



UnB

Universidade de Brasília



UFPB

Universidade Federal da
Paraíba



UFRN

Universidade Federal do Rio
Grande do Norte

Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-graduação em Ciências Contábeis

EVIDÊNCIAS DE BOLHAS DE PREÇOS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

BRUNO VINÍCIUS RAMOS FERNANDES

**BRASÍLIA-DF
2008**

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA (UnB)

Reitor *Pro Tempore*:

Prof. Dr. Roberto Armando Ramos de Aguiar

Vice Reitor *Pro Tempore*:

Prof. Dr. José Carlos Balthazar

Decano de Pesquisa e Pós-Graduação:

Prof. Dr. Marco Amato

Diretor da Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Inf. e Documentação

Prof. Dr. César Augusto Tibúrcio Silva

Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais

Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa

Coordenador Geral do Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB, UFPB e UFRN

Prof. Dr. Jorge Katsumi Niyama

Coordenador Adjunto do Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da UnB, UFPB e UFRN

Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, PhD

BRUNO VINÍCIUS RAMOS FERNANDES

**EVIDÊNCIAS DE BOLHAS DE PREÇOS NO MERCADO ACIONÁRIO
BRASILEIRO**

Dissertação submetida como requisito à obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis do Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade de Brasília, da Universidade Federal da Paraíba e da Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

Linha de Pesquisa: Contabilidade e Mercado Financeiro

Grupo de Pesquisa: Pesquisas Empíricas em Mercados de Capitais e Finanças Corporativas

Orientador:
Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, PhD.

**BRASÍLIA-DF
2008**

FERNANDES, Bruno V. R.

Evidências de Bolhas de Preços no Mercado Acionário Brasileiro
Bruno Vinícius Ramos Fernandes, Brasília: UnB/UFPB/UFRN, 2008.
99 f.: il.

Orientador: Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, PhD

Dissertação (Mestrado, Programa Multiinstitucional e Inter-Regional em
Ciências Contábeis) Universidade de Brasília, Universidade Federal da
Paraíba e Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

1. Bolhas de preços. 2. Dividendos. 3. Preços das Ações.
4. Cointegração. 5. Causalidade Granger.

TERMO DE APROVAÇÃO

BRUNO VINÍCIUS RAMOS FERNANDES

EVIDÊNCIAS DE BOLHAS DE PREÇOS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

Dissertação apresentada ao Programa Multiinstitucional e Inter-Regional de Pós Graduação em Ciências Contábeis da UnB, UFPB e UFRN, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Banca Examinadora:

Prof. Otávio Ribeiro de Medeiros, PhD
Presidente da Banca
(UnB, UFPB e UFRN)

Prof. Dr. Paulo Carlos Du Pin Calmon
Membro Examinador Interno
(Universidade de Brasília)

Prof. Dr. Diógenes Manoel Leiva Martin
Membro Examinador Externo
(Mackenzie São Paulo)

BRASÍLIA-DF
2008

DEDICATÓRIA

A minha família pela força e incentivo nas horas difíceis.

A minha noiva Luana pelo apoio e amor.

Ao Diogo pelo carinho e alegria.

AGRADECIMENTOS

Ao professor Otávio Medeiros pelo incentivo à pesquisa desde a graduação, pelo apoio no mestrado como orientador e amigo, obrigado pelos ensinamentos, principalmente na área quantitativa, onde me especializei e atuo hoje como professor.

Ao professor César Tibúrcio, meu orientador no Pibic e na monografia de graduação, além de professor no mestrado, obrigado pela oportunidade da iniciação científica que hoje culminou nesta dissertação de mestrado.

Ao professor e coordenador geral do programa Jorge Katsumi, pela cobrança e disciplina de estudo, que nos tornou cada vez mais exigentes com nós mesmos e em meu caso, pelo apoio financeiro concedido, através da bolsa Capes, a qual foi minha única fonte de renda por um ano.

Ao chefe de departamento e professor Paulo Lustosa pelos conselhos de vida, pelas críticas ao projeto que resultou neste trabalho e pela dedicação no ensino.

Aos professores José Matias, Gileno Marcelino, Solange Garcia e José Dionísio pelo empenho e disposição dispensados nas aulas ministradas no decorrer do curso.

Agradeço meus colegas Edmilson Soares, Rosane Pio, Rafael Koifman, Lorena Pinho, Antonio Carlos, Vera Marleide, Eliane Felipe, Emerson Santana e Arrio Kouadio pela companhia, amizade e estudos conjuntos. Ao amigo e companheiro de trabalho Amilton Paulino agradeço a oportunidade de emprego no Centro Universitário Unieuro, onde exerço com entusiasmo a digna profissão de professor.

À minha mãe Scheila Ramos, ao meu pai Paulo Henrique e a minha avó Emília Martins, pois sem eles não estaria aqui, obrigado por tudo.

As minhas tias Keila, Divanice e Madalena, pelo apoio familiar e carinho dispensado.

Ao meu sogro Carlos Henrique e minha sogra Liliane pelas dicas, conselhos e apoio familiar.

À minha noiva Luana Moreira pela ajuda, pelo carinho e amor que foram muito importantes para alcançar este objetivo e ao Didi, meu filho do coração, que me proporcionou muita paz e alegria nos momentos de convivência.

Por fim, a todos que de maneira direta ou indireta estiveram envolvidos neste trabalho e me incentivaram a seguir em frente.

EPÍGRAFE

*“Queres que te ensine o meio de alcançar o conhecimento?
Saber o que se sabe e saber o que não se sabe:
este é o verdadeiro conhecimento.”*

Confúcio.

RESUMO

Atualmente, a existência de bolhas na formação dos preços dos ativos tem sido motivo de grande preocupação para governantes e investidores nos países onde há mercados de capitais relevantes. A existência do componente de bolha na formação dos preços pode ser indicada pelo seu desvio em relação ao seu valor fundamental. No caso das ações, uma suspeita de bolha de preços pode ser evidenciada quando os preços se deslocam em relação aos dividendos no longo prazo. O presente estudo buscou encontrar evidências sobre ocorrência de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007. Foram feitos testes no mercado de forma geral e em 17 setores classificados pelo banco de dados Economatica®. Para testar a evidência de bolhas no mercado como um todo, foi utilizado o Ibovespa como *proxy* do preço médio das ações, e como indicador médio da distribuição de dividendos, foi construído um índice, de dividendos distribuídos, baseado nas próprias carteiras do Ibovespa no período. Foram feitos os testes de cointegração Engle-Granger e Johansen, com o objetivo de verificar se os citados índices mantiveram uma relação de equilíbrio de longo prazo. O resultado encontrado demonstra que não há cointegração entre o Ibovespa e o Idividendos, ou seja, as duas séries não mantiveram equilíbrio de longo prazo indicando a possibilidade de terem ocorrido uma ou mais bolhas na formação dos preços das ações. Os testes setoriais demonstram o mesmo resultado do teste geral, havendo fortes indícios da possibilidade de bolhas de preços nos 17 setores pesquisados. Com o objetivo de dar mais robustez aos resultados, também foram feitos testes de causalidade Granger nos índices e nos setores. A suposição teórica é que, se os preços das ações são função dos dividendos estes deveriam causar (preceder) aqueles. Os testes de causalidade Granger indicam que os dividendos não “Causam Granger” o Ibovespa e nos 17 setores, ao nível de significância de 1%, 82% dos setores não apresentaram nenhuma causalidade na direção dividendos – preços das ações, reforçando os resultados encontrados nos testes de cointegração.

Palavras-chave: Bolhas de Preços, Dividendos, Preços das Ações, Cointegração, Causalidade Granger.

ABSTRACT

Currently, the existence of bubbles in asset pricing has been the cause of great concern for government authorities and investors in countries with relevant capital markets. The existence of a bubble component in asset pricing can be inferred by its deviation with respect to its fundamental value. When it comes to stocks, the suspicion about a price bubble arises when stock prices deviate relative to dividends in the long run. The present study aimed at finding evidence on price bubble episodes in the Brazilian stock market from 1994 to 2007. Tests were carried out considering the stock market as a whole and also in stocks of 17 industrial sectors classified in Economatica®'s database. In order to test the evidence of bubbles in the market as a whole, the Bovespa average stock market index (Ibovespa) was used as a proxy of the average stock market price and an average dividend index was built based on Ibovespa's stock portfolios in the period. Engle-Granger and Johansen cointegration tests were performed with the purpose of verifying whether the above mentioned indexes kept a long run equilibrium relationship. Our findings show that there is no evidence of cointegration between the Bovespa stock index and the Bovespa dividend index, which means that the two series have not kept a long run equilibrium relation indicating the possibility that one or more bubbles might have occurred during the focused period. The industrial sector tests show results similar to the general test, indicating strong evidence on the possibility of price bubbles in the 17 industry sectors analyzed. Aiming at yielding more robustness to the results, Granger causality tests were also carried out considering the market as a whole and by industrial sector. The theoretical assumption is that if the stock price is a function of dividends, the latter should Granger-cause (lead) the former. The Granger causality tests indicate that dividends do not Granger-cause Ibovespa and in the 17 industrial sectors, at the significance level of 1%, 82% of the sectors did not show any causality in the dividend – price direction, which confirms the results obtained in the cointegration tests.

Keywords: Price Bubbles, Dividends, Stock Prices, Cointegration, Granger Causality.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
1.1	Identificação do Problema	15
1.2	Objetivos	15
1.3	Relevância da Pesquisa	16
1.4	Delimitação do Estudo	17
1.5	Estrutura do trabalho	17
2	REFERENCIAL TEÓRICO	18
2.1	A Moderna Teoria de Finanças	18
2.1.1	A Hipótese de Mercado Eficiente	19
2.1.2	Os Testes de Eficiência do Mercado	22
2.1.3	CAPM – Capital Asset Pricing Model	26
2.2	Finanças Comportamentais	29
2.2.1	Arbitragem	30
2.2.2	Excesso de Confiança	30
2.2.3	Representatividade	31
2.2.4	Hipótese da Sobre-reação (<i>Overreaction Hypothesis</i>)	31
2.2.5	Hipótese da Sub-reação (<i>Underreaction Hypothesis</i>)	32
2.2.6	Hipótese da Informação Incerta (<i>Uncertain Information Hypothesis</i>)	33
2.3	Modelo do Valor Presente de Dividendos (Modelo de Gordon)	33
2.4	Juros sobre capital próprio	36
2.5	Bolhas de preços no mercado de capitais	36
2.5.1	Teoria	36
2.5.2	Valor Fundamental e Componente de Bolha	39
2.5.3	Evidências Empíricas	43
3	METODOLOGIA	46
3.1	Seleção da Amostra do Índice	47
3.2	Seleção da Amostra dos Setores	48
3.3	Metodologia do Ibovespa	49
3.4	Construção do Índice de Dividendos	55
3.5	O teste de cointegração Engle-Granger	56

3.6	O Teste de Cointegração de Johansen	57
3.7	O Teste de Causalidade Granger.....	59
4	ANÁLISE DE RESULTADOS	61
4.1	Teste no mercado acionário	61
4.2	Testes Setoriais	77
5	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	82
	REFERÊNCIAS	85
	BIBLIOGRAFIA CONSULTADA	89
	APÊNDICES	91

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
AGO	Assembléia Geral Ordinária
BOVESPA	Bolsa de Valores de São Paulo
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
HME	Hipótese de Mercado Eficiente
IBOVESPA	Índice Bovespa
IDIVIDENDOS	Índice de Dividendos
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
LOG	Logaritmo Natural
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
RCA	Reunião do Conselho de Administração
RSS	Soma dos Quadrados dos Resíduos Restritos
UIH	<i>Uncertain Information Hypothesis</i>
URSS	Soma dos Quadrados dos Resíduos Não-Restritos
VAR	Vetores Autoregressivos
VECM	<i>Vector Error Correction Model</i>

1. INTRODUÇÃO

Nos mercados financeiros, risco, prêmio e catástrofe seguem ciclos que são acompanhados pelas diferentes gerações. Estes ciclos podem representar períodos de ganhos constantes, em favoráveis momentos econômicos, ou tempos conturbados, com desaquecimento econômico, alta inflação, ou estouro de bolhas de preços que sustentavam preços acima dos fundamentos econômicos.

A teoria clássica de finanças, por meio da Hipótese de Mercado Eficiente (HME) dominou por cerca de 40 anos os estudos nos mercados de ações, tendo como principal expoente Fama (1970,1991,1992,1993), que defende que os investidores são racionais e o mercado é eficiente na precificação dos ativos financeiros. Sendo assim, o desvio nos valores fundamentais poderiam acontecer, mas seriam rapidamente corrigidos por meio da arbitragem.

Outro ponto de vista ganhou força a partir dos anos 1990. As chamadas finanças comportamentais defendem que os investidores não são racionais e os mercados não são eficientes como descreve a HME. Debondt e Thaler (1994) agruparam as pesquisas mais proeminentes em um artigo e Peter Bernstein (1996) proveu perspectiva histórica descrevendo as principais pesquisas desenvolvidas sobre o tema em seu livro.

Atualmente, a existência ou não de bolhas na formação de preços dos ativos é um dos temas mais controvertidos da moderna teoria das finanças. Shiller (2000, p.14) define bolha de preços como “uma situação em que preços altos são sustentados em grande parte pelo entusiasmo (*overconfidence*) dos investidores e não por uma estimativa consistente de valor real”.

Ambição, excesso de confiança, flutuações sistêmicas foram fatores que determinaram as bolhas das Tulipas na Holanda em 1637, dos Mares do Sul na Inglaterra em 1720, os “*booms*” das décadas de 1920 e 1980 no mercado de ações Norte Americano e os grandes “*crashes*” de 1929 e 1987, que são alguns de vários exemplos ao longo da história. (SORNETTE, 2004).

Desta maneira, o presente estudo visa identificar se no mercado acionário brasileiro, no período de 1994 a 2007, há evidências de bolhas de preços. Este estudo foi feito tanto setorialmente quanto no mercado em geral.

Convém mencionar que os testes de cointegração não comprovam diretamente a existência de bolhas, mas sim que, a não existência de cointegração pode ser explicada pelo

desvio dos preços das ações em relação aos seus fundamentos, fato que permite conjecturar, indiretamente, sobre a existência de bolhas.

1.1 Identificação do Problema

O presente trabalho visa identificar se há evidências de bolhas de preços no mercado de ações brasileiro. Sendo assim, este estudo baseia-se na teoria de que qualquer ativo deve valer as expectativas de rendimentos futuros trazidos a valor presente, pela taxa de retorno mínima exigida. As ações, como ativos que são, deveriam valer, a princípio, a expectativa de dividendos futuros trazidos a valor presente pelo custo de oportunidade do capital. Desta forma, os preços das ações são função dos dividendos por elas pagos, mantendo uma relação de longo prazo. De acordo com esta suposição teórica, os dividendos e os preços das ações devem ser cointegrados, tendo uma relação de equilíbrio. A não-cointegração entre estas duas variáveis pode significar que os preços das ações estão se desviando de seus valores fundamentais, indicando que pode haver um componente de bolha na formação do preço.

Considerando estas premissas, o objetivo é demonstrar, no decorrer do estudo, um referencial teórico que suporte a metodologia adotada para responder a seguinte questão: **“há evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007?”**

1.2 Objetivos

De acordo com o problema identificado, o presente trabalho tem como objetivo geral identificar se há evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007. Para a consecução deste objetivo geral, foram considerados os seguintes objetivos específicos:

- i. Construir um índice que represente a distribuição de dividendos no Brasil, utilizando as mesmas ações presentes nas carteiras teóricas do Índice Bovespa no período de 1994 a 2007.

- ii. Testar a existência de cointegração entre o Índice Bovespa e Índice de Dividendos.
- iii. Realizar testes setoriais, para evidenciar se há bolhas de preços em setores específicos da economia.
- iv. Utilizar o teste de causalidade Granger tanto no mercado em geral como nos setores. Espera-se que, se os preços das ações basearem-se nos fundamentos, isto é, nos dividendos, então os dividendos devem causar (preceder) os preços, e não ao contrário.

1.3 Relevância da Pesquisa

Os *crashes* nos mercados de ações são importantes eventos financeiros que fascinam os acadêmicos e práticos. Os mercados financeiros não são somente sistemas com eventos extremos, eles constituem um montante de vários outros sistemas exibindo uma organização complexa e dinâmica com comportamento similar. Sistemas com vários números de partes interagindo mutuamente, freqüentemente abrindo para o meio ambiente sua estrutura e dinâmica interna para se adaptar as novas mudanças. (SORNETTE, 2004).

As crises financeiras, como o estouro de bolhas de preços, podem causar grandes impactos sociais e econômicos. Os lucros de especulação geralmente estão atrelados a grandes investidores, que em função de demanda, podem restringir a oferta de ações provocando aumento natural nos preços sem que estes estejam vinculados aos seus valores fundamentais. Quando os lucros de especulação forem realizados, aumentando a oferta de ações, os preços tendem a retornar aos valores fundamentais, provocando baixas, ocasionando grande volatilidade e incertezas que podem levar a fuga em massa de capitais da bolsa.

Instabilidades sistêmicas são a grande preocupação dos Governos, Bancos Centrais e Agências Reguladoras. Desta forma, a descoberta de bolhas de preços no mercado brasileiro pode orientar as autoridades financeiras na ocorrência de uma crise no mercado de capitais, evitando possíveis dificuldades que possam ocorrer. Sendo assim, as instituições responsáveis pelo controle financeiro, podem tentar intervir no mercado na tentativa de evitar desastres econômicos.

Assim, a relevância deste trabalho está em, de acordo com a metodologia proposta, demonstrar se no Brasil há ou não evidências de bolhas de preços no mercado acionário,

servindo de subsídio para investidores quanto à escolha e prazo de seus investimentos e para autoridades financeiras, que de posse desta informação poderão planejar melhor suas estratégias quanto à regulamentação e fiscalização do mercado financeiro e de capitais.

1.4 Delimitação do Estudo

Para os testes de cointegração entre preço das ações e dividendos nos setores, foram listadas todas as empresas que possuíam ações na Bovespa. Destas, foram selecionadas apenas as que possuíam a quantidade mínima de dados para que os testes fossem feitos. Assim sendo, alguns setores ficaram com baixa representatividade, pois muitas empresas não possuíam a quantidade de dados necessários. As duas séries, dividendos e preços, foram coletadas para o período de 1994 a 2007, com frequência mensal. Os preços foram os do último dia de cada mês, e os dividendos foram os pagos pela empresa no referido mês. Vale ressaltar que juntamente com os dividendos estão os juros sobre capital próprio e que os dados foram coletados no banco de dados Economática®.

A construção do Índice de Dividendos foi baseada no próprio Ibovespa. Foram coletadas todas as carteiras teóricas no período estudado, que ao todo totalizaram 42. Estes dados foram requisitados à Bolsa de Valores de São Paulo via e-mail que prontamente atendeu ao pedido. Depois de construído o Índice de Dividendos, foi realizado o teste de cointegração com o Ibovespa, representando todo o mercado acionário brasileiro. Cada série tinha uma totalidade de 168 dados.

É importante ressaltar que todos os dados foram corrigidos pela inflação do período, cálculo que a própria Economática® realiza, utilizando como base o IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo). A variável “preço das ações” além de corrigida pela inflação foi ajustada para os proventos do período.

1.5 Estrutura do trabalho

O trabalho está estruturado em cinco capítulos que abordam as seguintes questões:

1. o primeiro capítulo traz a introdução do tema, com a identificação do problema a ser estudado, os objetivos a serem alcançados, a relevância da pesquisa, a delimitação do estudo e a estrutura do trabalho
2. o segundo capítulo trata do referencial teórico, que contempla os argumentos da moderna teoria de finanças e da teoria comportamental, definições de bolhas de preços, evidências empíricas no Brasil e em outros países;
3. o terceiro capítulo discorre sobre as metodologias utilizadas, a relação valor fundamental e componente de bolha, seleção da amostra dos índices, seleção da amostra dos setores, a metodologia utilizada no Ibovespa, a construção do índice de dividendos, o teste de cointegração Engle-Granger, o teste de cointegração de Johansen e por fim o teste de causalidade Granger;
4. o quarto capítulo demonstra a análise dos resultados do mercado em geral e dos setores;
5. por fim o quinto capítulo relata as conclusões e recomendações.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 A Moderna Teoria de Finanças

Markowitz (1959) forneceu uma das principais contribuições para o posterior avanço dos modelos de determinação da taxa esperada de retorno dos ativos, através do desenvolvimento da Moderna Teoria de Carteiras. De acordo com essa teoria, os investidores tomam decisões de investimento considerando dois parâmetros das distribuições de probabilidade dos diversos ativos: a média e a variância. Além disso, os investidores apresentam geralmente aversão ao risco, representado pela variância que é a medida de volatilidade do ativo, preferindo sempre menor risco e maior retorno, desta forma quanto maior o risco do ativo maior será o retorno exigido.

Sharpe (1970), baseado em Tobin (1958) e Markowitz (1959), desenvolveu um modelo que relacionava o risco e o retorno dos ativos. Este modelo recebeu o nome de *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), e tem sido amplamente utilizado, desde sua formulação em 1962, na determinação da taxa de retorno esperada dos ativos financeiros. Pelo

CAPM, o retorno de um ativo qualquer é determinado pelo retorno do ativo livre de risco e pelo prêmio de mercado ajustado pelo fator beta, o qual mede a sensibilidade dos retornos deste ativo em relação aos retornos da carteira de mercado. Esse fator beta, por sua vez, seria o fator que explicaria a diferença de retorno exigido entre os ativos. Desta forma, ativos com diferentes betas apresentariam diferentes retornos exigidos, sendo a relação entre retorno e beta linear.

Após a formulação do CAPM, diversos autores passaram a testar empiricamente a validade do modelo, procurando mensurar o poder de explicação do fator de risco de mercado na variação dos retornos dos ativos e a relação linear entre o retorno e o fator beta. Enquanto alguns pesquisadores validaram o CAPM, incluindo Black, Jensen e Scholes (1972), Fama e MacBeth (1973), muitos estudos, incluindo os de Banz (1981), Basu (1981), Lakonishok e Shapiro (1986) e Fama & French (1992), identificaram ineficiências no modelo de Sharpe para a explicação dos retornos dos ativos. Segundo esses autores, outros fatores, além do fator beta, influenciariam na variação dos retornos.

Fama & French (1993), por sua vez, baseados em estudos anteriores, formularam um modelo de três fatores que, segundo os autores, explicaria significativamente os retornos das ações. Os fatores de risco do modelo são o mercado, conforme definido por Sharpe e incluído no CAPM, o tamanho da empresa, definido pelo valor de mercado do patrimônio líquido, e o índice *Book-to-Market* ou índice B/M, definido pela relação entre o valor contábil e o valor de mercado do patrimônio líquido.

