J. O. dos. Mercado de Capitais: Racionalidade versus Emoção. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 4., 2004, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Universidade de São Paulo, 2004.

SILVA, C. A. T.; MATIAS, M. A.; VIEIRA, L. **A inserção da Teoria dos Fractais na Contabilidade Financeira**: evidências teórico-empíricas. Brasília: UNB, 2006. 15 p.

SIQUEIRA, J. de O. **Determinação entrópica do preço racional da opção europeia simples ordinária sobre ação e bond**: uma aplicação da teoria da informação em finanças em condição de incerteza. 1999. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.

SMITH, G.; ROGERS, G. Variance Ratio Tests of the Random Walk Hypothesis for South African Stock Futures. **South African Journal of Economics**, v.74, n.3, p.410-421, 2006.

SOLNIK, B.; BOUSQUET, L. Day of the week effect on the Paris Bourse. **Journal of Banking and Finance**, v.14, p.461-468, 1990.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

TABAK, B. M.; STAUB, R. B. Persistence and mean reversion: analyzing sector indices for Brazil. **Economia Aplicada**, v.10, n.2, p.193-201, abril-junho 2006.

TORRES, R.; BONOMO, M.; 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.

TSAY, R. S. **Analysis of Financial Time Series**. New Jersey: John Wiley & Sons, 2005.

URRUTIA, J. L. Tests of random walk and market efficiency for Latin American equity markets. **The 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. Note on the correlation of first difference of averages in a random charm. **Econometria**, v.28, p.916-918, 1960.

WRIGHT, J. H. Alternative Variance-Ratio Tests Using Rank and Signs. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.18, p.1-9, 2000.