2.1.1 A Hipótese de Mercado Eficiente

Roberts (1967) e Fama (1970, 1991) sistematizaram a teoria de mercados eficientes, a qual afirma que as informações relevantes são incorporadas, de forma imediata e correta, aos preços dos ativos financeiros, e que a melhor estimativa para o preço de um título é seu preço atual. Assim, a eficiência do mercado é que estabelece o preço justo, pois todas as informações relevantes estão refletidas no valor estipulado. Para que a hipótese de eficiência do mercado seja validada, algumas condições são necessárias. Para Fama (1970, p. 387), “as informações estão disponíveis a todos; não há custos de transação na negociação; todos os investidores possuem expectativas homogêneas, isto é, todos têm a mesma distribuição de probabilidade dos retornos dos ativos”.

Para Watts e Zimmerman (1986, p. 17) “A HME é extensão essencial da condição de equilíbrio do lucro zero para o comportamento dinâmico dos preços nos mercados competitivos sob incertezas”.

Para Brealey e Myers (1995) “os mercados eficientes são definidos como aqueles em que os participantes formam expectativas em relação aos preços, baseados em toda a informação disponível sobre eventos que possam influenciar os preços do ativo negociado.” O preço da ação é um indicador da avaliação que o mercado faz do produto e deve refletir as informações disponíveis sobre o mercado em determinado momento.

Um mercado é eficiente com relação a um conjunto de informações θ_t . Segundo a HME é impossível realizar lucros econômicos com transações baseadas na informação θ_t . (JENSEN, 1976). A Hipótese de Mercado Eficiente tem como principais premissas:

1. Que o mercado seja competitivo, ou seja, o preço dos títulos pode flutuar de forma a atingir um equilíbrio, que seria a igualdade entre a quantidade ofertada e a demandada;
2. O retorno sistemático do investidor ajustado ao risco, não pode ser maior que o retorno do mercado; e
3. Toda informação nova deve ser refletida no preço do título imediatamente ou em um curto período de tempo, tendo como base a idéia de que os investidores são racionais (JENSEN, 1976).

Segundo a Hipótese de Mercado Eficiente, o conjunto das informações existentes em θ_t deveria ser conhecida por todos os participantes do mercado. Assim o ganho do mercado poderia ser somente a taxa de retorno ajustada ao risco de mercado por transacionar com aquela informação, lembrando que não existe apenas uma taxa de retorno de mercado, mas uma para cada nível de risco encontrado.

Pode-se então deduzir que, a eficiência do mercado está diretamente ligada à maneira como uma determinada informação chega aos agentes de mercado e à maneira como eles reagem a essas informações, influenciando-os a comprar ou vender ações de determinadas empresas. Se estes preços agirem de modo razoável, então, pode-se dizer que o mercado é relativamente eficiente. No entanto, quando acionistas obtêm informações privilegiadas, fazendo com que o preço das ações varie, pode-se dizer que o mercado é relativamente ineficiente. (ROSS, 1995)

Para Damodaran (2002), alguns conceitos importantes estão implícitos na definição de mercados eficientes, quais sejam: os erros no preço não podem ser tendenciosos, ou seja,

podem ser maiores ou menores do que o valor real, desde que esses desvios sejam aleatórios; os desvios aleatórios do valor real não podem ser correlacionáveis com qualquer variável observada; como os desvios são aleatórios, nenhum investidor deve ser capaz de, consistentemente, encontrar ações supervalorizadas utilizando quaisquer estratégias de investimento.

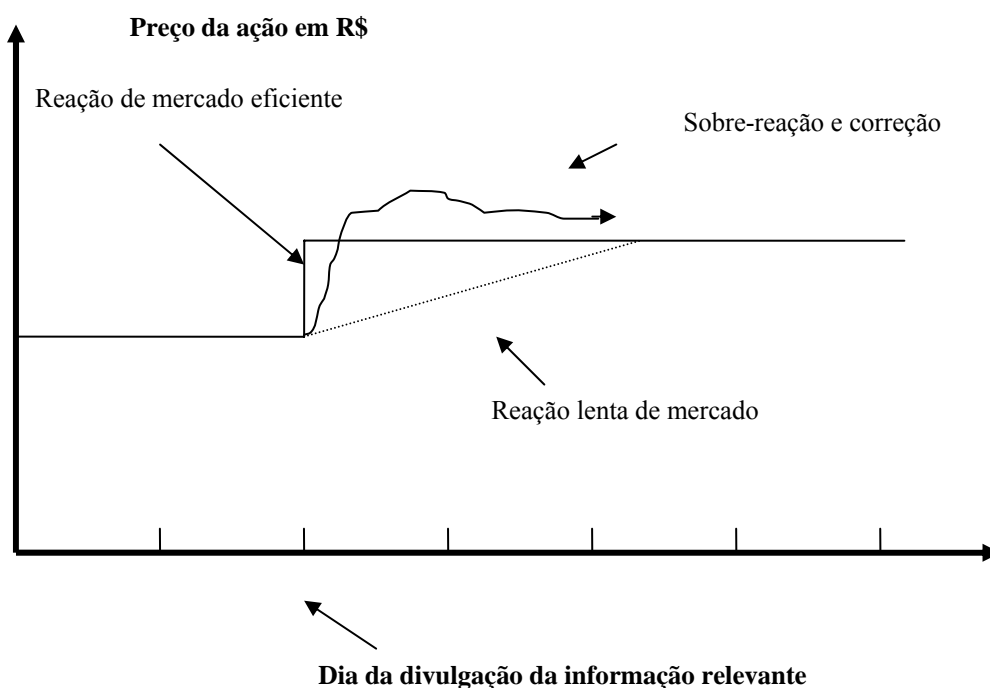
Segundo Ross et al. (1995, p. 279) a hipótese de mercado eficiente (HME) apresenta implicações para investidores e empresas:

“Como a informação se reflete imediatamente nos preços, os investidores só devem esperar obter uma taxa normal de retorno. O conhecimento da informação, ao ser divulgado, não traz vantagem alguma a um investidor. O preço ajusta-se antes que possa negociar a ação com o uso da informação.

As empresas devem esperar receber o valor justo dos títulos que vendem. A palavra *justo* significa que o preço que recebe pelos títulos emitidos é igual a seu valor presente. Portanto, em mercados eficientes de capitais não existem oportunidades valiosas de financiamento de correntes de enganar os investidores.”

Através da Figura 1 pode-se identificar com maior clareza o impacto que uma nova informação pode trazer no preço de uma ação.

Figura 1: Reação do preço de uma ação a uma nova informação



Fonte: Ross et al. (1995)

A figura acima demonstra as reações de um mercado relativamente eficiente e de um mercado relativamente ineficiente, quando da emissão de uma informação que provoca nos

investidores uma ação imediata, incentivando-os a comprar ou vender títulos. Quando uma informação é publicada e seus investidores demoram a tomar conhecimento da informação, ou poucos investidores adquirem inicialmente a informação, chamada então de privilegiada, chegando ao conhecimento dos demais em um momento posterior, o efeito apresentado diverge do eficiente, tendo uma reação lenta de mercado, o que neste caso caracteriza o mercado relativamente ineficiente.

Quando determinado mercado é considerado eficiente, não existe custo de negociação dos ativos; toda informação relevante é disponibilizada sem custo para os participantes do mercado e todos os participantes concordam com as implicações que a informação disponível de preço acarreta para distribuição futura de preço de cada ativo. Ao considerar que os investidores sejam racionais, a Hipótese de Mercado Eficiente supõe que os preços de todos os ativos refletem exatamente o valor presente dos fluxos de caixas futuros esperados para cada ativo.

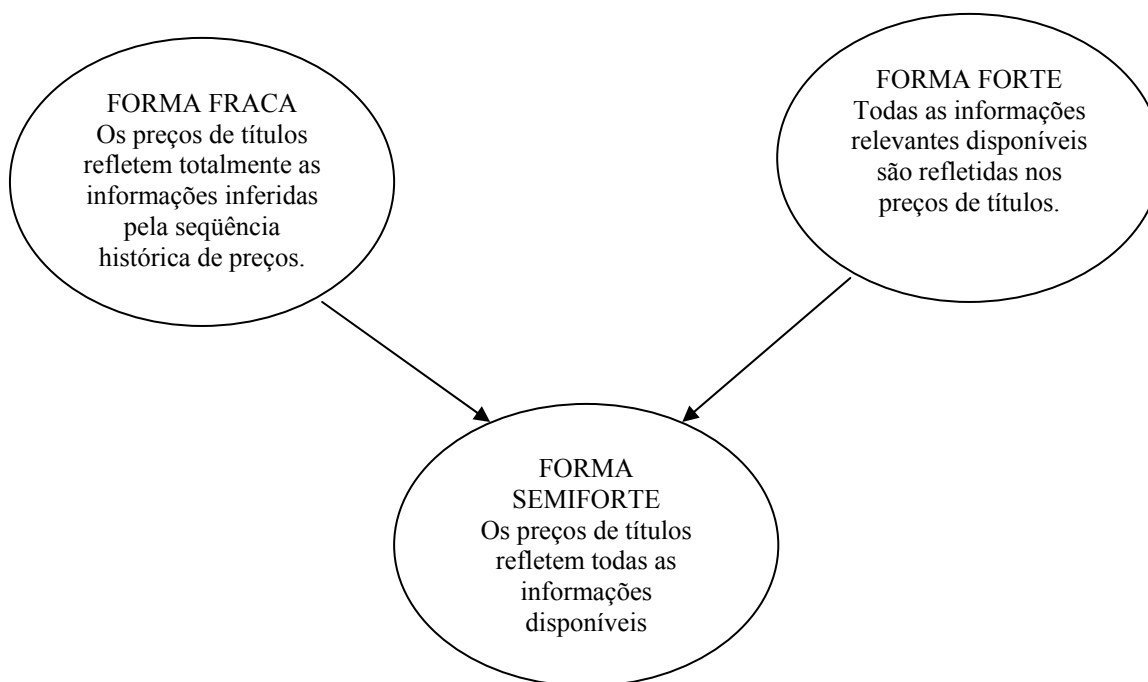
Sendo assim, os investidores precificam as ações, com aumentos ou reduções, de acordo com os fluxos de caixa futuros trazidos a valor presente, ou seja, há uma correlação positiva entre os valores presentes líquidos dos fluxos de caixa e os preços das ações.

2.1.2 Os Testes de Eficiência do Mercado

As formas de eficiência do mercado foram definidas por Roberts (1967) e Fama (1970) como *weak form*, ou forma fraca; *semi-strong form*, ou forma semiforte; e *strong form*, ou forma forte. Segundo Ross et al. (1995, p. 280) “o sistema mais comum de classificação considera três tipos: informação a respeito de preços passados, informação publicamente disponível e toda informação.”

Segundo Watts e Zimmerman (1986, p. 18-19), “os testes da Hipótese de Mercado Eficiente são geralmente classificados em categorias amplas, que refletem o custo do tipo de informação contábil usada para testar a eficiência do mercado”. Estas categorias são três, apresentadas abaixo na figura 2:

Figura 2: Testes da Hipótese do Mercado Eficiente



Fonte: Watts e Zimmerman (1986)

Para Fama (1970), na forma fraca de eficiência os retornos esperados são formados pelo conjunto de informações disponíveis, que se encontram refletidas nos preços. Assim, exclui-se a possibilidade da existência de estratégias de negociação fundamentadas em informações passadas capazes de promover ganhos ou retornos que excedam os de equilíbrio, ou seja, informações contidas nos preços (ou retornos) passados não são úteis para a obtenção de retornos extraordinários.

Na forma fraca, o conjunto de informações utilizadas pelo investidor é baseado em eventos históricos, contendo apenas preços passados das ações ou volumes de transações passadas. Estas informações estão disponíveis a todos os investidores a um custo muito baixo. Os investidores que as utilizam não conseguem obter retornos em excesso ou retornos anormais através da análise de preços passados de ativos. Portanto, não são úteis na obtenção de retornos extraordinários para um investidor. Imagine uma estratégia de negociação que recomende comprar uma ação quando seu preço tenha subido três dias consecutivos e recomende vender uma ação quando seu preço tenha caído três dias seguidos. Essa estratégia usa somente informações representadas por preços passados. Não usa qualquer outra informação, tais como lucros, previsões, anúncios de fusões ou dados de oferta de moeda.

Para Ross et al. (1995, pg. 281), “um mercado de capitais é dito eficiente em termos fracos, ou seja, que obedece a eficiência fraca quando incorpora integralmente a informação

contida em preços passados.” A eficiência fraca é representada matematicamente do seguinte modo:

$$P_t = P_{t-1} + R_e + u_t \quad (1)$$

A equação (1) diz que o preço de hoje é igual a soma do último preço observado com o retorno esperado da ação mais um componente aleatório durante o período. O último preço observado poderia ter ocorrido ontem, na semana passada, ou no mês passado, dependendo do intervalo de amostragem utilizado. O retorno esperado é função do risco do título e seria baseado nos modelos de risco e retorno. O componente aleatório é devido à nova informação a respeito da ação. Poderia ser positivo ou negativo, e seu valor esperado é igual a zero. O componente aleatório de um período não tem relação com o componente aleatório de qualquer outro passado. Portanto, esse componente não é previsível com base em preços passados. Se os preços das ações obedecerem à equação (1), dir-se-á que se comportam de acordo com um processo do tipo passeio aleatório (*random walk*). (ROSS et al., 1995)

A forma forte diverge da forma fraca no que concerne ao conjunto de informações publicadas, pois, na forma forte, nenhum investidor pode obter retornos extraordinários, devido ao fato de todas as informações serem publicadas aos investidores. Watts e Zimmerman (1986, p.19) afirmam que “poucas pessoas esperam que esta forma de teste seja consistente com os dados.”

Neste teste da forma forte, afirma-se que todas as informações relevantes disponíveis são refletidas nos preços de títulos, ou melhor, que os preços de títulos refletem completamente informações privilegiadas, ou *insider information*, como também todas as informações disponíveis publicamente.

Segundo Leão (2001, p. 100), “a forma forte parece bastante difícil de ser provada, por várias razões, como segue:

- a) Podem existir leis que controlem informações privilegiadas obtidas por *insiders* (p. ex., propriedade industrial).
- b) Por definição, as informações privilegiadas não estão disponíveis para o público, devendo ser difícil, observá-las e estudá-las;
- c) Não parece claro como as informações privilegiadas podem ser totalmente refletidas nos preços dos títulos, se elas só estão disponíveis para um pequeno segmento do mercado.”

Encontra-se uma dificuldade para o teste de forma forte, devido aos usuários de informação privilegiada já terem obtido uma vantagem competitiva e terem sido capazes de ganhar retornos anormais com o uso destas informações, mesmo que temporariamente. Portanto, as informações relevantes deveriam ser publicadas o mais rápido possível, de forma a minimizar a possibilidade do uso de informações privilegiadas.

De acordo com Fama (1970), na forma semiforte de eficiência as informações publicamente disponíveis já precisam estar refletidas no preço da ação. Assim sendo, os preços não refletem apenas o histórico passado, como também todas as informações disponíveis publicamente. Desse modo, nenhum investidor pode obter retornos anormais baseados em informações publicamente disponíveis, visto que os preços se ajustam rapidamente à divulgação de novas informações.

A forma semiforte é um intermediário entre os extremos, forma fraca e forte, em que os preços dos títulos refletem todas as informações disponíveis publicamente. Nesta, os investidores não podem conseguir ganhos superiores ao lucro ajustado pelo risco, utilizando qualquer informação pública disponível, como relatórios anuais das empresas, anúncios de distribuição de novas ações, dentre outras. É importante enfatizar que no teste da forma semiforte os preços são ajustados rapidamente às novas informações. (ROSS et al., 1995)

2.1.2.1 Os Testes de Eficiência de Mercado no Brasil

Bone e Ribeiro (2002), com o objetivo de apresentar evidências adicionais sobre as diferentes formas da hipótese de eficiência fraca no mercado brasileiro de ações, a saber, a previsibilidade de retornos baseados nos retornos passados, e patamares de retornos diferenciados por características de dias de pregão (dia da semana e próximos a feriados), verificaram que todas as ações do índice Ibovespa analisadas, exceto Brasil PN, Ipiranga Pet. PN e Souza Cruz ON, apresentam algum tipo de violação da hipótese de eficiência fraca no mercado de ações, seja ela devido ao efeito dia-da-semana, efeito feriados ou resíduos auto-regressivos.

Caldeira, Camargo e Pimenta (2005) argumentam que a hipótese de caminho aleatório na formação dos preços de ações em bolsas de valores é uma questão importante em finanças, que já vem sendo estudada há algum tempo. Pode-se destacar o comportamento do mercado

brasileiro, pois em todos os testes de previsibilidade elaborados, há indícios de que no mercado brasileiro a forma fraca de eficiência de mercado é constatada.

Belo e Brasil (2006) investigam a assimetria informacional no mercado de capitais brasileiro quando da convocação para a Assembléia Geral Ordinária (AGO) ou para a Reunião do Conselho de Administração (RCA), desde que na pauta conste a intenção de aumentar o capital, via subscrição de ações, ou quando do anúncio da decisão de aumentar o capital, verificando-se a eficiência semi-forte do mercado e a assimetria informacional. Os dados foram obtidos da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e do banco de dados da empresa de consultoria Lafis. Com base em pesquisa teórica e empírica, os autores investigaram se há existência de retornos anormais quando do anúncio de novas subscrições, bem como de retornos anormais acumulados para um período anterior (-20 dias) e um período posterior (+20 dias) em relação à data do anúncio. Os resultados da pesquisa sugerem a existência de assimetria informacional no mercado de capitais brasileiro e a inexistência da eficiência semiforte do mercado.

De Medeiros (2007) usando de estudo de evento para testar a Hipótese de Mercado Eficiente e sua variante, a Hipótese de Informação Incerta (UIH), chegou a conclusão que nem a HME nem a sua variante UIH são sustentadas no mercado brasileiro. O autor evidenciou que há uma sobre-reação (*overreaction*) para choques positivos e negativos, sugerindo a prevalência de ineficiência institucional.

2.1.3 CAPM – Capital Asset Pricing Model

O CAPM, conhecido no Brasil como Modelo de Precificação de Ativos é muito utilizado para se estimar o retorno dos ativos e para determinar o custo do capital próprio. É um modelo convencional de precificação de ativos que busca estabelecer uma relação linear entre risco e retorno. Através do modelo é possível determinar a taxa de retorno requerida pelo investidor que é representada pelo retorno esperado de um ativo livre de risco mais um prêmio pelo risco ponderado pelo risco sistêmico, representado pelo β da equação, que é a inclinação da reta de regressão e é positivamente correlacionado com o retorno, ou seja, quanto maior o β (risco sistêmico), maior será o retorno exigido.

Esse modelo financeiro considera que as informações estão disponíveis para todos os investidores de forma igual (Hipótese de Mercado Eficiente), e que eles possuem expectativas

homogêneas em relação aos retornos esperados dos investimentos. O modelo considera ainda a existência de um ativo livre de risco e que não há impostos nem custos de transação.

A fórmula básica do CAPM pode ser descrita da seguinte forma:

$$R_a = R_f + \beta(R_m - R_f) \quad (2)$$

Onde:

taxa de retorno mínima requerida pelos investidores do ativo;

taxa de retorno dos ativos livres de risco;

coeficiente beta, medida do risco sistemático (não diversificável) do ativo;

retorno da carteira de mercado;

A partir da fórmula (2) acima, depreende-se que, o retorno de uma ação é função de um retorno de um ativo livre de risco mais um prêmio pelo risco ($R_m - R_f$) ponderado pelo risco sistemático. Para uma carteira de mercado, por estar sujeita a apenas um risco sistemático, pois o risco não sistemático é eliminado pela diversificação, considera-se o β é igual a um, como pode ser demonstrado algebricamente, a partir de (2):

$$\beta(R_m - R_f) = R_m - R_f \quad (3)$$

$$\beta = \frac{R_m - R_f}{R_m - R_f} \therefore \beta = 1 \quad (4)$$

Segundo Ross et al. (1995) “uma propriedade útil é a de que o beta médio de todos os títulos, quando ponderado pela proporção do valor de mercado de cada título em relação ao da carteira de mercado é igual a um”. Pode-se descrever da seguinte forma:

$$\beta_m = \sum_{j=1}^n \beta_j \times W_j \quad (5)$$

Onde:

e representam respectivamente, o coeficiente beta (risco sistemático) e a participação relativa de cada ativo incluído na carteira, e β_c , o beta da carteira. Porém, o risco de um ativo isolado pode ser maior ou menor que o risco da carteira de mercado.

Pode-se calcular o coeficiente β através de uma regressão, desta forma ele será o ângulo de inclinação da reta do modelo, assim teremos a seguinte equação:

$$R_{\alpha} - R_f = \alpha + \beta(R_m - R_f) + u_t \quad (6)$$

$$\beta = \frac{COV_{R_{\alpha}, R_m}}{VAR_{R_m}} \quad (7)$$

$$\alpha = \bar{y} - \beta \times \bar{x} \quad (8)$$

Onde α é a constante da regressão e é considerado o retorno fornecido além do prêmio pelo risco e u_t é o termo de erro aleatório. Segundo Assaf Neto (2003, p. 256) “O parâmetro linear da reta de regressão, denominado de coeficiente alfa, indica o retorno esperado em excesso de um ativo, na hipótese de o retorno em excesso da carteira de mercado ser nulo”.

A regressão utiliza de dados históricos dos retornos da ação, a qual se deseja analisar, do retorno do índice de mercado utilizado e da taxa livre de risco, que geralmente é algum título público, em que seu retorno é a própria taxa de juros ofertada.

A outra forma de se calcular o coeficiente beta, é a utilização de um *benchmark* do beta do setor no qual a empresa atua. Este *benchmark* pode ser nacional ou internacional. Neste caso, o beta do setor deve ser desalavancado, pois o β reflete a alavancagem financeira de cada empresa. Sendo assim, utiliza-se o beta do setor e o alavanca de acordo com a estrutura de capital de cada empresa. Pode-se fazer este cálculo da seguinte maneira:

$$\beta_L = \beta_U \times [1 + (P/PL) \times (1 - IR)] \quad (9)$$

Onde:

coeficiente beta de uma empresa que usa alavancagem financeira;

coeficiente beta desalavancado (*benchmark*);

passivos onerosos;

patrimônio líquido;

alíquota de imposto de renda.

O Beta de uma empresa incorpora o seu risco econômico e financeiro. O risco econômico revela o risco da atividade objeto da empresa (risco do negócio), admitindo que não use capital de terceiros para financiar seus ativos. Ao decidir financiar-se também com dívidas (passivos onerosos), a empresa passa a incorporar o risco adicional (risco financeiro) a seus acionistas, os quais passam a demandar em retorno mais elevado como forma de compensar o maior risco assumido. (ASSAF NETO, 2003)

2.2 Finanças Comportamentais

As origens da teoria comportamental nascem no início do século XVIII, derivadas de estudos da psicologia das preferências, como Bernoulli (1738).

Segundo Lintz (2004) estudos como o de Bernoulli demonstraram que a satisfação ou utilidade gerada por um pequeno aumento de riqueza tende a ser inversamente proporcional à quantidade de bens previamente adquirida. Conforme detalha Bernstein (1996), com essa afirmação Bernoulli conseguiu explicar porque os preços tendem a cair quando os produtores passam a produzir mais e, principalmente, porque as pessoas tendem a ser aversas ao risco. Desde então, essa linha, denominada utilitariana, se mostrou de grande importância em diversos campos do conhecimento.

Neumann e Morgenstern (1944) aprofundaram o conceito de utilidade baseando a análise nas preferências dos indivíduos com prêmios de risco. A teoria apresentada, denominada “teoria da utilidade cardinal”, atribui um número índice para a utilidade, com o propósito de prever, em situação de jogo, qual alternativa um indivíduo escolheria dentre os diferentes riscos, assim como diferentes prêmios, assumindo a hipótese básica que ele irá buscar maximizar sua própria função de utilidade.

Kahneman e Tversky (1979) desenvolveram um aprimoramento chave do conceito de preferência dos indivíduos diante de situações de risco através de estudos psicológicos que tentam refutar a teoria da utilidade cardinal. Kahneman e Tversky perceberam que escolhas, em situações envolvendo incerteza, apresentam vários efeitos psicológicos que precisam ser analisados, não se podendo limitar a análise apenas à premissa de aversão ao risco dos investidores, como pressupõe a teoria da utilidade cardinal. Há casos, por exemplo, nos quais

a tomada de decisão se mostra, ao invés de aversa ao risco, propensa a este. Um exemplo apresentado pelos autores: quando a decisão envolve perdas ao invés de ganhos, as pessoas mostram-se propensas por risco.

2.2.1 Arbitragem

De acordo com a Hipótese de Mercado Eficiente, a arbitragem é o meio pelo qual decisões não racionais são revertidas. Quando ocorre alguma falha de mercado os arbitradores são peças chave para fazer com que o mercado volte ao normal. Mas, para arbitrar, existem custos e risco, o que pode inviabilizar a operação. Deste modo, podem ocorrer bolhas no mercado, de forma tal, que não compense a arbitragem, fazendo com que isso continue perdurando. Os seguintes riscos devem ser levados em consideração:

- **O risco fundamental do ativo:** Para que haja possibilidade de arbitragem, o ativo substituto perfeito do ativo objeto de arbitragem deve estar disponível;
- **O risco proveniente de investidores irracionais (*Noise Traders*):** Introduzido por De Long et al (1990), é o risco de que uma distorção de preços já detectada pelos arbitradores se torne ainda mais pronunciada no curto prazo. Uma vez que existe a distorção causada por comportamentos irracionais, é possível que esta aumente ainda mais em razão da continuidade dos referidos comportamentos. Neste caso, os arbitradores sofreriam severos prejuízos por um período de tempo que não se pode determinar com precisão, o que desestimula a ação de arbitragem;
- **Os custos de implementação da estratégia:** Incluem-se, neste tópico, os chamados custos de transação, comissões, taxas, diferença entre os preços de compra e de venda de um título (bid-ask spread), dentre outros.

2.2.2 Excesso de Confiança

Os seres humanos tendem a confiar demasiadamente em suas convicções, sem ponderar pela incerteza devida. As pessoas acreditam que suas estimativas em diversas situações são mais precisas do que realmente são.

Tversky e Kahneman (1974) explicam este fenômeno de excesso de confiança como decorrente do fato das pessoas utilizarem suas estimativas iniciais como uma âncora, o que provoca um viés em suas estimativas de intervalos de confiança. Os ajustamentos das âncoras iniciais são insuficientes, levando a intervalos de confiança pequenos demais.

Weinstein (1980) revelou em seu estudo que mais de 90% das pessoas pesquisadas fantasiavam demais as suas habilidades e possibilidades, acreditando que podiam fazer melhor do que realmente faziam.

2.2.3 Representatividade

Tversky e Kahneman (1974) pesquisaram sobre esta heurística, que gera vieses relacionados com o uso da representatividade como forma de simplificar a análise dos problemas. Para os indivíduos que utilizam esta heurística, a probabilidade de ocorrência de um evento específico está relacionada à probabilidade de ocorrência de um grupo de eventos representados pelo evento específico. Em outras palavras, as pessoas tendem a pensar sobre eventos ou objetos e a fazer julgamentos sobre eles baseando-se em estereótipos previamente formados.

Bazerman (2002) explica que os indivíduos tendem a ignorar informações objetivamente relevantes (medidas base) ao estimar a probabilidade de um evento quando há outras informações descritivas que são fornecidas, mesmo quando estas não são relevantes para o problema.

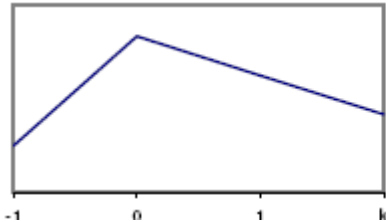
2.2.4 Hipótese da Sobre-reação (*Overreaction Hypothesis*)

Segundo a heurística de representatividade, os investidores tendem a sobrevalorizar as informações recentes, mais do que as anteriores, sem a ponderação de probabilidade devida. Deste modo, informações passadas são menosprezadas em detrimento das informações atuais. Neste caso, os investidores tendem a ser mais otimistas. Quando há um choque positivo as expectativas superam a racionalidade da informação, o que faz com que os preços subam mais que seus fundamentos e depois de algum tempo retornem a eles. Quando há choque negativo

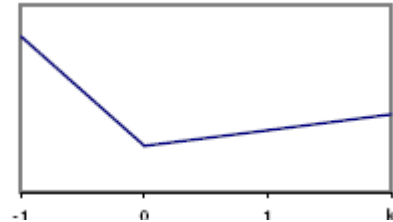
o preço da ação baixa mais do que deveria, é como se houvessem explosões momentâneas, tanto para cima quanto para baixo.

Figura 3: *Overreaction*

Eventos Favoráveis



Eventos Desfavoráveis



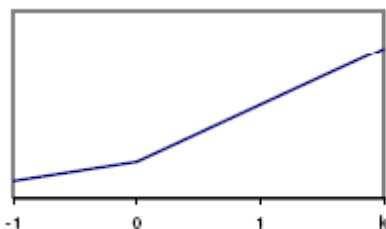
Fonte: De Medeiros 2007

2.2.5 Hipótese da Sub-reação (*Underreaction Hypothesis*)

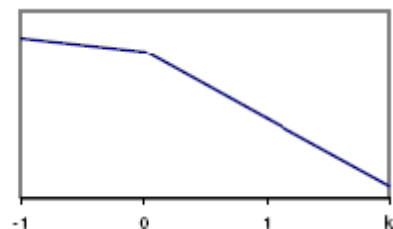
É motivada pelo conservadorismo, no qual os investidores se ajustam lentamente as novas informações. É o contrário do *Overreaction*, ou seja, os investidores são pessimistas. Sendo assim, quando ocorrem eventos favoráveis, o mercado estabelece o preço abaixo do ideal. Com o passar do tempo, ele vai aumentando até chegar a um patamar considerado razoável e, quando acontecem eventos desfavoráveis, o mercado é conservador e não baixa tanto o preço e, à medida que o tempo passa, esse preço continua baixando até alcançar a cotação adequada.

Figura 4: *Underreaction*

Eventos Favoráveis



Eventos Desfavoráveis



Fonte: De Medeiros 2007

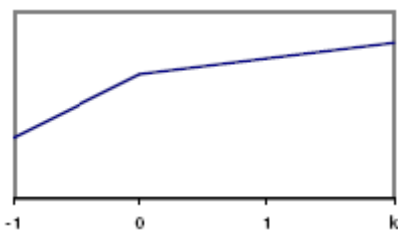
2.2.6 Hipótese da Informação Incerta (*Uncertain Information Hypothesis*)

De acordo com Shachmurove (2006) as volatilidades dos retornos tendem a aumentar depois dos anúncios, principalmente depois de anúncios negativos, mais do que os positivos, isto é, uma consequência da aversão a perda por parte de alguns investidores.

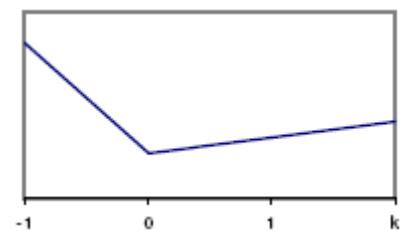
Brown, Harlow e Tiniç (1988) propuseram inicialmente o UIH com a finalidade de fornecer uma versão mais flexível e mais realística da Hipótese de Mercado Eficiente (HME), que tem como uma de suas premissas a de que o investidor é racional. Os autores apresentam os investidores como: (i) são racionais no sentido de Neumann-Morgenstern (isto é, eles maximizam a utilidade prevista) e dão forma a expectativas racionais; (ii) são avessos ao risco; (iii) o mercado incorpora rapidamente toda a informação disponível em preços seguros; e (iv) as principais surpresas podem ser identificadas como notícia boa ou má, todavia, a extensão de seu impacto em preços de mercado é incerta. Dadas notícias boas ou más, os investidores podem dar forma à distribuição condicional das probabilidades para o retorno. A UIH prediz então que, no momento após a nova informação, o risco e o retorno previstos das empresas afetadas aumentam de maneira sistemática.

Figura 5: *Uncertain Information Hypothesis*

Eventos Favoráveis



Eventos Desfavoráveis



Fonte: De Medeiros 2007

2.3 Modelo do Valor Presente de Dividendos (Modelo de Gordon)

O Modelo de Gordon pressupõe que o valor de uma empresa é o valor presente da soma dos dividendos do próximo período somados com o preço final da ação no mesmo tempo, que nada mais é que a soma dos dividendos futuros trazidos a valor presente (ROSS et

al., 1995). Neste caso, temos a remuneração do acionista que é o dividendo mais o lucro econômico, função da variação do preço da ação como demonstra (10):

$$P_0 = \frac{Dtv_1}{1+r} + \frac{P_1}{1+r} \quad (10)$$

Onde:

- dividendo a ser pago ao final do ano;
- é o preço esperado para esta mesma data;
- é o valor presente do investimento na ação;
- taxa de desconto.

Este modelo pressupõe o interesse dos acionistas apenas nos dividendos e que o preço da ação no tempo t seria função dos dividendos futuros. A taxa de desconto do fluxo de dividendos deve ser a que melhor demonstra o custo de oportunidade do acionista, ou seja, o custo do capital próprio, que pode ser calculado utilizando-se o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). O modelo de dividendos pode ser descrito da forma abaixo:

$$P_0 = \frac{Dtv_1}{1+r} + \frac{Dtv_2}{(1+r)^2} + \frac{Dtv_3}{(1+r)^3} + \dots = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Dtv_t}{(1+r)^t} \quad (11)$$

Onde:

- valor presente dos dividendos;
- dividendo a ser pago no ano t ;
- taxa de desconto (Custo do Capital Próprio).

A equação (11) acima representa um modelo que é aplicado independentemente de os dividendos esperados estarem em nível crescente, constante ou variável, porém pode ser simplificado de acordo com cada situação.

O valor de uma ação com dividendo constante é dado por:

$$P_0 = \frac{Div_1}{1+r} + \frac{Div_2}{(1+r)^2} + \frac{Div_3}{(1+r)^3} + \dots = \frac{Div}{r} \quad (12)$$

Nesse caso, supõem-se que $Div_1 = Div_2 = \dots = Div$. Isso não passa de uma aplicação da fórmula da perpetuidade (Ross et al, 1995). Segundo Weston e Brigham (2000, p. 275), “um título que se espera que pague uma quantia constante a cada ano para sempre é chamada de perpetuidade. Portanto, uma ação de crescimento zero é uma perpetuidade.”

De acordo com o modelo de Gordon o valor de uma ação com crescimento de dividendos a uma taxa constante g é:

$$P_0 = \frac{Div}{1+r} + \frac{Div(1+g)}{(1+r)^2} + \frac{Div(1+g)^2}{(1+r)^3} + \frac{Div(1+g)^3}{(1+r)^4} + \dots = \frac{Div}{r-g} \quad (13)$$

Onde:

valor Presente dos dividendos;

dividendo por ação no final do primeiro período;

taxa de desconto (Custo do Capital Próprio);

taxa de crescimento.

Para Ross et al. (1995, p. 105), “esta é a fórmula do valor presente de uma perpetuidade crescente que determina o valor de uma ação com dividendos crescentes a uma taxa constante.”

Para se alcançar o valor de uma ação com crescimento variável de dividendos é necessário fazer o cálculo por etapas, utilizando as fórmulas anteriores quando necessário, visto que uma fórmula específica seria muito complexa.

Segundo Weston e Brigham (2000, p. 277), “deve-se encontrar os dividendos futuros esperados, calcular o valor presente de cada pagamento de dividendo e, então, somar estes valores presentes para encontrar o valor da ação.” Desta forma, o valor constitutivo da ação é igual ao valor presente de seus dividendos futuros esperados.

2.4 Juros sobre capital próprio

No Brasil, existe um instrumento, os juros sobre capital próprio, que são uma forma de distribuição de dividendos. De acordo com a lei nº 9249/95, os juros sobre capital próprio (JCP) surgiram como alternativa de remuneração do capital próprio investido na atividade produtiva. Esta lei permite que a empresa deduza os juros pagos aos acionistas nos cálculos do imposto de renda e contribuição social, mas, para isso, deve-se observar os seguintes limites:

- a) não se deve exceder a variação *pro rata* dia da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP);
- b) a aplicação do percentual de variação da TJLP no período sobre o valor do patrimônio líquido não poderá exceder a 50% do maior valor entre o lucro líquido correspondente ao período base do pagamento dos juros e o saldo dos lucros acumulados e reserva de lucros de períodos anteriores.

Os juros sobre capital próprio sujeitam-se à incidência do imposto sobre a renda retido na fonte à alíquota de 15%, na data do pagamento ou do crédito ao beneficiário.

O valor dos juros pagos ou creditados pode ser imputado ao valor do pagamento do dividendo obrigatório, previsto no artigo 202 da Lei das S.A.

Desta forma, quando utilizado o Modelo de Gordon para estimativa do preço fundamental de ativos no Brasil, os JCP's devem ser considerados como forma de distribuição de dividendos.

2.5 Bolhas de preços no mercado de capitais

2.5.1 Teoria

Tradicionalmente, a teoria econômica pressupõe que os indivíduos seguem os princípios da racionalidade e tomam decisões levando sempre em conta o conceito de maximização do valor. Contudo, cabe questionar se os investidores se comportam de forma perfeitamente racional. Segundo Caselani (2003, p. 25-26):

“Freqüentemente, os agentes econômicos são vistos como indivíduos racionais. A racionalidade presume pessoas dotadas de um modelo de tomada de decisão bem definido, que permite julgar a melhor dentre várias alternativas de escolha, levando-se em conta conceitos como utilidade e maximização de valor. Em outras palavras, a decisão de um agente racional só é efetuada após a ponderação dos custos e benefícios associados a diversas alternativas. [...] Um dos exemplos mais marcantes de uma possível irracionalidade dos mercados financeiros é a ocorrência das chamadas bolhas especulativas. Uma bolha especulativa ocorre quando os preços dos ativos negociados em um dado mercado sofrem uma forte valorização ou desvalorização sem que tal movimento reflita, de forma razoável, “o valor justo” desses ativos. Ou seja, as bolhas especulativas envolvem, em maior ou menor grau, um movimento artificial dos preços.”

Um processo de bolha especulativa segundo Shiller (2000, p. XIV), pode ser definido como “[...] uma situação em que os preços altos são sustentados em grande parte pelo entusiasmo (*overconfidence*) dos investidores e não por estimativa consistente de valor real.” A teoria de finanças comportamentais (*behavioral finance*) é uma importante base para o estudo de bolhas de preços, devido à consideração das falhas cognitivas dos agentes de mercado, fator determinante na existência de expectativas irracionais que superam o valor fundamental dos ativos.

De acordo com Shiller (2002) “o modelo de *feedback* é a razão para a existência de bolhas de preços.” Uma alta especulativa de preços, ao gerar ganhos substanciais para alguns investidores, acaba por chamar a atenção do mercado. Por sua vez, o entusiasmo do mercado aumenta a demanda por ativos em alta. Finalmente, o aumento da demanda faz crescer ainda mais o tamanho da bolha. O mecanismo de *feedback* acaba por gerar um otimismo exacerbado, o que amplifica o movimento de alta dos ativos, eliminando desta forma, qualquer racionalidade na tomada de decisão em relação aos investimentos por parte dos agentes de mercado, sejam eles especialistas ou não. Se o mecanismo de *feedback* não for contido, chega-se ao ponto em que os preços não podem mais ser sustentados, o que causa o estouro da bolha. (SHILLER, 2002)

Sornette (2004, p. 282-283) argumenta que “a história das bolhas financeiras e *crashes* tem se repetido ao longo dos séculos, nas mais diferentes localidades, desde a famosa bolha das Tulipas em Amsterdã, no ano de 1636, quase sem nenhuma alteração em suas características globais.” O mesmo pesquisador enumera cinco possíveis estágios, que vão desde a formação da bolha até seu estouro:

1. A bolha começa suavemente com algum aumento da produção e venda (ou demanda para alguma *commodity*) em contrapartida com um relativo aumento no otimismo do mercado.
2. A atração por investimentos com bons ganhos potenciais, levando o aumento dos investimentos feitos por investidores internacionais com novos recursos, inflacionando os preços.
3. Em relação a 2, há a atração de investidores menos sofisticados e, em adição, diminui-se as margens de ganho, a qual aumenta a demanda por ações mais rápido do que a taxa real de juros de mercado.
4. Neste estágio, o comportamento do mercado se distancia da real situação da produção industrial e de serviços.
5. Como os preços aumentaram muito, o número de novos investidores entrando no mercado especulativo diminui e o mercado mergulha numa fase de grande nervosismo, até o ponto em que a instabilidade é revelada e o mercado entra em colapso.

Este cenário se aplica há todas as quebras de mercado, incluindo algumas antigas como a de Outubro de 1929 nos Estados Unidos, que foi considerado à época como de bons investimentos potenciais tanto para os investidores nacionais quanto internacionais. Em complemento, o conceito de “Nova Economia” foi usado copiosamente nas mídias ao longo do tempo, remanescente em várias outras fases, como o atual *crash* da bolha da “Internet” e da bolha Imobiliária nos Estados Unidos. (SORNETTE, 2004)

Inicialmente, é importante separar o conceito de especulação da ocorrência de bolha no mercado. A essência dos movimentos do mercado e de seus diversos agentes reside na existência da especulação. Por exemplo, quando um investidor decide transferir seu dinheiro de um fundo de ações para um fundo de renda fixa, ele pode estar especulando com a alta nas taxas de juros. É a existência de especulação entre os agentes econômicos que faz com que ocorram movimentos de compra e venda de ativos no mercado. Um movimento especulativo exacerbado leva à formação de bolhas. Entretanto, uma vez que a especulação é uma característica inerente aos mercados, não deve ser vista sempre como algo irracional e que leva a formação de bolhas. (CASELANI, 2003)

De acordo com Martin *et. al* (2004) “A constatação empírica mais direta é aquela que considera como sendo bolha uma alta persistente dos preços de um ativo por um tempo suficientemente longo (*rally*), seguido por colapso dos mesmos (*crash*)”. Na história existem

alguns casos clássicos, as bolhas das tulipas na Holanda ocorrida no século XVII e as bolhas da *London South Sea Company* e da *Mississippi Company* no século XVIII.

De acordo com Smith et al. (1988), “o valor corrente de uma determinada ação converge para um valor que equivale ao fluxo de dividendos esperados dessa ação trazidos ao valor presente e procedendo-se ao ajuste de acordo com o risco inerente à ação.” Supondo racional a expectativa dos investidores quanto ao retorno das ações e partindo do pressuposto de que os mercados são eficientes, alterações nos preços das ações somente seriam possíveis diante de novas informações que fossem capazes de alterar a expectativa dos investidores. O valor presente do fluxo de dividendos esperados depende do fator de risco ajustado relativo à ação, o qual pode sofrer desvios de acordo com as expectativas dos investidores. Entretanto, tais desvios, embora possam se sustentar por um período de tempo em razão das diferenças de expectativas dos investidores tendem a desaparecer, pois a incerteza quanto aos ganhos superiores aos valores esperados faz com que o equilíbrio seja restabelecido. Dessa forma, a teoria dos mercados eficientes afasta a possibilidade de arbitragem, ou seja, não são possíveis ganhos acima dos esperados.

Em essência, o valor fundamental de um ativo deverá ser o valor presente dos dividendos futuros esperados (Modelo de Gordon). Caso esta relação desvie no longo prazo, pode haver componentes de bolhas na formação do preço dos ativos.

2.5.2 Valor Fundamental e Componente de Bolha

De acordo com Lucas (1978), “o valor fundamental de uma ação é o valor presente de todos os fluxos de caixa futuros que o título proporcione. A divergência entre o preço real e o preço fundamental de um ativo financeiro pode ser causada por um processo de bolhas especulativas”.

Santoni (1987) argumenta que, “bolhas especulativas têm características especiais, são persistentes, sistemáticas e aumentam a distância do preço de seu valor fundamental.”

Brooks e Katsaris (2003) demonstram que o Modelo de Dividendos Descontados determina que o valor fundamental de uma ação seja a soma de todos os dividendos futuros descontados:

$$P_t^f = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{1}{(1+l)^s} E_t(d_{t+s}) \quad (14)$$

Onde:

- = preço fundamental no tempo t;
- dividendo no período t;
- taxa de desconto de mercado; ou alternativamente a taxa requerida de retorno;
- operador de valor esperado.

Entretanto, quando o valor atual desvia de seu valor fundamental, pode-se se descrever desta forma:

$$P_t^a = P_t^f + b_t + u_t$$

Onde:

- = valor atual da ação no período t;
- componente de bolha ou componente de desvio;
- termo aleatório de erro.

O componente de bolha causa uma divergência positiva dos preços em relação aos seus valores fundamentais. Quando há bolhas de preços, os investidores observam que os preços das ações estão supervalorizados, mas não se desfazem de suas posições no mercado, porque o componente de bolha lhes oferece o mínimo de retorno exigido. Dados demonstram que, antes da crise de Outubro de 1987, 70% dos investidores privados e 85% dos investidores institucionais tinham conhecimento de que havia uma sobrevalorização do mercado acionário, mas não liquidavam suas posições (BROOKS, KATSARIS; 2003).

Para uma bolha especulativa racional existir, o componente de bolha da equação (15) deve acompanhar, no mínimo, a taxa de retorno exigida . Isso significa que a arbitragem não possui influência no componente de bolha do preço atual, portanto a bolha no período deve satisfazer a relação:

$$E_t(b_{t+1}) = (1+l)b_t$$

Em relação à expectativa racional, a equação (16) pode ser desenvolvida para o componente de bolha no período t :

$$b_t = \frac{E_t(b_{t+1})}{(1+l)} \quad (17)$$

A equação (17) demonstra que a bolha no período t , deve ser o valor futuro descontado da bolha no período $t+1$, desde que o preço do período t seja função de todos os seus fluxos futuros de caixa. A condição dada pela equação (16) determina a ausência da taxa livre de risco (custo de oportunidade), e assegura que os componentes de bolha sejam descontados a mesma taxa de crescimento. Assumindo que há um valor inicial para a bolha, , pode-se descrever a equação (18) para a bolha no período $t=0$:

$$b_t = b_0(1+l)^t$$

Das equações (14), (15) e (18) pode-se visualizar que:

$$p_t^a = \sum_{g=1}^{\infty} \frac{1}{(1+l)^g} E_t(d_{t+g}) + b_0(1+l)^t + u_t \quad (19)$$

Ainda de acordo com Brooks e Katsaris (2003), a equação (19) descreve o efeito que o componente de bolha tem sobre o preço da ação no período t . O preço real no período t difere do preço fundamental (Modelo de Dividendos Descontados) pelo segundo termo do lado direito da equação. Uma bolha especulativa racional existe quando o componente de bolha no preço atual cresce a mesma taxa de retorno requerida pelo investidor.

Partindo-se de (14) e dividindo-se ambos os lados da equação pelos dividendos correntes, tem-se:

$$\frac{p_t^f}{d_t} = \sum_{g=1}^{\infty} \frac{1}{(1+l)^g} E_t \left(\frac{d_{t+g}}{d_t} \right) \quad (20)$$

A equação (20) restringe o valor fundamental do índice preço-dividendo, tornando-o dependente do crescimento descontado dos dividendos. Caso a taxa de crescimento dos

dividendos seja estacionária, o índice preço-dividendo também o será, independentemente da taxa de desconto.

Aplicando-se o operador de logaritmo natural em ambos os lados de (20), obtém-se:

$$p_t^f - d_t = l + d_{t+g} - d_t \quad (21)$$

ou;

$$p_t^f = l + d_{t+g} \quad (22)$$

Onde p_t^f , d_t e l representam respectivamente, os logaritmos naturais do preço das ações, dos dividendos e do retorno exigido. As equações (21) e (22) indicam a existência de uma relação linear entre preços de ações e dividendos, que poderá ou não ser estacionária. A estacionariedade do dividendo significa que os preços não se afastam dos seus valores fundamentais ao longo do tempo.

A descoberta de que muitas séries econômicas e financeiras podem conter uma ou mais raízes unitárias fomentou o desenvolvimento da teoria da análise de séries de tempo não-estacionárias. Engle e Granger (1987) mostraram que uma combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias pode ser estacionária. Se tal combinação estacionária existir, as séries não-estacionárias são ditas cointegradas. A combinação linear estacionária é chamada equação de cointegração e pode ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O propósito do teste de cointegração é determinar se um grupo de séries não-estacionárias são cointegradas ou não.

A existência de cointegração entre os preços das ações e os dividendos é testada da seguinte maneira: inicialmente, utiliza-se o teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) de modo a verificar se as séries de preços e de dividendos são $I(1)$ ¹, condição necessária para a cointegração; depois é rodado o seguinte modelo, com as variáveis em logaritmo natural, para os testes setoriais e de mercado (representado pelos índices):

$$p_{i,t} = \alpha_0 + \beta d_{i,t} + u_t \quad (23)$$

¹ Uma série $I(1)$ é aquela que contém uma raiz unitária e que precisa ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária, isto é, $I(0)$. (BROOKS, 2002)

Onde:

= preço da ação “ i ” no tempo t ;

= constante da regressão;

= coeficiente de inclinação da reta de regressão;

= dividendo da empresa “ i ” no tempo t ;

= resíduos da regressão.

O efeito da relação de longo prazo pode ser evidenciado testando os resíduos de (23), para que as variáveis sejam cointegradas, deve ser estacionário, ou seja, $I(0)$, caso contrário, se for $I(1)$, não há cointegração. Para dar mais segurança ao teste de cointegração, serão utilizados dois métodos: o teste Engle e Granger (1987) e o teste de Johansen (1988), que estão descritos na metodologia.

O método utilizado consiste em testar a existência de cointegração entre o preço das ações e os dividendos pagos sobre estas ações. Este teste será feito setorialmente e no mercado como um todo. Se houver bolhas no mercado acionário no período, não existirá cointegração entre as variáveis, indicando que os preços das ações não estão sendo baseados em seus fundamentos.

Buscando aumentar a robustez dos resultados, foi realizado, um teste de causalidade Granger (1969) entre os preços das ações e os dividendos. Espera-se que, se os preços das ações basearem-se nos fundamentos, isto é, nos dividendos, então os dividendos devem causar (preceder) os preços, e não ao contrário. Porém, nesse caso é necessário que as variáveis Ibovespa e Dividendos estejam transformados em $\Delta \log s$ (variação dos logaritmos), pois o teste de causalidade de Granger baseia-se na metodologia VAR (Vetores Autoregressivos), e requer que as variáveis submetidas ao teste sejam estacionárias.

2.5.3 Evidências Empíricas

Wu (1997) partindo da suposição de que bolhas especulativas racionais podem ajudar a explicar o excesso de volatilidade dos preços das ações, tratou a bolha como um vetor fixo não-observado no modelo de espaços fixos, que é estimado utilizando o filtro de Kalman. Foram encontrados componentes de bolhas para uma substancial porção dos preços das ações

nos Estados Unidos. O modelo mostrou boa capacidade de previsão, especialmente durante *bull e bear markets* neste século.

Taylor e Peel (1998) sugeriram um teste robusto para não existência de cointegração, baseados no trabalho de Im (1996). Segundo os pesquisadores, o teste pode ser mais apropriado para a presença de colapsos provocados por bolhas do que o teste padrão baseado nos mínimos quadrados ordinários. Eles demonstraram, usando a análise de Monte Carlo, a boa performance do teste que é capaz de diferenciar a reversão à média de séries explosivas, partindo dos fundamentos. Aplicando o teste, nos preços das ações e dividendos, no período de 1871 a 1986, foi constatada a cointegração entre as duas séries, rejeitando a hipótese de presença de bolhas no mercado acionário norte-americano.

Bordo e Jeanne (2002) identificaram *booms e crashes*, comparando a média móvel das taxas de crescimento nos preços dos ativos com a média histórica de longo prazo, no período de 1970 a 1998. Os *booms e crashes* são identificados quando a média móvel de 3 anos da taxa de crescimento do ativo declina em relação ao intervalo de confiança definido, com base na série histórica e no período analisado. Eles definiram os episódios de *booms e crashes*, como *booms* seguidos por *crashes* não iniciadas há mais de um ano do fim do *boom*. Nos 15 países² analisados foram encontrados 19 *booms*, destes, 10 foram seguidos por *crashes*, então a probabilidade de um *boom* ser seguido de quebra, segundo este estudo, foi de 52%.

Brooks e Katsaris (2003) argumentam que, nos anos recentes, uma divergência entre os preços das ações e dividendos na Bolsa de Londres tem sido observada. Eles examinaram se esta divergência pode ser explicada pela existência de bolha especulativa. Três diferentes metodologias foram utilizadas: testes de variância, testes de especificação de bolhas e testes de cointegração, baseados nos dados *ex-post* e *ex-ante*. Foi evidenciado que os preços das ações divergem significativamente dos dividendos na década de 1990 e esta divergência tem todas as características de uma bolha especulativa.

Para Brenner (2004) existem múltiplas bolhas nos mercados financeiros dos EUA, pois o crescimento da economia norte-americana nos últimos três anos dependeu delas, em larga medida. Há, claramente, uma bolha nos mercados de ações, causada pela redução das taxas de juros de curto prazo pelo *Federal Reserve* (banco central dos EUA) a níveis jamais vistos desde 1958; a relação entre preço e lucro (P/E) das ações que integram o índice Standard & Poor's 500 (S&P 500) é de 30 para um (BRENNER, 2004). Esse número é mais

² Alemanha, Austrália, Canadá, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Holanda, Irlanda, Itália, Japão, Noruega, Reino Unido, Suécia.

de duas vezes superior à norma histórica e só foi superado em duas ocasiões no passado durante o pico da bolha das ações, no final dos anos 90, e pouco antes do *crash* de 1929.

Martin *et. al* (2004) constataram a presença de bolhas especulativas racionais no Brasil, a partir da identificação de mudança de regime do processo de geração de retornos no mercado brasileiro de ações na BOVESPA, para o período pós Plano Real (julho de 1994 a março de 2004). O modelo utilizado foi o de regimes de conversão markovianos, que permite identificar a estrutura não linear dos dados seja em relação à média condicional, seja em relação à variância condicional. Como resultado os autores encontraram que a dinâmica do processo de geração dos retornos pode ser descrita como função de dois regimes: *bull e bear markets*. Estes ciclos, porém, puderam ser decompostos em outros ciclos, fases iniciais e finais do ciclo de crescimento (*bull*) e de queda (*bear*). Esta decomposição mostrou-se mais coerente com o conceito de bolha especulativa, no qual há uma relação não linear entre o preço das ações e os seus fundamentos.

Sornette (2004) utilizando-se de métodos da econofísica, como a lei de potência combinada a uma função log-periódica, validada por uma análise espectral, encontrou bolhas especulativas nos mercados latino-americanos e asiáticos. Na América Latina, foram encontradas quatro bolhas na Argentina entre 1990 e 1999, uma no Brasil em 1997, duas no Chile entre 1991 e 1999, duas no México entre 1991 e 1999, duas no Peru entre 1993 e 1994, e apenas uma na Venezuela entre 1994 e 1999. Na Ásia foram encontradas duas bolhas no período de 1991 a 1999, na Indonésia e na Coreia e uma bolha na Malásia, Filipinas e Tailândia.

Engsted e Tanggaard (2004) construíram um teste de *bootstrap* para bolhas racionais nos preços das ações que não requer uma especificação detalhada de um modelo de equilíbrio. O teste é baseado no fato de que se não há bolhas, a variância da razão entre preços e dividendos pode ser decomposta em covariâncias entre preço/dividendos, crescimento dos dividendos futuros e retorno das ações, respectivamente. O teste foi aplicado no mercado americano no período de 1871 a 2002. Foi feito o teste de raiz unitária na série preço/dividendo em contraste à prática padrão. O artigo considera a alternativa explosiva em adição a alternativa de estacionariedade. O resultado demonstra que até a década de 1980 não há fortes indícios de bolhas no mercado acionário americano. Entretanto, pela inclusão de dados até a década de 1990, há evidências de bolhas especulativas.

González (2006), baseado na metodologia do teste de cointegração entre dividendos e preços das ações utilizando o índice IBEX35, constatou que os preços do mercado de ações espanhol não divergem significativamente de seus valores fundamentais, rejeitando a hipótese

de que há bolhas especulativas racionais neste mercado. A amostra deste estudo compreendeu o período de janeiro de 1990 a outubro de 2003, totalizando 166 observações para cada série.

3. METODOLOGIA

Segundo Fachin (2001, pg. 27), a metodologia de pesquisa é uma ferramenta do conhecimento que fornece aos cientistas de qualquer área, orientação geral que facilita planejar uma pesquisa, formular hipóteses, coordenar investigações, realizar experiências e interpretar resultados. De maneira geral, afirma a autora, “metodologia de pesquisa é a escolha de um elenco de procedimentos sistêmicos e coerentes que devem ser empregados até se chegar à demonstração dos resultados desejados.” Este elenco de procedimentos, entretanto, tem relação direta com o ramo das ciências e também com o objeto a ser pesquisado; nem sempre sua aplicação é a mesma para todos os tipos de estudos. Fachin (2001, pg. 28) afirma que isso explicaria a variedade de metodologias e seus procedimentos, a relativa independência dos diversos ramos científicos e a ausência de uma metodologia universal, aplicável a todas as áreas das ciências.

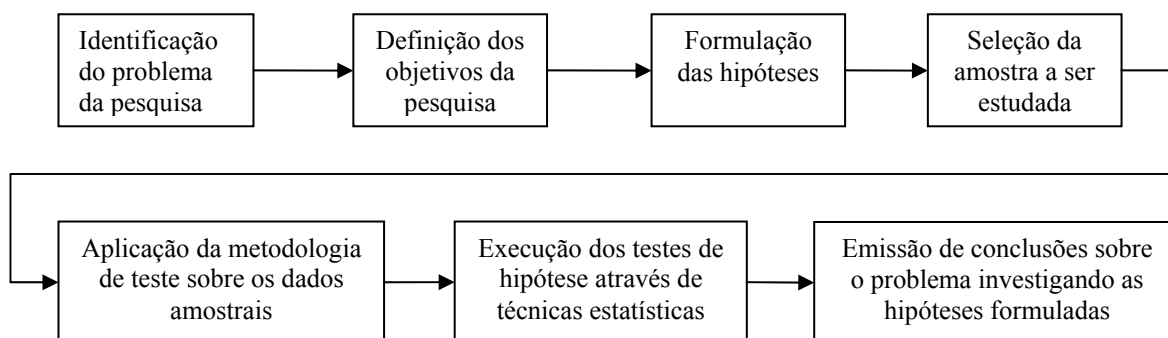
Romero *apud* Fachin (2001, pg. 29), por sua vez, define metodologia como “o instrumento que outorga ao saber a sua firmeza, a sua coerência, a sua validade, é como o princípio organizador e a sua garantia”. Romero comenta ainda que, para proporcionar tais benefícios, a metodologia deve ser analisada, fundamentada e, mais importante, selecionada de acordo com a natureza específica do problema a ser investigado.

Para que os objetivos propostos sejam alcançados, empregou-se nesta dissertação a metodologia positivista, método que Martins (1994, pg. 60) define da seguinte forma: “As pesquisas positivistas descritivas buscam a descrição das características de determinada população ou fenômeno, bem com o estabelecimento de relações entre variáveis e fatos”.

Pela metodologia positivista, o tratamento de dados é caracterizado pelo uso de técnicas estatísticas e a validação dos resultados é apoiada nos níveis estatísticos de significância. O estudo da relação entre variáveis dependentes e independentes, por sua vez, é utilizado para explicar concepções de causalidade. Sob a abordagem positivista, admite-se também que o futuro é a continuação do passado e que conclusões decorrentes de estudos amostrais podem ser generalizadas para a população (MARTINS, 1994)

A metodologia de pesquisa utilizada nesta pesquisa pode ser esquematicamente representada conforme demonstra a figura a seguir:

Figura 6: Metodologia de pesquisa



Fonte: Málaga (2005).

3.1 Seleção da Amostra do Índice

O período amostral foi de janeiro de 1994 a dezembro de 2007 e a frequência dos dados utilizados é mensal, englobando, portanto 168 meses.

O índice Bovespa (Ibovespa) foi utilizado como *proxy* para o preço médio das ações negociadas na Bovespa representando o mercado acionário brasileiro. A *proxy* para o Índice de Dividendos foi obtida pelo somatório da multiplicação da quantidade teórica de cada ação participante do índice Ibovespa pelo dividendo por ela pago no mês. Sendo assim, foram colhidos os dados do Ibovespa e dos dividendos pagos por cada ação no período estudado, assim como a composição da carteira do Ibovespa, que têm validade de um quadrimestre, totalizando três carteiras por ano, quarenta e duas no período analisado, para a construção do Índice de Dividendos. Os dados para as duas séries (Ibovespa e Dividendos) foram obtidos na base de dados Economática® e as carteiras teóricas do Ibovespa foram obtidas da Bovespa, após solicitação específica.

3.2 Seleção da Amostra dos Setores

O período utilizado para a seleção dos setores foi o mesmo citado no item acima (1994 a 2007 - dados mensais). A divisão por setores adotada é aquela utilizada pela Economática®, que divide o mercado acionário brasileiro em 20 setores. Em função da falta de dados, três setores foram excluídos, são eles: Agro e Pesca, Software e Dados e Transportes e Serviços, sendo assim a amostra setorial ficou composta como demonstra a tabela 1.

As ações das empresas que compõem os setores, foram escolhidas de tal forma que, no período de 1994 a 2007, contivessem o mínimo de dados necessários para serem feitos os testes de Cointegração e Causalidade Granger, sendo que, as que não atendiam este requisito foram excluídas. Em função da falta de dados por ação, alguns setores ficaram com baixa representatividade, como é o caso de Construção e Outros, 6,1% e 17,1% respectivamente; os setores com maior relação amostra/população foram Mineração, Máquinas Industriais e Petróleo e Gás, com 80%, 60% e 50%, respectivamente. Somado todos os títulos dos diferentes setores, obtêm-se a amostra total de 136 ações, sendo a população nos 17 setores de 498 ações e a representatividade da amostra em relação à população ficou em torno de 27%.

Tabela 1: Setores amostra e população

Nº	Setores	Amostra	População	% amostra/população
1	Alimentos e Bebidas	7	35	20,0%
2	Comércio	6	19	31,6%
3	Construção	2	33	6,1%
4	Eletroeletrônicos	4	14	28,6%
5	Energia Elétrica	12	60	20,0%
6	Finanças e Seguros	18	55	32,7%
7	Máquinas Industriais	3	5	60,0%
8	Mineração	4	5	80,0%
9	Minerais não Metálicos	1	5	20,0%
10	Outros	14	82	17,1%
11	Papel e Celulose	5	11	45,5%
12	Petróleo e Gás	7	14	50,0%
13	Química	9	24	37,5%
14	Siderurgia & Metalurgia	14	40	35,0%
15	Telecomunicações	13	35	37,1%
16	Têxtil	9	37	24,3%
17	Veículos e peças	8	24	33,3%
Total		136	498	27,3%

Fonte: Banco de Dados Economática®, data-base 28.03.2008.

3.3 Metodologia do Ibovespa³

Segundo a Bovespa, o Ibovespa é o valor atual, em moeda corrente, de uma carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968 (valor-base: 100 pontos) a partir de uma aplicação hipotética. Supõe-se não ter sido efetuado nenhum investimento adicional desde então, considerando-se somente os ajustes efetuados em decorrência da distribuição de proventos pelas empresas emissoras (tais como reinversão de dividendos recebidos e do valor apurado com a venda de direitos de subscrição, e manutenção em carteira de ações recebidas em bonificação). Dessa forma, o índice reflete não apenas as variações dos preços das ações, mas também o impacto na distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes. Para efeito de divulgação o Ibovespa, sofreu algumas divisões ao longo do tempo, que não alteraram a metodologia de cálculo do índice, como demonstra o quadro 1 abaixo:

Quadro 1: Ajustes no Ibovespa

Divisores	Datas	Divisores	Datas
100	03/10/1983	10	21/01/1992
10	02/12/1985	10	26/01/1993
10	29/08/1988	10	27/08/1993
10	14/04/1989	10	10/02/1994
10	12/01/1990	10	03/03/1997
10	28/05/1991		

Fonte: www.bovespa.com.br

Em termos de liquidez, as ações integrantes da carteira teórica do Índice Bovespa respondem por mais de 80% do número de negócios e do volume financeiro verificados no mercado a vista (lote-padrão) da Bovespa. As empresas emissoras das ações integrantes da carteira teórica do Índice Bovespa são responsáveis, em média, por aproximadamente 70% do somatório da capitalização bursátil de todas as empresas com ações negociáveis na Bovespa. A Bovespa calcula seu índice em tempo real, considerando os preços dos últimos negócios efetuados no mercado a vista (lote-padrão) com ações componentes de sua carteira. Sua divulgação é feita pela rede de difusão da Bovespa e também retransmitida por uma série de *vendors*, sendo possível, dessa forma, acompanhar *on-line* seu comportamento em qualquer

³ As informações desta seção estão baseadas na Bovespa (www.bovespa.com.br)

parte do Brasil ou do mundo. O Ibovespa é o único dos indicadores de performance de ações brasileiras a ter um mercado futuro líquido (um dos maiores mercados de contrato de índice do mundo).

A participação de cada ação na carteira tem relação direta com a representatividade desse título no mercado a vista – em termos de número de negócios e volume financeiro – ajustada ao tamanho da amostra. Essa representatividade é obtida pelo índice de negociabilidade da ação, calculado pela seguinte fórmula:

$$IN = \sqrt{\frac{nl}{N} \times \frac{vt}{V}} \quad (24)$$

Onde:

índice de negociabilidade⁴;

número de negócios com a ação “i” no mercado a vista (lote-padrão);

número total de negócios no mercado a vista da Bovespa (lote-padrão);

volume financeiro gerado pelos negócios com a ação “i” no mercado a vista (lote- padrão);

volume financeiro total do mercado a vista da Bovespa (lote-padrão).

O Índice Bovespa é o somatório dos pesos (quantidade teórica da ação multiplicada pelo último preço da mesma) das ações integrantes de sua carteira teórica. Assim sendo, pode ser apurado, a qualquer momento, por meio da seguinte fórmula:

$$Ibovespa_t = \sum_{i=1}^n P_{it} \times Q_{it} \quad (25)$$

Onde:

Ibovespa. Índice Bovespa no instante t;

número total de ações componentes da carteira teórica;

último preço da ação “i” no instante t;

quantidade teórica da ação “i” na carteira no instante t.

⁴ No cálculo do índice de negociabilidade não são considerados os negócios diretos.

A carteira teórica do Ibovespa é composta pelas ações que atenderam cumulativamente aos seguintes critérios, com relação aos 12 meses anteriores à formação da carteira:

1. Estar incluída em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais;
2. Apresentar participação em termos de volume, superior a 0,1% do total;
3. Ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período.

Uma ação selecionada para compor a carteira só deixará de participar quando não conseguir atender a, pelo menos, dois dos critérios de inclusão anteriormente indicados. Deve-se ressaltar que companhias que estiverem sob regime de recuperação judicial, processo falimentar, situação especial ou sujeitas a prolongado período de suspensão de negociação, não integrarão o Ibovespa. No caso de suspensão de negociação de uma ação componente, o índice utilizará o preço do último negócio registrado em bolsa até a normalização das negociações com o papel. Não havendo liberação para negociação por 50 dias, a contar da data de suspensão, ou em caso de ausência de perspectivas de reabertura dos negócios ou rebalanceamento da carteira, a ação será excluída da carteira. Nesta eventualidade, são efetuados os ajustes necessários para garantir a continuidade do índice.

Para que a representatividade do Ibovespa mantenha-se ao longo do tempo, sua carteira é reavaliada ao final de cada quadrimestre, utilizando-se os procedimentos e critérios integrantes desta metodologia. Nas reavaliações, identificam-se as alterações na participação relativa de cada ação no índice, bem como sua permanência ou exclusão, e a inclusão de novos papéis. A carteira teórica do Ibovespa tem vigência de quatro meses, vigorando para os períodos de janeiro a abril, maio a agosto e setembro a dezembro.

Nos rebalanceamentos quadrimestrais são adotados os seguintes procedimentos:

1. A Bovespa calcula o índice de negociabilidade para cada uma das ações nela negociadas nos últimos 12 meses. Esses índices são colocados em uma tabela em ordem decrescente e uma coluna apresenta a soma de tais índices a média que percorre a tabela do maior para o menor. Calcula-se então a participação de cada índice de negociabilidade individual em relação à soma total, listando-se as ações até que o montante de suas participações atinja 80%.
2. As ações listadas vão compor a carteira do índice, desde que atendam aos outros dois critérios de inclusão. Caso não atendam, elas são substituídas pelas ações que vierem a seguir na listagem decrescente e que consigam atender a tais parâmetros.
3. O passo seguinte é identificar, entre as ações que pertencem à carteira vigente, se algumas delas serão excluídas.

4. Os índices de negociabilidade das ações escolhidas são listados novamente, apurando-se o percentual de participação de cada papel em relação a soma dos índices de todas as ações da carteira.
5. A participação ajustada de cada ação, aplicada sobre o valor do índice do último dia do quadrimestre anterior, determinará o “peso” inicial (número de pontos do índice) de cada ação.
6. A quantidade teórica de cada ação, resultante da divisão de sua parcela na composição do índice (peso) pelo seu preço de fechamento no último dia do quadrimestre anterior, permanecerá constante pelos quatro meses de vigência da carteira, somente sendo alterada caso ocorra à distribuição de proventos (dividendos, bonificações, subscrições etc.) por parte da empresa.

Objetivando auxiliar os participantes do mercado que utilizam a carteira do Ibovespa como instrumento na elaboração de suas políticas de investimento, a Bovespa divulga regularmente três prévias das novas composições, quando faltam 30 dias, 15 dias, e um dia para a entrada em vigor da nova carteira do quadrimestre. Em situações especiais, entretanto, visando tranquilizar o mercado, a Bovespa poderá antecipar a difusão das prévias e/ou ampliar seu número.

De forma a medir o retorno real da carteira teórica, o Índice Bovespa será ajustado para todos os proventos distribuídos pelas companhias emissoras das ações integrantes do seu portfólio. O ajuste é efetuado considerando-se que o investidor vendeu as ações ao último preço de fechamento anterior ao início da negociação “ex-provento” e utilizou os recursos na compra das mesmas ações sem o provento distribuído (“ex-provento”). Segue abaixo a fórmula de alteração na quantidade teórica, por ocasião da distribuição de proventos:

$$Q_n = \frac{Q_o \times P_c}{P_{ex}} \quad (26)$$

Onde:

quantidade nova;

quantidade antiga;

último preço de fechamento anterior ao início da negociação “ex-provento”;

preço ex-teórico, calculado com base em .

Para calcular o preço ex-teórico (), utiliza-se a seguinte fórmula:

$$P_{ex} = \frac{P_c + (S \times Z) - D - J - V_{et}}{1 + B + S} \quad (27)$$

Onde:

- percentual de subscrição, em número-índice;
- valor de emissão da ação a ser subscrita, em moeda corrente;
- valor recebido a título de dividendo, em moeda corrente;
- juros sobre capital, em moeda corrente;
- valor econômico teórico, resultante do recebimento de provento em outro tipo/ativo;
- percentual de bonificação (ou desdobramento), em número-índice.

O P_{ex} é calculado considerando-se o montante financeiro que seria apurado com a venda das ações do outro tipo e/ou outro ativo (debêntures, ações de outra empresa etc.) recebidos.

O anúncio da decisão da empresa emissora de efetuar uma cisão não altera sua situação na carteira teórica do índice. Após a efetivação da cisão e enquanto se aguarda a operacionalização/registro das empresas resultantes, essas companhias serão consideradas como uma unidade de negociação e permanecerão na carteira do índice “com cisão”. Para efeito de negociação na Bovespa, a efetivação da cisão significa o ato pelo qual as ações das empresas originadas pela cisão passam a ser negociadas em pregão.

No início da negociação em bolsa das empresas resultantes de cisão, a carteira teórica do índice incluirá as empresas. A participação apresentada pela empresa originadora da cisão na carteira teórica do Ibovespa será distribuída entre as empresas resultantes. Para cada empresa incluída no índice, a quantidade de títulos e o preço teórico serão determinados em função da razão de proporção de cisão patrimonial informada pela empresa.

Para efeito de seleção das empresas/ações que atendem cumulativamente aos critérios de inclusão no índice, serão adotados os seguintes procedimentos:

1. As empresas resultantes da cisão serão tratadas como uma unidade de negociação e os dados de negociabilidade serão considerados em conjunto com os da empresa que foi cindida;
2. As participações individuais de cada um dos novos ativos nas carteiras serão definidas, a critério da Bovespa, com base no período decorrido, em função da efetiva negociabilidade de cada papel ou do nível de preços de cada ativo;

3. Até que se complete um período de rebalanceamento inteiro de negociação individual das empresas (mínimo de quatro meses e máximo de sete meses), a Bovespa manterá na carteira do índice de ações com a mesma quantidade teórica;
4. Nas recomposições efetuadas após esse período mínimo, a Bovespa continuará utilizando, na sua análise dos 12 meses anteriores, os dados compostos conforme descrito acima, mas a participação de cada empresa no Ibovespa passará a ser definida em função de sua performance individual com base no período disponível de negociação individual;
5. Depois de 12 meses da cisão a Bovespa excluíra as ações que não apresentarem um perfil de negociação adequado, tomando por base sua presença em pregão, número de negócios e volume financeiro.

Sempre que uma empresa efetuar uma oferta pública que resulte na aquisição de parte expressiva de suas ações em circulação, a Bovespa poderá adotar um dos dois procedimentos:

1. Quando a aquisição for inferior a $2/3$ (dois terços) das ações em circulação, retirar do índice o percentual do capital em circulação que foi comprado pela empresa, e distribuir a participação relativa desse percentual proporcionalmente aos demais papéis; ou
2. Retirar a ação do índice quando a aquisição for superior a $2/3$ (dois terços) das ações em circulação, e distribuir sua participação relativa na carteira proporcionalmente aos demais papéis (procedimento idêntico ao adotado para as empresas que entram em regime de recuperação judicial, falência ou deixam de ser listadas em bolsa).

Quando uma empresa com ação no índice incorpora empresa cujas ações também pertencem ao índice, as ações da empresa incorporadora permanecem no índice, sendo sua quantidade teórica ajustada em função da proporção de troca das ações da incorporada pela incorporadora. Já quando uma empresa com ação no índice incorpora empresa cujas ações não pertencem ao índice, as ações da empresa incorporadora permanecem no índice com a mesma quantidade teórica. Por fim, quando uma empresa com ação no índice é incorporada por empresa cujas ações não pertencem ao índice, a situação será analisada, podendo a Bovespa, a seu critério:

1. Excluir a ação do índice, redistribuindo sua participação pelos demais papéis da carteira;
2. Substituir a ação da empresa incorporada pela incorporadora, efetuando os ajustes necessários na quantidade teórica, em função da proporção de troca entre as ações.

Em qualquer situação, quando ocorrerem às reavaliações quadrimestrais, os dados de negociabilidade da empresa incorporada serão somados aos da empresa incorporadora.

3.4 Construção do Índice de Dividendos

O Índice de Dividendos foi criado com base no Índice Bovespa. O Ibovespa é o principal indicador do preço médio das ações do mercado brasileiro. Sua relevância advém do fato de o Ibovespa retratar o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa e também de sua tradição, pois o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação, em 1968.

Para a construção do índice de dividendos, foi utilizada a quantidade teórica já calculada no Ibovespa para cada ação componente da carteira. A quantidade teórica de cada ação é função da participação da mesma no índice. O Índice de Dividendos pode ser calculado pela seguinte fórmula:

$$I_{dividendos} = \sum_{i=1}^n D_{i,t} \times Q_{i,t} \quad (28)$$

Onde:

$I_{dividendos}$: Índice de Dividendos;

Dividendos e juros sobre capital próprio da ação “i” no tempo t;

Quantidade teórica da ação “i” no tempo t;

Para a construção do Índice de Dividendos, foram utilizadas as carteiras teóricas do Ibovespa, no período de 1994 a 2007. Como as mesmas são divulgadas a cada quadrimestre, por ano são três, totalizando no intervalo de tempo pesquisado quarenta e duas. Uma mesma quantidade teórica foi utilizada por quatro meses consecutivos, visto que, este é o período de vigência de cada composição do Ibovespa. Os dados dos dividendos colhidos foram os pagos pelas empresas em cada mês. Estes dados, fornecidos pelo banco de dados Economática®, contêm os Juros sobre Capital Próprio (JCP), também pagos no período, conforme informado pelo Economática®. Ainda de acordo com as explicações obtidas, estes valores são declarados à Bovespa para fins de ajuste no preço das ações.

3.5 O teste de cointegração Engle-Granger

Para que duas variáveis sejam co-integradas, ambas precisam ser integradas de ordem um, $I(1)$, ou seja, possuir uma raiz unitária.

De acordo com Gujarati (2000, p. 659) “quando uma regressão é feita com variáveis não estacionárias, o modelo resultante pode ser considerado espúrio. Se os resíduos () deste modelo forem submetidos ao teste de raiz unitária, será verificado que () é estacionário; ou seja, é $I(0)$ ”. Essa é uma situação interessante, pois, embora as duas variáveis sejam individualmente $I(1)$, isto é, apresentem tendência estocástica, sua combinação linear é $I(0)$. A combinação linear, por assim dizer, faz com que as tendências estocásticas das duas séries anulem-se entre si. Neste sentido, pode-se dizer que as duas variáveis são cointegradas. Do ponto de vista econômico, duas variáveis são cointegradas se tiverem entre elas uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio.

Segundo Watsham e Parramore (1997) o teste de cointegração de Engle-Granger é feito basicamente em três estágios. No primeiro estágio é determinado se as variáveis em questão são $I(1)$, usando o teste Dickey-Fuller aumentado. Sendo assim, deve-se atribuir o número de *lags* de Y e X para converter os resíduos das regressões em *white noise*:

$$\Delta X_t = \beta X_{t-1} + \sum \theta_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (29)$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum \phi_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (30)$$

Sendo o teste Dickey e Fuller aumentado, os testes para significância de β e γ devem ser o *teste-t*, em β e γ . Se algum destes parâmetros não for significativamente diferente de zero, a série apropriada (i.e. X_t ou Y_t) será $I(1)$.

No segundo estágio, desde que as variáveis originais sejam $I(1)$, aplica-se a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (*OLS*), conhecida como a regressão de cointegração:

$$Y_t = \delta_0 + \delta X_t + u_t \quad (31)$$

Os resíduos devem ser isolados para que possa ser testada a estacionariedade. Somando e obtêm-se , então $z_t = Y$, desta forma é submetido ao teste de raiz unitária. Se é estacionário, é o vetor de cointegração.

Finalmente, no terceiro estágio é feito o teste de raiz unitária nos resíduos determinando se são $I(0)$. Isto é feito pela seguinte regressão:

$$\Delta u_t = \beta u_{t-1} + e_t \quad (32)$$

O teste para a hipótese nula de não cointegração é . A razão é que se não é significativamente diferente de zero, é $I(1)$ e portanto Y e X não são cointegrados.

Segundo Brooks (2002, p. 388)⁵:

“[...] várias variáveis financeiras contém uma raiz unitária, sendo $I(1)$ [...]. Neste contexto, um conjunto de variáveis é definido como cointegradas se a combinação linear entre elas for estacionária. Muitas séries temporais são não-estacionárias, mas ‘movem-se juntas’ ao longo do tempo – isto é, existem algumas influências nas séries (por exemplo, forças de mercado), as quais implicam que duas séries só mantêm relação de longo prazo. A relação de cointegração pode ser vista como um fenômeno de longo prazo ou de equilíbrio, sendo possível que variáveis cointegradas desviem sua relação no curto prazo, mantendo a associação no longo prazo.”

3.6 O Teste de Cointegração de Johansen

Conforme Brooks (2002), o teste de cointegração de Johansen pode ser resumido conforme abaixo: seja um VAR de ordem p , tal que:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (35)$$

onde y_t é um vetor $k \times 1$ de variáveis não-estacionárias $I(1)$, x_t é um vetor de variáveis determinísticas e u_t é um vetor de erros aleatórios. Esse VAR(p) pode ser re-escrito como:

$$\Delta y_t = \prod y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + u_t \quad (36)$$

⁵ Tradução livre do autor

onde:

$$\Pi = \left(\sum_{i=1}^p A_i \right) - I_g \quad (37)$$

$$\Gamma_i = \left(\sum_{i=1}^p A_i \right) - I_g \quad (38)$$

O teorema de representação de Granger mostra que se a matriz dos coeficientes Π tem *rank* reduzido $r < k$, então existem $k \times r$ matrizes α e β , ambas com *rank* r , tais que $\Pi = \alpha\beta'$ e $\beta'y_t \sim I(0)$. r é o número de relações de cointegração (o *rank* de cointegração) e cada coluna de β é um vetor de cointegração. Os elementos de α são conhecidos como os parâmetros de ajustamento do modelo VECM (*vector error correction model*). O método de Johansen consiste em estimar a matriz Π a partir de um VAR irrestrito e testar se é possível rejeitar as restrições implícitas ao *rank* reduzido de Π (JOHANSEN, 1988; QMS, 2004).

No teste de cointegração de Johansen, são consideradas cinco hipóteses combinando intercepto e tendência, conforme abaixo:

i) A variável em nível y_t não possui tendência determinística e as equações de cointegração não têm interceptos:

$$H_1: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha\beta'y_{t-1} \quad (39)$$

ii) A variável em nível y_t não possui tendência determinística e as equações de cointegração têm interceptos:

$$H_2 = \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0) \quad (40)$$

iii) A variável em nível y_t possui tendência linear e as equações de cointegração têm interceptos:

$$H_3: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp}\gamma_0 \quad (41)$$

iv) A variável em nível y_t e as equações de cointegração têm tendências lineares:

$$H_4: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta^t y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1^t) + \alpha_{\perp} \gamma_0 \quad (42)$$

v) A variável em nível y_t têm tendência quadrática e as equações de cointegração têm tendências lineares:

$$H_5: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta^t y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1^t) + \alpha_{\perp} (\gamma_0 + \gamma_1^t) \quad (43)$$

Existem duas estatísticas alternativas para o teste de Johansen: a estatística do traço e a estatística do máximo autovetor. A estatística do traço para a hipótese nula para r relações de cointegração é dada por:

$$LR_{tr}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (44)$$

onde λ_i é o i -ésimo maior autovetor (*eigenvalue*) da matriz Π . A estatística do máximo autovetor testa a hipótese nula de r relações de cointegração, contra a alternativa de $r + 1$ relações de cointegração. Essa estatística-teste é dada por (JOHANSEN, 1988; QMS, 2004):

$$LR_{max}(r|r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) = LR_{tr}(r|k) - LR_{tr}(r+1|k) \\ \forall r = 0, 1, \dots, k-1 \quad (45)$$

3.7 O Teste de Causalidade Granger

Quando um VAR inclui vários *lags* de variáveis, fica difícil de observar qual conjunto tem efeitos significantes em cada variável dependente e quais não têm (Brooks 2002). A idéia é que sejam feitos vários testes de significância com as variáveis, impondo restrições que levarão a uma causalidade no modelo VAR. Abaixo o quadro com as restrições:

Quadro 2: Restrições Causalidade Granger

Hipóteses	Restrições
1 – Lags de y_{1t} não explicam y_{2t}	$\beta_{21}=0$ e $\gamma_{21}=0$ e $\delta_{21}=0$
2 – Lags de y_{1t} não explicam y_{1t}	$\beta_{11}=0$ e $\gamma_{11}=0$ e $\delta_{11}=0$
3 – Lags de y_{2t} não explicam y_{1t}	$\beta_{12}=0$ e $\gamma_{12}=0$ e $\delta_{12}=0$
4 – Lags de y_{2t} não explicam y_{2t}	$\beta_{22}=0$ e $\gamma_{22}=0$ e $\delta_{22}=0$

Fonte: Brooks, 2002.

$$\begin{aligned}
 y_{1t} &= \alpha_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{12}y_{2t-1} + \gamma_{11}y_{1t-2} + \gamma_{12}y_{2t-2} + \delta_{11}y_{1t-3} + \delta_{12}y_{2t-3} + u_{1t} \\
 y_{2t} &= \alpha_{20} + \beta_{21}y_{1t-1} + \beta_{22}y_{2t-1} + \gamma_{21}y_{1t-2} + \gamma_{22}y_{2t-2} + \delta_{21}y_{1t-3} + \delta_{22}y_{2t-3} + u_{2t}
 \end{aligned} \tag{46}$$

Assumindo que todas as variáveis no modelo VAR são estacionárias, uma hipótese conjunta pode ser testada com o teste F, desde que cada conjunto individual de restrições tenha parâmetros de somente uma equação. As equações devem ser estimadas separadamente utilizando OLS (*Ordinary Least Squares*) para obter a soma dos quadrados dos resíduos não-restritos (*URSS*), assim as restrições são impostas e os modelos reestimados para obter a soma dos quadrados dos resíduos restritos (*RSS*). A avaliação da significância das variáveis no contexto do VAR deve invariavelmente ser feito com todos os lags de uma variável particular.

Se y_1 causa y_2 , ou seja, lags de y_1 são significantes na equação de y_2 e não vice-versa, podemos dizer que y_1 “causa-Granger” y_2 , ou existe uma unidirecional causalidade de y_1 para y_2 , sendo assim pode-se dizer que y_1 é fortemente exógena para y_2 . Causa-Granger devido ao pesquisador Granger, que, em 1969, iniciou os estudos sobre o assunto. Se acontecer de y_2 também causar y_1 , significa que há uma bi-direcional causalidade, neste sentido diz-se que y_1 e y_2 são independentes.

4. ANÁLISE DE RESULTADOS

A análise dos resultados é subdividida em duas seções distintas. A primeira trata dos testes de bolha especulativa no mercado em geral, utilizando o teste de Cointegração e de Causalidade “Granger”, com as séries Idividendos e Ibovespa. A segunda parte apresenta os exames setoriais, com os testes de Cointegração e Causalidade Granger entre dividendos e preço das ações.

4.1 Teste no mercado acionário

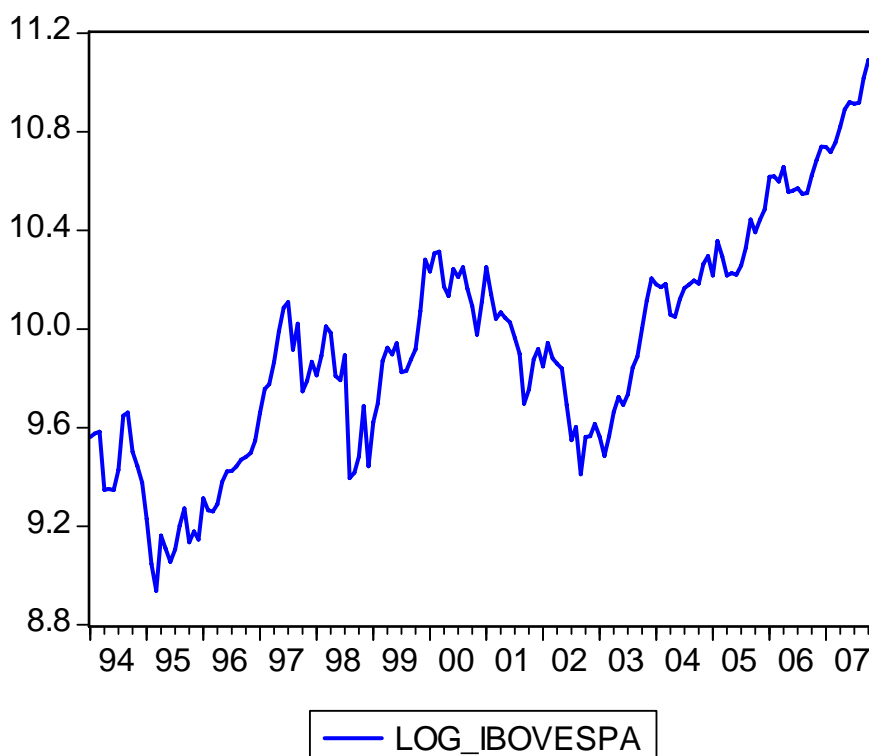
O índice de dividendos construído foi utilizado como *proxy* da distribuição de dividendos no Brasil. O Índice Bovespa foi utilizado por ser um *benchmark* do comportamento médio das ações no Brasil. Sendo assim, a não existência de cointegração entre estas duas séries pode indicar a existência de bolhas de preços no mercado nacional. Abaixo, na tabela 2, são demonstradas as estatísticas descritivas do Ibovespa e Idividendos. Pode-se observar que a volatilidade entre as duas séries é bem próxima, enquanto uma possui um coeficiente de variação de 52% a outra não se distancia muito, com 59%. De acordo com Martins (2005), as séries que possuem coeficientes de variação maiores que 30%, podem ser consideradas como de alta dispersão, desta forma as duas apresentadas abaixo podem ser caracterizadas desta maneira. O pico do Ibovespa no período ficou em torno dos 65.500 pontos, enquanto que do Idividendos, 3.200 pontos, já o ponto mínimo foi respectivamente 7.600 e 135. O teste Jarque-Bera de normalidade demonstra que as duas séries não seguem uma distribuição normal, mas quando as duas variáveis são transformadas em logaritmos naturais, observa-se uma mudança com relação à normalidade. Para o logaritmo natural do Ibovespa, o teste Jarque-Bera foi 3,39; com *p-value* de 18%, não rejeitando a hipótese de normalidade, para o Idividendos, o teste foi 7,88; com *p-value* de 1,95%, rejeitando a hipótese de normalidade a 5% e 10%. A média do Ibovespa ficou em torno dos 23.350 pontos com desvio padrão de aproximadamente 12.200, as mesmas medidas para a série do Idividendos, respectivamente foram, 1.260 e 745.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

ESTATÍSTICAS	IBOVESPA	IDIVIDENDOS
Média	23.353,49	1.262,57
Mediana	20.068,89	1.160,82
Máximo	65.565,20	3.278,28
Mínimo	7.616,95	135,37
Desvio Padrão	12.218,80	745,14
Assimetria	1,40	0,59
Curtose	4,81	2,52
Coefficiente de Variação	52%	59%
Jarque-Bera	77,71	11,22
Probabilidade	0,000	0,004
Observações	168	168

A seguir é apresentado o Gráfico 1, que demonstra a evolução do Ibovespa no período de 1994 a 2007. Nota-se que o referido Índice está numa tendência crescente, principalmente a partir de 2003, onde em 2007 alcança seu pico batendo os 65.000 pontos. No período de 1994 a 1995, a baixa no índice se dá em função do início do Plano Real, onde se encontrava por volta dos 20.000 pontos até chegar ao ponto mínimo do período de 10.000 em função da Crise do México. Deste período até meados de 1997, o Ibovespa teve uma forte alta, ultrapassando a barreira dos 30.000 pontos. Depois, novamente entrou em queda, principalmente em função das crises Russa e Asiática em se tratando de aspectos externos, e da desvalorização do Real no âmbito interno, baixando a casa dos 16.000 pontos. Passado as turbulências, em 1999 o índice voltou a subir, chegando ao ápice desde sua criação, ultrapassando os 35.000 em 2000, logo depois passando por mais um período de baixa antes de 2003, sendo influenciado por causas externas como a Nova Crise Argentina, o atentado terrorista de 11 de setembro de 2001, os problemas contábeis em corporações americanas e a Guerra do Iraque, internamente, em 2002 as eleições, onde o investidor estrangeiro estava cauteloso quanto ao futuro político e econômico do Brasil.

Gráfico 1: Evolução do Ibovespa no período 1994 a 2007



Como condição para cointegração, como já mencionado na Metodologia, as variáveis devem ser $I(1)$, sendo assim como demonstra a Tabela 3, foi feito o teste Dickey e Fuller aumentado (*ADF*), para evidenciar se os logaritmos naturais do Ibovespa possuíam raiz unitária. As hipóteses do teste *ADF* são descritas da seguinte maneira:

1. H_0 : Log. - Ibovespa possui uma raiz unitária;
2. H_1 : Log. - Ibovespa não possui raiz unitária.

O teste estatístico *ADF* calculado pelo *Eviews* foi aproximadamente -0,45; com os valores críticos a 1%, 5% e 10%, respectivamente -3.47, -2.88, -2.58. Para rejeitar a hipótese nula (H_0), a estatística teste deve ser mais negativa que os valores críticos, o que não acontece em nenhum nível de significância, sendo assim H_0 não pode ser rejeitada, havendo então raiz unitária na série Ibovespa. Pode ser feita também, a análise em relação ao *p-value*, que segundo Brooks (2002), “é o nível de significância exato, onde seu valor seria indiferente entre rejeitar e não rejeitar a hipótese nula”. Neste caso o *p-value* foi de 89,7%, sendo assim, como demonstrado acima, a hipótese nula não pode ser rejeitada, visto que sua rejeição só seria possível ao erro de 90%, o que é intolerável no método estatístico, deste modo, a variável Log. - Ibovespa satisfaz a condição de cointegração descrita por Engle-Granger.

Tabela 3: Teste Raiz Unitária LOG_Ibovespa.

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.447647	0.8968		
Test critical values:				
1% level	-3.469691			
5% level	-2.878723			
10% level	-2.576010			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_IBOVESPA)				
Sample (adjusted): 1994M02 2007M12				
Included observations: 167 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IBOVESPA(-1)	-0.007409	0.016552	-0.447647	0.6550
C	0.082602	0.164604	0.501826	0.6165
R-squared	0.001213	Mean dependent var	0.009001	
Adjusted R-squared	-0.004840	S.D. dependent var	0.100490	
S.E. of regression	0.100733	Akaike info criterion	-1.740789	
Sum squared resid	1.674267	Schwarz criterion	-1.703448	
Log likelihood	147.3559	F-statistic	0.200387	
Durbin-Watson stat	2.032896	Prob(F-statistic)	0.654995	

O Gráfico 2 retrata a Evolução do Índice de Dividendos no período de 1994 a 2007. Pode-se observar que no lapso temporal entre 1994 e 1999, o Idividendos oscilava em torno da média de 1.690 pontos, permanecendo estacionário. A partir do ano 2000, surge uma tendência crescente, onde a variável se mostra não-estacionária. Quando visualizado todo o gráfico, a impressão que fica, é que a variável é predominantemente estacionária. Esta suspeita pode ser comprovada com o teste *ADF* demonstrado na Tabela 4. As hipóteses do teste *ADF* são descritas da seguinte maneira:

1. H_0 : Log. - Idividendos possui uma raiz unitária;
2. H_1 : Log. - Idividendos não possui raiz unitária.

Gráfico 2: Evolução do Idividendo no período de 1994 a 2007

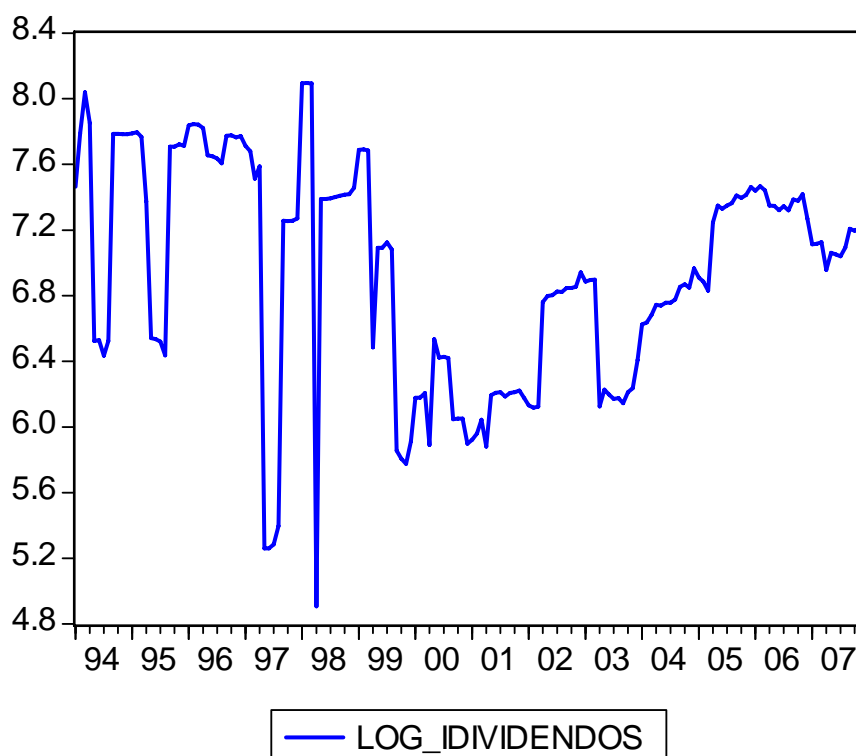


Tabela 4: Teste Raiz Unitária LOG_Idividendos

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.826283	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.469691	
5% level	-2.878723	
10% level	-2.576010	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IDIVIDENDOS)

Sample (adjusted): 1994M02 2007M12

Included observations: 167 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IDIVIDENDOS(-1)	-0.246119	0.050995	-4.826283	0.0000
C	1.705773	0.355431	4.799165	0.0000
R-squared	0.123706	Mean dependent var		-0.001464
Adjusted R-squared	0.118395	S.D. dependent var		0.477006
S.E. of regression	0.447879	Akaike info criterion		1.243316
Sum squared resid	33.09826	Schwarz criterion		1.280657
Log likelihood	-101.8169	F-statistic		23.29301
Durbin-Watson stat	2.157619	Prob(F-statistic)		0.000003

O teste estatístico *ADF* calculado pelo *Eviews* foi aproximadamente -4,83; com os valores críticos a 1%, 5% e 10%, respectivamente -3.47, -2.88, -2.58. Como o teste estatístico é mais negativo que os t-críticos, H_0 pode ser rejeitada, comprovando a não existência de raiz unitária na série Idividendos.

Não satisfazendo a condição de ser $I(1)$, pode-se inferir que não há cointegração entre o Ibovespa e o Idividendos, evidenciando a existência de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período analisado.

A Tabela 5 demonstra o teste de Causalidade Granger, a suposição teórica é que, baseado nos fundamentos, os preços das ações deveriam ser função dos dividendos futuros trazidos a valor presente pela taxa mínima de retorno, sendo assim os dividendos deveriam causar (preceder) os preços das ações. Como a causalidade é testada em ambos os sentidos, podendo haver a chamada causalidade bi-direcional, onde uma variável pode causar a outra e vice-versa, são elaboradas duas hipóteses nulas e duas alternativas, como descritas a seguir:

1. H_{a0} : Log.-Idividendos não “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);
2. H_{a1} : Log.-Idividendos “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);
3. H_{b0} : D(Log.-Ibovespa) não “Causa Granger” Log.-Idividendos;
4. H_{b1} : D(Log.-Ibovespa) “Causa Granger” Log.-Idividendos;

Como o teste de Causalidade Granger é feito em modelagem VAR (*Vector Autoregressive Models*), é necessário caso as variáveis possuam raiz unitária, como é o caso do Ibovespa, trabalhar em primeira diferença, eliminando a raiz unitária, caso contrário o modelo pode ser considerado espúrio inviabilizando os resultados do teste.

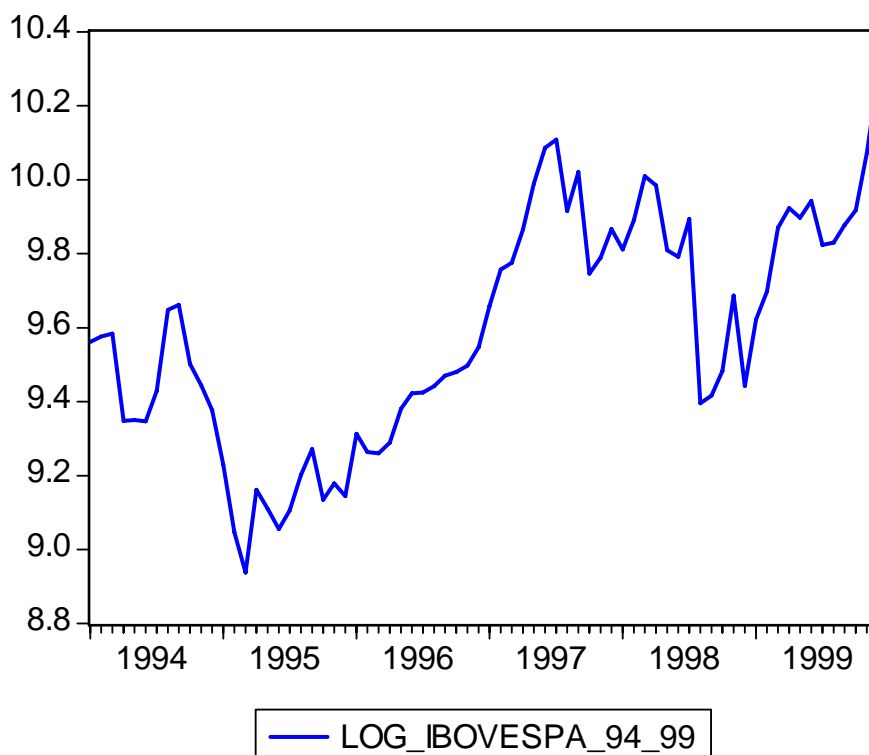
Feito o referido teste, pode-se evidenciar na Tabela 5 que o Idividendos não causa o Ibovespa, não podendo ser rejeitada H_{a0} , uma vez que o *p-value* de 65% é superior aos 10% de erro máximo tolerado em testes estatísticos. O mesmo acontece com H_{b0} , com *p-value* de 21,5%, não podendo ser rejeitada. Sendo assim, a hipótese de que há bolhas de preços no mercado acionário brasileiro é reforçada, pois juntamente com a não-cointegração entre as duas variáveis, os dividendos, com base nos fundamentos, não causam (precedem) os preços.

Fica evidente no gráfico 2 que a série Idividendos pode ser dividida em duas, com características e períodos diferentes. Desta forma, para uma análise mais rigorosa a série foi dividida, isto se justifica pelo fato de que até 1999 a série é visivelmente estacionária, já deste período em diante se torna não-estacionária. Quando feito o teste de raiz unitária foi constatado que para todo o período a série é estacionária, podendo ter ocorrido viés do período anterior a 1999.

Tabela 5: Teste de Causalidade Granger 1994 a 2007

Pairwise Granger Causality Tests			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG_IDIVIDENDOS does not Granger Cause D(LOG_IBOVESPA)	165	0.42765	0.65278
D(LOG_IBOVESPA) does not Granger Cause LOG_IDIVIDENDOS		1.55165	0.21507

Para evitar que a inferência de não-cointegração entre Idividendos e Ibovespa possa estar viesada, visto que está claro no gráfico 2 que o Idividendos se comporta de duas formas distintas, foi feito o teste de cointegração em dois períodos. O primeiro período foi considerado de 1994 a 1999 e o segundo de 2000 a 2007. Abaixo o Gráfico 3 demonstra a evolução do Ibovespa no período de 1994 a 1999.

Gráfico 3: Evolução Ibovespa 1994 a 1999

Como primeira etapa do teste de cointegração Engle-Granger, para a variável Log.-Ibovespa, no período de 1994 a 1999, foi feito o teste de raiz unitária. As hipóteses do teste *ADF* são descritas abaixo:

1. H_0 : Log. – Ibovespa 1994 a 1999 possui uma raiz unitária;
2. H_1 : Log. – Ibovespa 1994 a 1999 não possuiu raiz unitária.

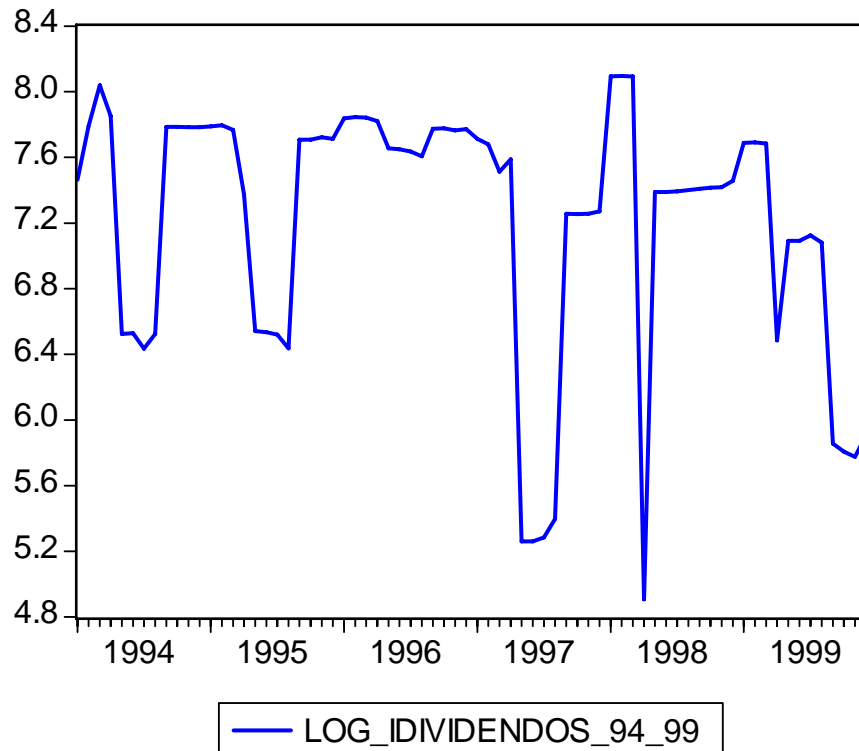
De acordo com a Tabela 6 abaixo, a série Log.-Ibovespa, no período de 1994 a 1999, possui raiz unitária, pois o teste *ADF* foi -0,97 sendo maior que -3,52; -2,90; -2,58 ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. O *p-value* foi 76%, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária, conforme descrito acima.

Em seguida, foi feito o teste *ADF* na série Log.-Idividendos, no período de 1994 a 1999. Como demonstra no gráfico 4, estes dados são visivelmente estacionários. Este período fez com que, quando testada toda a série (1994 a 2007), ela se tornasse estacionária, inviabilizando uma possível cointegração.

Tabela 6: Teste Raiz Unitária Ibovespa período 1994 a 1999

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.971970	0.7590	
Test critical values:	1% level	-3.525618		
	5% level	-2.902953		
	10% level	-2.588902		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_IBOVESPA_94_99)				
Sample (adjusted): 1994M02 1999M12				
Included observations: 71 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IBOVESPA_94_99(-1)	-0.048419	0.049816	-0.971970	0.3345
C	0.473772	0.477246	0.992720	0.3243
R-squared	0.013507	Mean dependent var		0.010131
Adjusted R-squared	-0.000790	S.D. dependent var		0.125861
S.E. of regression	0.125911	Akaike info criterion		-1.278720
Sum squared resid	1.093895	Schwarz criterion		-1.214982
Log likelihood	47.39456	F-statistic		0.944725
Durbin-Watson stat	1.987377	Prob(F-statistic)		0.334461

Gráfico 4: Evolução do Idividendos no período de 1994 a 1999



Abaixo, a tabela 7, demonstra o teste de raiz unitária para a variável Log. – Idividendos 1994 a 1999. As hipóteses do teste *ADF* são descritas abaixo:

1. H_0 : Log. – Idividendos 1994 a 1999 possui uma raiz unitária;
2. H_1 : Log. – Idividendos 1994 a 1999 não possui raiz unitária.

Sendo a estatística *ADF* mais negativa do que o valores críticos, pode-se rejeitar ao nível de 1%, 5% e 10%, a hipótese nula, de que há raiz unitária. O *p-value* confirma que a qualquer nível de significância acima de 0,25% a hipótese nula será rejeitada.

Como o Idividendos no período de 1994 a 1999, é estacionário, não há necessidade de partir para o segundo e terceiro passos do teste Engle-Granger, pois a estacionariedade de uma das variáveis já elimina a possibilidade de cointegração, podendo, desta forma, evidenciar a existência de bolhas de preços no período de 1994 a 1999, o que vai de encontro ao resultado encontrado no período completo analisado de 1994 a 2007.

Tabela 7: Teste Raiz Unitária Idividendos período 1994 a 1999

		t-Statistic	Prob.*	
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.996218	0.0025	
Test critical values:	1% level	-3.525618		
	5% level	-2.902953		
	10% level	-2.588902		
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_IDIVIDENDOS_94_99)				
Sample (adjusted): 1994M02 1999M12				
Included observations: 71 after adjustments				
<hr/>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<hr/>				
LOG_IDIVIDENDOS_94_99(-1)	-0.394324	0.098674	-3.996218	0.0002
C	2.829801	0.717688	3.942941	0.0002
<hr/>				
R-squared	0.187946	Mean dependent var	-0.021862	
Adjusted R-squared	0.176177	S.D. dependent var	0.710936	
S.E. of regression	0.645279	Akaike info criterion	1.989497	
Sum squared resid	28.73058	Schwarz criterion	2.053235	
Log likelihood	-68.62715	F-statistic	15.96976	
Durbin-Watson stat	2.011250	Prob(F-statistic)	0.000159	

Para confirmar o que foi descrito acima também foi feito o teste de Causalidade Granger, que tem seus resultados consolidados na Tabela 8, demonstrando que não há relação de causalidade entre o Idividendos e o Ibovespa, entre 1994 e 2007, em nenhum sentido, corroborando com o teste de cointegração com relação à evidência de bolhas de preços.

Tabela 8: Teste de Causalidade Granger 1994 a 1999

Pairwise Granger Causality Tests			
<hr/>			
Null Hypothesis:		F-Statistic	Probability
<hr/>			
D(IBOVESPA_94_99) does not Granger Cause IDIVIDENDOS_94_99		0.53819	0.58642
IDIVIDENDOS_94_99 does not Granger Cause D(IBOVESPA_94_99)		0.15231	0.85903

O gráfico 5, demonstra a evolução do Ibovespa no período de 2000 a 2007. Para o teste de raiz unitária (tabela 9), são testadas as hipóteses:

1. H_0 : Log. – Idividendos 2000 a 2007 possui uma raiz unitária;
2. H_1 : Log. – Idividendos 2000 a 2007 não possui raiz unitária.

Gráfico 5: Evolução Ibovespa no período de 2000 a 2007

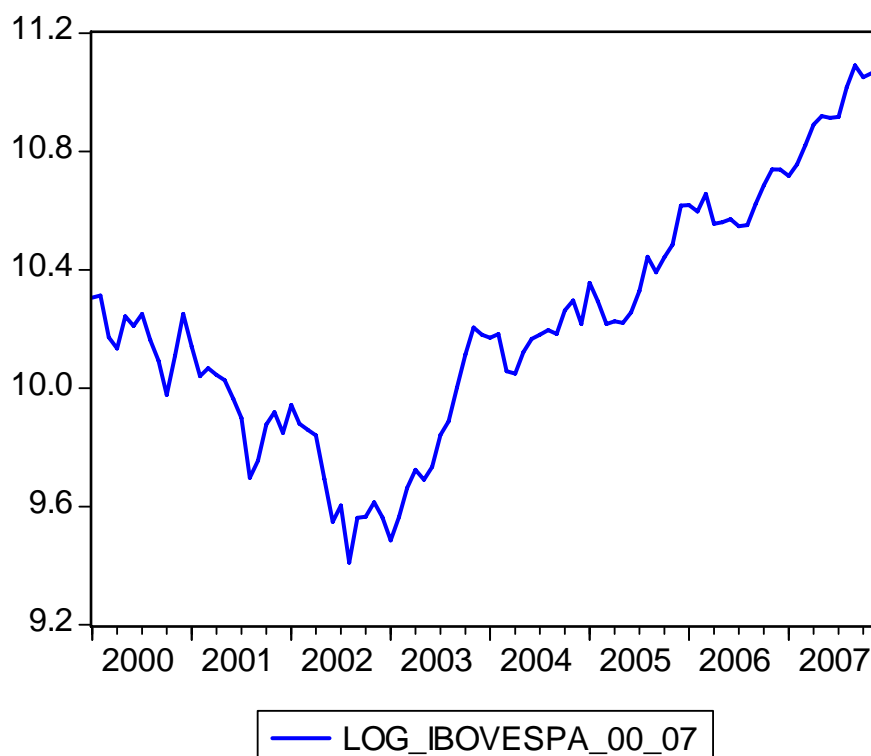


Tabela 9: Teste Raiz Unitária Ibovespa período 2000 a 2007

	t-Statistic	Prob. *
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.291056	0.9767
Test critical values:		
1% level	-3.501445	
5% level	-2.892536	
10% level	-2.583371	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_IBOVESPA_00_07)

Sample (adjusted): 2000M02 2007M11

Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IBOVESPA_00_07(-1)	0.005901	0.020273	0.291056	0.7717
C	-0.052101	0.206888	-0.251829	0.8017
R-squared	0.000920	Mean dependent var		0.008070
Adjusted R-squared	-0.009940	S.D. dependent var		0.077587
S.E. of regression	0.077971	Akaike info criterion		-2.243904
Sum squared resid	0.559317	Schwarz criterion		-2.189791
Log likelihood	107.4635	F-statistic		0.084713
Durbin-Watson stat	1.912775	Prob(F-statistic)		0.771664

A série Log.-Ibovespa, no período de 2000 a 2007, possui raiz unitária, pois o teste *ADF* foi 0,29 sendo maior que os valores críticos -3,50; -2,90; -2,58 ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. O p-value foi 97%, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária, conforme descrito acima. A série satisfaz a exigência para cointegração por ser $I(1)$. Em seguida, é descrito o teste para a série Log-Idividendos no mesmo período.

Numa primeira análise do gráfico 6, fica evidente a tendência crescente do índice de dividendos para o período de 2000 a 2007. A não estacionariedade pode ser comprovada no teste de raiz unitária demonstrado na tabela 10 abaixo, pois o teste *ADF* foi -1,59 sendo maior que -3,50; -2,90; -2,58 ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. O p-value foi 48%, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária ao maior nível tolerado de 10%.

Como as duas variáveis são $I(1)$, fica satisfeita a primeira condição do teste Engle-Granger. Na seqüência, é feita a regressão, que tem como variável independente o Idividendos e dependente o Ibovespa para o período de 2000 a 2007. Para haver cointegração as variáveis devem ser $I(1)$ e os resíduos $I(0)$, ou seja, não possuir raiz unitária. Caso os resíduos sejam não-estacionários, não há cointegração, sendo assim, este resultado é um forte indício de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro como já argumentando acima.

Gráfico 6: Evolução Idividendos no período de 2000 a 2007

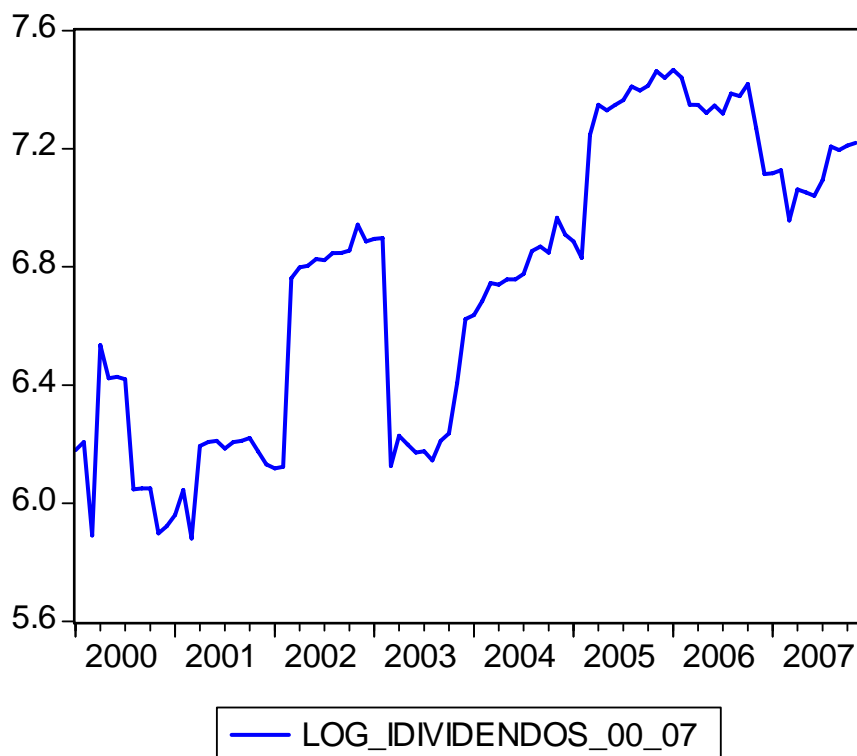


Tabela 10: Teste Raiz Unitária Idividendos período 2000 a 2007

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.594640	0.4813	
Test critical values:	1% level	-3.501445		
	5% level	-2.892536		
	10% level	-2.583371		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_IDIVIDENDOS_00_07)				
Sample (adjusted): 2000M02 2007M11				
Included observations: 94 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_IDIVIDENDOS_00_07(-1)	-0.051968	0.032589	-1.594640	0.1142
C	0.360949	0.219997	1.640700	0.1043
R-squared	0.026897	Mean dependent var	0.011062	
Adjusted R-squared	0.016319	S.D. dependent var	0.156388	
S.E. of regression	0.155107	Akaike info criterion	-0.868359	
Sum squared resid	2.213347	Schwarz criterion	-0.814246	
Log likelihood	42.81285	F-statistic	2.542878	
Durbin-Watson stat	2.257670	Prob(F-statistic)	0.114222	

Em seguida a descrição do modelo:

$$\text{Log}(Ibovespa)_{2000-2007} = \alpha_0 + \beta \text{Log}(Idividendos)_{2000-2007} + u_t \quad (47)$$

Abaixo, a tabela 11, traz a saída do *Eviews* do modelo (47). É importante lembrar que para o teste de cointegração não há interesse nos coeficientes e demais estatísticas comumente analisadas em qualquer modelo econométrico, também não é necessário analisar homocedasticidade, autocorrelação dos resíduos, multicolinearidade, significância, etc. De qualquer forma o modelo é considerado espúrio, uma vez que as variáveis são não-estacionárias. O interesse está nos resíduos, pois eles vão dizer se as séries têm ou não relação de longo prazo.

Depois de salvos os resíduos eles foram plotados no gráfico 7 a seguir. Uma análise visual dá indícios de que os resíduos da regressão (47) são não-estacionários, pois de 2000 a 2002 apresentam uma tendência decrescente e a partir deste ponto, do período de 2002 a 2007, tendência crescente, não apresentando oscilação em torno da média, descaracterizando a não-estacionariedade.

Tabela 11: Regressão entre Ibovespa e Idividendos

Dependent Variable: LOG_IBOVESPA_00_07				
Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.146023	0.481547	14.83973	0.0000
LOG_IDIVIDENDOS_00_07	0.454239	0.071280	6.372563	0.0000
R-squared	0.303942	Mean dependent var		10.20660
Adjusted R-squared	0.296458	S.D. dependent var		0.406554
S.E. of regression	0.341007	Akaike info criterion		0.706999
Sum squared resid	10.81456	Schwarz criterion		0.760765
Log likelihood	-31.58245	F-statistic		40.60956
Durbin-Watson stat	0.103746	Prob(F-statistic)		0.000000

A Tabela 12 abaixo demonstra o teste *ADF* de raiz unitária nos resíduos do modelo (47). As hipóteses são descritas a seguir:

1. H_0 : Resíduos 2000 a 2007 possui uma raiz unitária;
2. H_1 : Resíduos 2000 a 2007 não possui raiz unitária.

A não estacionariedade pode ser comprovada, pois o teste *ADF* foi -1,18 sendo maior que os valores críticos -3,50; -2,90; -2,58 ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. O p-value foi 68%, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária ao maior nível tolerado de 10%.

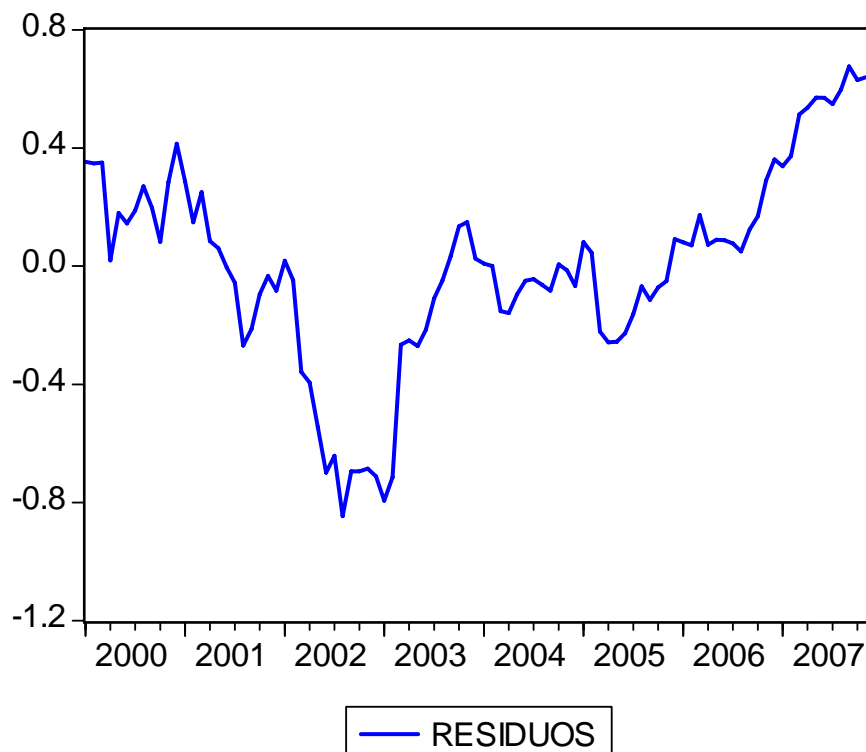
Gráfico 7: Resíduos da Regressão Ibovespa x Idividendos

Tabela 12: Teste Raiz Unitária Resíduos

		t-Statistic	Prob.*	
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.180086	0.6804	
Test critical values:	1% level	-3.501445		
	5% level	-2.892536		
	10% level	-2.583371		
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESIDUOS)				
Sample (adjusted): 2000M02 2007M11				
Included observations: 94 after adjustments				
<hr/>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	-0.040090	0.033972	-1.180086	0.2410
C	0.002773	0.011303	0.245298	0.8068
<hr/>				
R-squared	0.014911	Mean dependent var		0.003045
Adjusted R-squared	0.004204	S.D. dependent var		0.109794
S.E. of regression	0.109563	Akaike info criterion		-1.563579
Sum squared resid	1.104381	Schwarz criterion		-1.509466
Log likelihood	75.48822	F-statistic		1.392603
Durbin-Watson stat	1.919473	Prob(F-statistic)		0.241008

Com a não rejeição da hipótese nula, de que os resíduos possuem raiz unitária, fica comprovado que, apesar de as duas variáveis Idividendos e Ibovespa (2000 a 2007) serem $I(1)$, não há cointegração entre elas, uma vez que os resíduos são também $I(1)$, não satisfazendo a condição exigida para cointegração, a de os resíduos serem $I(0)$, ou seja, estacionários. Com a não relação de equilíbrio no longo prazo entre as duas variáveis, fica comprovada a evidência de bolhas de preços no mercado nacional.

Para dar mais garantia as relações encontradas neste estudo, foi feito também o teste de cointegração de Johansen (1988). São cinco tipos de teste, como demonstram as equações (39) a (43) na seção referente à Metodologia. Existem duas estatísticas alternativas: a estatística do traço e a estatística do máximo autovetor.

Tabela 13: Teste de cointegração de Johansen

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Sample: 2000M01 2007M12					
Included observations: 92					
Series: LOG_IBOVESPA_00_07 LOG_IDIVIDENDOS_00_07					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	152.3626	152.3626	153.7510	153.7510	156.1243
1	155.4811	155.4850	156.7615	159.0793	160.5593
2	156.7864	156.8565	156.8565	162.0893	162.0893
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-3.138316	-3.138316	-3.125021	-3.125021	-3.133137
1	-3.119155	-3.097500	-3.103510	-3.132159	-3.142593*
2	-3.060573	-3.018619	-3.018619	-3.088899	-3.088899
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-2.919030*	-2.919030*	-2.850914	-2.850914	-2.804208
1	-2.790226	-2.741160	-2.719760	-2.720997	-2.704021
2	-2.622001	-2.525225	-2.525225	-2.540684	-2.540684

De acordo com Brooks (2002) a estatística do traço é um teste conjunto, que se inicia com p *eigenvalues* e a do máximo autovetor conduz testes separados para cada *eigenvalue*.

Analisando as duas estatísticas, nota-se que nenhum dos cinco testes tem vetores de cointegração, demonstrando assim como no teste Engle-Granger, que as variáveis Ibovespa e Idividendos no período de 2000 a 2007 são não-cointegradas, não possuindo relação de longo prazo.

Por fim, o último teste a ser realizado, o de causalidade Granger é demonstrado na Tabela 14 a seguir. As hipóteses a serem analisadas são:

1. H_{a0} : Log.-Idividendos não “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);

2. H_{a1} : Log.-Idividendos “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);
3. H_{b0} : D(Log.-Ibovespa) não “Causa Granger” Log.-Idividendos;
4. H_{b1} : D(Log.-Ibovespa) “Causa Granger” Log.-Idividendos;

O teste comprova que o Idividendos não “Causa Granger” o Ibovespa, pois o *p-value* de H_{a0} foi 73%, não podendo rejeitar a hipótese nula de não causalidade. Este teste comprova que os dividendos não precedem os preços das ações dando confirmação da existência de não-cointegração, indicando a existência de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro. Neste caso, em específico, o que foi encontrado é que o Ibovespa “Causa Granger” o Idividendos, com *p-value* de 4%, este resultado é oposto do esperado. Uma possível explicação, é que as empresas tentando manter certo nível de preço para a ação, praticam *smoothing*, ou seja, tentam manter os lucros em torno de uma média, para que o valor de mercado da empresa não oscile muito.

Tabela 14: Teste de Causalidade Granger 2000 a 2007

Pairwise Granger Causality Tests			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D(LOG_IDIVIDENDOS_00_07) does not Granger Cause D(LOG_IBOVESPA_00_07)	92	0.31281	0.73221
D(LOG_IBOVESPA_00_07) does not Granger Cause D(LOG_IDIVIDENDOS_00_07)		3.31271	0.04106

4.2 Testes Setoriais

Nos testes gerais foram utilizados os índices Ibovespa e Idividendos. A composição do índice é dividida entre as mais variadas empresas, algumas com maior participação do que outras, o que pode enviesar os testes. Sendo assim, foram feitos testes setoriais, com o objetivo de identificar se a evidência de bolha encontrada no teste geral pode ser verificada na maioria dos setores selecionados. É importante ressaltar que a não cointegração entre dividendos e preços das ações, pode ser explicada pela existência de componente de bolha na formação dos preços, mas, não indica diretamente a existência de bolhas de preços. Sendo assim, os testes de cointegração feitos nos setores foi o Engle-Granger.

Tabela 15: Percentual de empresas com não-cointegração

Níveis de Significância	1%	5%	10%
Alimentos e Bebidas	86%	71%	71%
Comércio	100%	100%	100%
Construção	100%	50%	50%
Eletroeletrônicos	100%	100%	100%
Energia Elétrica	100%	100%	75%
Finanças e Seguros	100%	89%	89%
Máquinas Industriais	100%	100%	100%
Mineração	100%	100%	100%
Minerais não Metálicos	100%	100%	100%
Outros	100%	100%	100%
Papel e Celulose	100%	100%	80%
Petróleo e Gás	100%	100%	100%
Química	100%	100%	89%
Siderurgia & Metalurgia	100%	100%	100%
Telecomunicações	100%	85%	77%
Têxtil	100%	100%	100%
Veículos e peças	88%	88%	88%

A tabela 15 acima demonstra o percentual de ocorrências de não-cointegração entre preço da ação e o dividendo pago dentre as empresas dos diversos setores. A quantidade de ações em cada setor esta descrita na Tabela 1 e suas identificações na Tabela A-1 no Apêndice.

Quando analisados os testes de cointegração a 1% de significância, foi observado que em 15 setores todas as ações analisadas não mantêm relação de longo prazo com os dividendos, ou seja, em aproximadamente 88% dos setores, 100% das ações analisadas indicam componentes de bolhas na formação do preço. Dos dois setores que não tiveram esta característica, alimentos e veículos, o percentual de ações com não-cointegração é bastante relevante, 86% e 88% respectivamente. Neste nível de significância há forte evidência de bolha de preços em todos os setores analisados.

Mudando o nível de significância para 5%, foi observado que em 12 setores todas as ações analisadas não mantêm relação de cointegração com os dividendos, ou seja, em aproximadamente 70% dos setores, 100% das ações analisadas indicam componentes de bolhas na formação do preço. Dos cinco setores que não tiveram esta totalidade, alimentos, construção, finanças, telecomunicações e veículos, o percentual de ações com não-cointegração é relevante, 71%, 50%, 89%, 85% e 88% respectivamente. Neste nível de significância há forte evidência de bolha de preços em todos os setores analisados.

Por fim, ao nível de significância de 10%, foi observado que em 9 setores todas as ações analisadas não mantêm relação de cointegração com os dividendos, ou seja, em aproximadamente 53% dos setores, 100% das ações analisadas indicam componentes de bolhas na formação do preço. Dos oito setores que não tiveram esta totalidade, alimentos, construção, energia elétrica, finanças, papel e celulose, química, telecomunicações e veículos, o percentual de ações com não-cointegração é relevante, 71%, 50%, 75%, 89%, 80%, 89%, 77% e 88% respectivamente. Neste nível de significância também há forte evidência de bolha de preços em todos os setores analisados.

Os setores: comércio, eletroeletrônicos, máquinas industriais, mineração, minerais não metálicos, outros, petróleo/gás, siderurgia/metalurgia e têxtil; nos três níveis de significância, todas as empresas neles selecionadas não possuíam cointegração com os dividendos. Em nenhum dos setores selecionados houve mais que 50% de ações que tiveram cointegração entre preços das ações dividendos.

Desta forma, de acordo com o teste feito no mercado em geral, pela utilização dos índices, os testes setoriais também indicam possíveis bolhas de preços no mercado brasileiro, pois a grande maioria das ações que compõem os setores, não apresentou relação de longo prazo dos preços com os dividendos, com os preços desviando-se de seus valores fundamentais.

Como já mencionado na metodologia, foi utilizado o teste de “Causalidade Granger”, de modo a aumentar a robustez da pesquisa. Este teste também foi feito setorialmente para cada ação de cada setor e os resultados são consolidados em percentuais na tabela 16 acima.

Ao nível de significância de 1%, em 14 setores, não houve nenhuma evidência de causalidade na direção dividendos – ações, o que significa que, em 82% dos setores, para nenhuma das ações neles analisadas, os preços são causados (precedidos) pelos dividendos, confirmando o que foi encontrado nos testes de cointegração. Nos três setores em que foram encontradas relações de causalidade, o percentual de empresas desta relação, é pouco relevante. Nos setores de alimentos, telecomunicações e veículos, para os quais foi encontrada causalidade, apenas 14%, 15% e 13% das ações contidas nestes setores, respectivamente, seus preços eram causados pelos dividendos, sendo a grande maioria sem relação de precedência. Quando estes dados são cruzados com os testes de cointegração, verifica-se que os dois setores que não apresentaram 100% de cointegração, alimentos e veículos, apresentaram uma pequena relação de causalidade dividendos – ações.

Tabela 16: Percentual de empresas em relação a Causalidade Dividendos – Ação

Níveis de Significância	1%	5%	10%
Alimentos e Bebidas	14%	29%	43%
Comércio	0%	0%	0%
Construção	0%	0%	0%
Eletroeletrônicos	0%	0%	0%
Energia Elétrica	0%	0%	17%
Finanças e Seguros	0%	0%	0%
Máquinas Industriais	0%	0%	0%
Mineração	0%	0%	0%
Minerais não Metálicos	0%	0%	0%
Outros	0%	0%	0%
Papel e Celulose	0%	0%	0%
Petróleo e Gás	0%	29%	43%
Química	0%	0%	0%
Siderurgia & Metalurgia	0%	14%	21%
Telecomunicações	15%	31%	46%
Têxtil	0%	22%	22%
Veículos e peças	13%	25%	38%

Com 5% de erro, 6 setores apresentaram relação de causalidade dividendos – ações, são eles: alimentos, petróleo/gás, siderurgia/metalurgia, telecomunicações, têxtil e veículos; o percentual de empresas destes setores com dividendos precedendo ações são respectivamente, 29% para os dois primeiros, 14%, 31%, 22% e 25%. Pode-se observar, de acordo com a tabela 17 abaixo, que há uma relação bi-direcional, ou seja, tanto os dividendos causam as ações como o contrário, para os seguintes setores: alimentos, siderurgia, telecomunicações e veículos.

Por fim, ao nível de erro mais tolerável de 10%, apenas o setor de energia elétrica, com 17% de ações tendo seus preços causados por dividendos, foi incluído neste nível. Em relação ao nível anterior, cabe destacar o aumento de ações que seguem esta relação, nos setores de alimentos e petróleo com 43% e telecomunicações com 46%, mantendo também uma relação bi-direcional como demonstrado abaixo.

Tabela 17: Percentual de empresas em relação a Causalidade Ação - Dividendos

Níveis de Significância	1%	5%	10%
Alimentos e Bebidas	14%	43%	43%
Comércio	0%	17%	33%
Construção	0%	0%	0%
Eletroeletrônicos	0%	0%	0%
Energia Elétrica	0%	17%	42%
Finanças e Seguros	22%	28%	28%
Máquinas Industriais	0%	0%	0%
Mineração	0%	0%	0%
Minerais não Metálicos	0%	0%	0%
Outros	7%	7%	7%
Papel e Celulose	0%	40%	40%
Petróleo e Gás	0%	0%	14%
Química	0%	0%	11%
Siderurgia & Metalurgia	0%	14%	14%
Telecomunicações	8%	15%	23%
Têxtil	0%	0%	0%
Veículos e peças	13%	38%	38%

Assim, os testes de “Causalidade Granger”, em apoio aos de cointegração, reforçam a evidência de bolhas de preços, uma vez que na maioria dos setores, os dividendos não causam (precedem) os preços das ações, reforçando a suposição de que os preços não estão baseados nos seus valores fundamentais.

5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O presente trabalho teve como objetivo geral identificar se há evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007. Para a consecução deste objetivo geral, foram considerados os seguintes objetivos específicos:

- i. Construir um índice que representa a distribuição de dividendos no Brasil, utilizando as mesmas ações presentes nas carteiras teóricas do Índice Bovespa no período de 1994 a 2007.
- ii. Testar a existência de cointegração entre o Índice Bovespa e Índice de Dividendos.
- iii. Fazer testes setoriais, para evidenciar se há bolhas de preços em setores específicos da economia.
- iv. Utilizar o teste de causalidade Granger tanto no mercado em geral como nos setores. Espera-se que, se os preços das ações baseiem-se nos fundamentos, isto é, nos dividendos, então os dividendos deveriam causar (preceder) os preços, e não ao contrário.

Para cumprir o objetivo (ii) foi testada a cointegração entre o Ibovespa, que representa o preço médio ponderado das ações mais líquidas do mercado brasileiro, e o Idividendos, que foi construído com base na própria carteira teórica do Ibovespa com o objetivo de representar a distribuição média de dividendos. Para haver cointegração, conforme explicado na Metodologia, as duas variáveis devem ter uma raiz unitária. No primeiro teste para o período de 1994 a 2007 somente o Ibovespa possuía raiz unitária, inviabilizando os demais passos dos testes, uma vez que o Idividendos não satisfaz a condição de ser $I(1)$, sendo constatada a não – cointegração, o que resulta no indício de que haja bolhas de preços neste período. Por ser visivelmente claro no gráfico 2 que a partir do ano 2000 a série Idividendos tem tendência crescente sendo não – estacionária, foram feitos testes em dois períodos distintos, com objetivo de evidenciar se os resultados poderiam ser diferentes nos períodos de 1994 a 1999 e 2000 a 2007, por apresentarem uma tendência distinta, enquanto o primeiro apresenta-se estacionário, o segundo é não – estacionário. No primeiro período, de 1994 a 1999 o Idividendos continuou estacionário, inviabilizando a cointegração. No período de 2000 a 2007 o mesmo passou a ter raiz unitária e o Ibovespa também. Desta forma pôde-se seguir para o segundo passo do teste Engle-Granger, onde foi realizada a regressão como especificado na análise dos resultados. Depois de salvos os resíduos, foi feito o teste *ADF* de raiz unitária, o

qual constatou não – estacionariedade, o que resulta na não – cointegração entre as variáveis, indicando mais uma vez evidências de bolhas de preços. Para estes mesmos dados foi realizado também o teste de cointegração de Johansen, com o intuito de confirmar os resultados obtidos com o teste Engle-Granger. Os resultados do novo teste confirmam o do teste Engle-Granger, pois no teste de Johansen não foi encontrado nenhum vetor de cointegração, tanto pela estatística traço quanto do máximo autovetor.

Seguindo o objetivo (iv) foi feito o teste de causalidade de Granger, que indicou que os dividendos não “Causam Granger” o Ibovespa, ou seja, os dividendos não precedem os preços como deveria acontecer caso seguissem seu valor fundamental.

O objetivo (iii) diz respeito à realização de testes setoriais. O mercado brasileiro foi segregado em 20 setores; sendo adotada a divisão utilizada pelo banco de dados Economatica®. Depois de colhidos os dados, os setores de agro e pesca, software e dados, transportes e serviços foram excluídos por que as empresas que os compunham não tinham dados suficientes para a realização dos testes. Como resultado, foi obtido que, na grande maioria dos setores, ao nível mais rigoroso de significância (1%), 88% das empresas neles selecionadas não mantinham relação de longo prazo entre preços e dividendos, apenas um setor o de construção civil, apresentou 50% de ações com cointegração, mas vale ressaltar que neste setor foram listadas apenas duas empresas, possuindo a menor relação amostra/população (6,1%) dentre os setores. Os testes de causalidade de Granger reforçam as evidências de bolhas de preços, uma vez que ao nível de significância de 1%, o mais rigoroso, 82% dos setores não apresentaram nenhuma causalidade na direção dividendos – preços das ações.

Desta forma, buscando responder ao problema de pesquisa: **“há evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007?”** fica constatado neste estudo que, no mercado brasileiro tanto de forma geral quanto setorial, de acordo com a metodologia utilizada, há fortes indícios da existência de bolhas de preços no período de 1994 a 2007.

Estes resultados estão em consonância com os encontrados por Martin *et. al* (2004) que constataram a presença de bolhas de preços racionais no mercado acionário brasileiro, a partir da identificação de mudança de regime do processo de geração de retornos, para o período pós Plano Real (julho de 1994 a março de 2004) e Sornette (2004) que utilizando de métodos da econofísica, encontrou uma bolha especulativa no mercado acionário do Brasil entre maio e agosto de 1997.

Esta pesquisa não buscou identificar o que causou a formação do processo de bolha de preços, nem quando este processo começou, apenas identificou a possível existência de bolha de preços mercado brasileiro no período de 1994 a 2007. A identificação do início das bolhas e dos fatos geradores deste processo fica aqui registrada como recomendação para uma nova pesquisa.

REFERÊNCIAS

- ASSAF NETO, Alexandre. Finanças Corporativas e Valor – São Paulo: Atlas, 2003.
- BANZ, R. The relationship between return and market value of common stock. **Journal of Financial Economics**, 9, p.3-18, March, 1981.
- BASU, S. Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of market efficiency. *Journal of finance*, 32, p. 663-682, 1977.
- BAZERMAN, M. H. Judgment in Managerial Decision Making. 5 ed. New York: Wiley, 2002.
- BELO, Neuza M.; BRASIL, Haroldo G. Assimetria Informacional e Eficiência Semiforte do Mercado. **RAE**, Vol. 46, Edição Especial Minas Gerais, 2006.
- BERNOULLI, D. Exposition of a new theory on the measurement of risk. *Commentarii Academiae Scientiarum Imperiales Petropolitanae*, V. 5, p. 175-192, 1738. In: Tradução Econometrica, V. 22, p. 23-26, 1954.
- BERNSTEIN, P. L. *Against the gods: the remarkable story of risk*. New York: John Wiley & Sons, 1996.
- BLACK, F.; JENSEN, M. C.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical tests. In M.C. Jensen (org.). *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger, 1972.
- BONE, ROSE M. B.; RIBEIRO, EDUARDO P. Eficiência Fraca, Efeito Dia-da-Semana e Efeito Feriado no Mercado Acionário Brasileiro: Uma Análise Empírica Sistemática e Robusta. **RAC**, Vol. 6, Nº 1, Jan/Abr 2002, pg.19-37.
- BORDO, MICHAEL D.; OLIVER, JEANNE (2002) “Boom-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy”, NBER Working Paper 8966, Junho.
- BRASIL. Presidência da República. Lei n. 9249 de 26 de dezembro de 1995. Altera a legislação do imposto de renda das pessoas jurídicas, bem como da contribuição social sobre o lucro líquido, e dá outras providências. www.planalto.gov.br
- BREALEY, R., MYERS, S., MARCUS, A. *Fundamentals of Corporate Finance*. McGraw-Hill Primes Custom Publishing, 3 ed., 1995.
- BRENNER, R. Política de Lula levará país à estagnação, diz professor 2004. Disponível em <http://clipping.planejamento.gov.br/Noticias.asp?NOTCod=107814>. Acesso em 11/setembro/2006.
- BROWN, K. C.; W. V. HARLOW; S. M. TINIÇ. **Risk Aversion, Uncertain Information, and Market Efficiency**. *Journal of Financial Economics*, V. 22, pp. 355-85, 1988.
- BROOKS, Chris. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge, 6 reimpressao, 2002.

BROOKS, Chris; KATSARIS, Apostolos. Rational Speculative Bubbles: An Empirical Investigation of the London Stock Exchange. **Bulletin of Economic Research** 55:4, 2003, p. 319:346.

CALDEIRA, L. M.; CAMARGO, A. S.; PIMENTA, T. A Eficiência de Mercado na América Latina: Um Estudo da Hipótese de Caminho Aleatório no Brasil, México, Peru e Argentina. **Anais do Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, 2005.

CASELANI, CESÁR NAZARENO. A Irracionalidade das bolhas. **RAE Executiva**, Vol. 2, Nº 3, agosto/outubro 2003.

DAMODARAN, A. Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2002.

DEBONDT, Werner F.M. and THALER, Richard H., Financial Decision-Making in Markets and Firms: A Behavioral Perspective (Junho 1994). NBER Working Paper No. W4777. Disponível em SSRN: <http://ssrn.com/abstract=420312>

DE LONG, J.B., SHLEIFER, Andrei. SUMMERS, L., WALDMAN, R. 1990. "Noise Trader Risk in Financial Markets." **Journal of Political Economy**, 98, 703-738.

DE MEDEIROS, O.R. Reaction of the Brazilian Stock Market to Positive and Negative Shocks, in Capital Markets in the BRIC Economies, Hyderabad, India: Icfai University Press, 2007.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica** 55, 251-76, 1987.

ENGSTED, T., TANGGAARD, C. Speculative bubbles in stock prices? Tests based on the price-dividend ratio. **Journal of Economic Literature**, 2004.

FACHIN, O. Fundamentos de Metodologia. 3ª Ed., São Paulo: Saraiva, 2001.

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

FAMA, E. F. Efficient capital markets II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. The cross-section of expected stock returns. **Journal of Finance**, 47, p. 427-465, June, 1992.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, 33, p.3-56, 1993.

GONZÁLEZ, EDUARDO ACOSTA. ¿Hay evidencia de burbujas especulativas racionales en el mercado de valores español? **Documento de trabalho primeiro semestre de 2006**. Universidade Las Palmas de Gran Canaria. Departamento de Métodos Quantitativos em Economia e Gestão.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, 37, 424-38, 1969.

GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. 3ªEd., São Paulo: Pearson, 2000.

JENSEN, M. C., MECKLING, W. **Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Capital Structure**. *Journal of Financial Economics*, v. 3, p. 305-360, 1976.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** 12, 231-54, 1988.

KAHNEMAN, D., TVERSKY, A. Prospect theory: an analysis of decision making under risk. **Econometrica**, v.47, n.2, p.263-291, 1979.

LAKONISHOK, J.; SHAPIRO, A. Systematic Risk, total risk and size as determinants of stock markets returns. **Journal of Banking and Finance**, p. 115-132, January, 1986.

LEÃO, Luciano de C. G. **Resultados Contábeis e preços de ações: a hipótese do mercado eficiente em uma abordagem positiva**. *Revista Economia & Gestão*. Belo Horizonte, v. 1, nº 1, v, 1, p. 89-120, janeiro/junho 2001.

LINTZ, A.C. Dinâmica de bolhas de preços e finanças comportamentais: um estudo aplicado ao mercado de cambio brasileiro. Tese (Doutorado não Publicada) FEA/USP, São Paulo, 2004.

LUCAS, ROBERT E., Jr. Asset Prices in an Exchange Economy." *Econometrica* 46, no. 6 (Novembro 1978): 1429 - 1445.

MÁLAGA, FLÁVIO K. Retorno de ações: modelo de Fama e French aplicado ao mercado acionário brasileiro. São Paulo: Saint Paul Editora, 2005.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio Selection: Efficient diversification of investments. Cowles Foundation Monograph, 16. Yale University Press, New Haven, 1959.

MARTIN, D. M. L., KIMURA, H., NAKAMURA W. T., KAYO E. K. Identificando Bolhas De preços Racionais no IBOVESPA (Pós-Plano Real), a partir de Regimes Markovianos de Conversão. **Economia – Revista da ANPEC**, v. 5, n.1, Jan/Jun., 2004.

MARTINS, Gilberto. de A. Epistemologia da pesquisa em administração. São Paulo, 1994. Tese de Livre Docência, Universidade de São Paulo.

MARTINS, Gilberto de A. Estatística Geral e Aplicada. 3ª edição, São Paulo, Editora Atlas, 2005.

NEUMANN-Von J., MORGENSTERN. O. *Theory of games and economic behavior*. Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1944.

QMS – Quantitative Micro Software. **E-Views 5 User's Guide**. Irvine, CA: QMS, 2004.

ROBERTS, H. V. Statistical versus clinical prediction of the stock market. **Unpublished work presented in the Conference of Securities Price Analysis**. Chicago, 1967.

ROSS, STEPHEN A. Administração Financeira/ Stephen Ross, Randolph W. Westerfield, Jeffrey F. Jaffe; tradução Antonio Zoratto Sanvicente. - 2. ed. - São Paulo: Atlas, 1995.

SANTONI, G. J (1987). The great Bull markets 1924-1929 and 1982-1987: Speculative Bubbles or Economic Fundamentals? Federal Reserve Bank of Saint Louis, p. 19-29.

SHACHMUROVE, Y. The Behavior of Secondary European Stock Markets to Positive and Negative Shocks. *International Journal of Business*, 7(2), 2002.

SHARPE, W. F. Portfolio Theory and Capital Markets. New York: McGraw Hill, 1970.

SHILLER, R. Stock prices and Social Dynamics. **Brookings Papers on Economic Activity**, v.2, p. 457-510, 1981.

SHILLER, R. **Exuberância irracional**. São Paulo: Editora Makron Books, 2000.

SHILLER, R. Bubbles, human judgment, and expert opinion. *Financial Analysts Journal*; May/June 2002; 58, 3; Academic Research Library pg. 18.

SHILLER, R. From efficient markets theory to behavioral finance. **Journal of Economic Perspectives**, v. 17, n.1, p. 83-104, Winter, 2003.

SMITH, V.L., SUCHANEK, G.L., WILLIAMS, A.W. Bubbles, Crashes and endogenous expectations in experimental spot asset markets. **Econometrica**, v.56, p.1119-1151, 1988.

SORNETTE, D. Why stock markets crash: critical events in complex financial systems. Princeton University Press 2004.

TAYLOR, MARK P.; PEEL, DAVID A. Periodically Collapsing Stock Price Bubbles: a Robust Test. *Economics Letters* 61, 1998, pg. 221-228.

TOBIN, J. Liquidity preference as behavior toward risk. *The Review of Economic Studies*, p. 65-86, February, 1958.

WATSHAM. T.J.; PARRAMORE, K. Quantitative Methods in Finance. London: Thomson, 1997.

WATTS, Ross L., e ZIMMERMAN, Jerold L.. Positive Accountin Theory. New Jersey: Prentice-Hall, 1986.

WEINSTEIN, N. Unrealistic Optimism about Future Life Events. *Journal of Personality and Social Psychology*, v. 39, p. 806-820, 1980.

WESTON, J. Fred; BRIGHAM, Eugene F. Fundamentos da Administração Financeira. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

WU, Y. Rational bubbles in the stock market: accounting for the US stock price volatility. *Economic Inquiry*, v. 25, p.309-319, April, 1997.

BIBLIOGRÁFIA CONSULTADA

ACKERT, L.F., CHARUPAT, N., CHURCH, B.K., DEAVES, R. Bubbles in experimental asset markets: irrational exuberance no more. Federal Reserve Bank of Atlanta. **Working Paper**, n.24, 2002.

AHMED, E., KOPPL, R., ROSSER, B.J.Jr., WHITE, M.V. Complex bubble persistence in closed-end country funds. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v.32, p.19-37, 1997.

AHMED, E., ROSSER, B.J.Jr., UPPAL J.Y. *Evidence of nonlinear speculative bubbles in pacific-rim stock markets*. **Quarterly Review of Economics and Finance**, v.39 n.1, p.21-36, 1999.

ANDERSEN, J.V., SORNETTE, D. *Fearless versus fearful speculative financial bubbles*. **Physica A**, v.337, p. 565-585, 2004.

BARBOSA, F.H. O valor da moeda e a teoria dos preços dos ativos. **Revista Brasileira de Economia**, v.59, n.2, p.245-265, Apr./June, 2005.

BLANCHARD, O.J., WATSON, M. W. Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets. **NBER Working Paper Series**, Working Paper, n. 945, Jul, 1982.

CAMPBELL, J., SHILLER R. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. **The Journal of Finance**, v.43, p. 661-76, July, 1988.

CAMPBELL, J., SHILLER R. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. **Review of Financial Studies**, v.1, n.3, p. 195-228, 1989.

COCHRANE, J.H. Explaining the Variance of Price Dividend Ratios. **Review of Financial Studies**, v.5, n.2, pp. 243-80, 1992.

COGLEY, T. Should the Fed take deliberate steps to deflate asset price bubbles? **FRBSF Economic Review**, n.1, 1999. p.43-53 1999.

DE MEDEIROS, O. R. ; MATSUMOTO, A. S. . Market Reaction to Stock Issues in Brazil: Insider Trading, Volatility Effects and the New Issues Puzzle. **Investment Management and Financial Innovations**, v. 3, n. 1, p. 142-150, 2006.

DIBA, B., GROSSMAN, H. Explosive Rational Bubbles in Stock Prices? **American Economic Review**, v.78, p. 520-30, June 1988a.

DIBA, B., GROSSMAN, H. The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices. **The Economic Journal**, v.98, p. 746- 54, Sep. 1988b.

FAMA, Eugene F.; MACBETH J. Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, n. 81, n. 3, p. 607-636, 1973.

FLOOD, R. P.; GARBER, P. M. Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests. **Journal of Political Economy**, v. 88, n. 4, p. 745-70, Aug. 1980.

GORDON, M.J. Dividends, Earnings, and Stock Prices. **Review of Economic and Statistics**, v.41, n.2, p.1, p. 99-105, May, 1959.

GORDON, M.J. Optimal Investment and Financing Policy. **The Journal of Finance**, v.18, n.2, p. 264-72, May, 1963.

JOHANSEN, S.; JOSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210, 1990.

KELLEHER, D., KIM, G.S., KIM, S. Evidence of bubbles in the Korean Stock Markets. **Journal of Economic Literature**, April, 2001.

LEROY, S. F. Rational Exuberance. **Journal of Economic Literature**, v. 42, n. 3, Sep. 2004.

LEROY, S., PORTER, R. The Present Value Relation: Tests Based on Variance Bounds. **Econometrica**, v.49, n.3, May, p. 555-574, 1981.

LINTZ, A., RENVI, L. Estudo do comportamento de administradores de capital de terceiros frente a situações de risco: uma análise através da teoria das expectativas. Anais do 22º Enanpad, Foz do Iguaçu – PR, Setembro, 1998.

MUTH, J.F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. **Econometrica**, v.29, n.3, p. 315-35, Jul. 1961.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. Econometric models and economic forecasts. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 1998.

ROCHMAN, R.R; EID JR., W. Insiders Conseguem Retornos Anormais?: Estudos de Eventos Sobre as Operações de Insiders das Empresas de Governança Corporativa Diferenciada da Bovespa. Enanpad, Salvador, 2006.

SHLEIFER, A., SUMMERS, L. H. The noise trader approach to finance. **Journal of Economic Perspectives**, v.4, n.2, p.19-33, Spring, 1990.

SILVA, N.M.B.G. Eficácia da Análise técnica no mercado accionista português. Estudos do GEMF, n.9, **Working Paper**, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, 2001.

STIGLITZ, J. E. Symposium on bubbles. **Journal of Economic Perspectives**, v.4, n. 2, p. 13-18, Spring, 1990.

WEST, K. D. A Specification Test for Speculative Bubbles. **Quarterly Journal of Economics**, v.102, p.553-580, 1987.

APÊNDICES

Tabela A-1: Setores e ações componentes da amostra

SETORES	AÇÕES	SETORES	AÇÕES	
Alimentos e Bebidas	Ambev-PN	Financas e Seguros	Alfa Financ-PN	
	Ambev-ON		Alfa Financ-ON	
	Eleva-ON		Alfa Invest-PN	
	Perdigao S/A-ON		Alfa Invest-ON	
	Sadia S/A-ON		Amazonia-ON	
	Sadia S/A-PN		Banrisul-PNA	
	Vigor-PN		Banrisul-ON	
Comercio	Globex-PN		Bradesco-PN	
	Graziotin-PN		Bradesco-ON	
	Lojas Americ-PN		Brasil-ON	
	Lojas Americ-ON		Itaubanco-PN	
	Lojas Renner-ON		Itaubanco-ON	
	P.Acucar-PN		Merc Brasil-PN	
Construção	Cyrella Realty-ON		Nord Brasil-PN	
	Joao Fortes-ON	Nord Brasil-ON		
		Unibanco-UnN1		
Eletroeletronicos	Brasmotor-PN	Unibanco-ON	Unibanco-PN	
	Brasmotor-ON		Mineracao	Magnesita-PNA
	Whirlpool-PN			Magnesita-ON
	Whirlpool-ON			Vale R Doce-PNA
Energia Eletrica		Vale R Doce-ON		
	Celesc-PNB	Minerais não Metálicos	Eternit-ON	
	Celpe-PNA		Outros	Alfa Consorc-ON
	Cemig-ON			Alfa Consorc-PNF
	Cemig-PN	Alfa Holding-ON		
	Coelba-ON	Alfa Holding-PNA		
	Coelba-PNA	Alfa Holding-PNB		
	Coelce-PNA	Dixie Toga-PN		
	Copel-ON	Duratex-PN		
	Copel-PNA	Itausa-PN		
	Copel-PNB	Itausa-ON		
	Eletrabras-ON	Mont Aranha-ON		
	Eletrabras-PNB	Sabesp-ON		
Máquinas Inds	Bardella-PN	Saraiva Livr-PN		
	Inds Romi-ON	Souza Cruz-ON		
	Weg-ON	Trevisa-PN		

Tabela A-1 (continuação): Setores e ações componentes da amostra

SETORES	AÇÕES	SETORES	AÇÕES	
Papel e Celulose	Aracruz-ON	Telecomunicações	Brasil T Par-PN	
	Aracruz-PNB		Brasil Telec-ON	
	Klabinsa-PN		Brasil Telec-PN	
	Suzpapel-PNA		Telemar-PN	
	V C P-PN		Telemar-ON	
Petróleo e Gas	Ipiranga Dis-PN		Telemar N L-PNA	
	Ipiranga Pet-ON		Telemar N L-PNB	
	Ipiranga Pet-PN		Telemig Part-PN	
	Ipiranga Ref-ON		Telemig Part-ON	
	Ipiranga Ref-PN		Telesp-ON	
	Petrobras-PN		Telesp-PN	
	Petrobras-ON		Tim Part S/A-PN	
			Tim Part S/A-ON	
Química	Bombril-PN		Textil	Alpargatas-PN
	Braskem-ON			Alpargatas-ON
	Braskem-PNA			Coteminas-ON
	Fosfertil-PN			Coteminas-PN
	Millennium-PNA	Guararapes-ON		
	Petroq Uniao-ON	Guararapes-PN		
	Petroq Uniao-PN	karsten-PN		
	Unipar-PNB	Marisol-PN		
	Unipar-ON	Pettenati-PN		
Siderur & Metalur	Confab-PN	Veiculos e Pecas	Embraer-ON	
	Ferbasa-PN		Fras-Le-PN	
	Fibam-PN		Marcopolo-PN	
	Forjas Taurus-PN		Marcopolo-ON	
	Gerdau-PN		Metal Leve-PN	
	Gerdau-ON		Randon Part-PN	
	Gerdau Met-ON		Randon Part-ON	
	Gerdau Met-PN		Schulz-PN	
	Mangels Indl-PN			
	Metisa-PN			
	Sid Nacional-ON			
	Tekno-PN			
	Usiminas-PNA			
	Usiminas-ON			

Tabela A-2: Coeficientes das regressões para os testes de cointegração

Nº	Empresa	Classe	α	β	R^2	Erro padrão α	Erro padrão β
1	Ambev	PN	3,3019	0,7012	0,5090	0,0492	0,0535
2	Ambev	ON	3,4946	0,7600	0,6214	0,0443	0,0491
3	Eleva	ON	1,6661	0,2637	0,1266	0,0833	0,0649
4	Perdigao S/A	ON	3,5156	0,7806	0,1612	0,3436	0,3054
5	Sadia S/A	ON	1,1340	-0,3707	0,0567	0,3809	0,2556
6	Sadia S/A	PN	0,0677	-0,4695	0,1200	0,1244	0,0990
7	Vigor	PN	-0,9780	-0,1809	0,0441	0,2110	0,1315
8	Globex	PN	2,2303	-0,0879	0,0044	0,2253	0,1575
9	Grazziotin	PN	2,4551	1,1987	0,5018	0,1076	0,1505
10	Lojas Americ	PN	-0,0666	-0,3163	0,0141	0,3539	0,2319
11	Lojas Americ	ON	0,7604	0,1701	0,0043	0,3997	0,2549
12	Lojas Renner	ON	3,3966	0,4556	0,0665	0,2719	0,3286
13	P.Acucar-CBD	PN	3,4673	0,1025	0,0204	0,0587	0,0621
14	Cyrella Realty	ON	2,5351	-0,1567	0,0213	0,3182	0,2008
15	Joao Fortes	ON	0,2976	0,3128	0,0292	0,3907	0,2690
16	Brasmotor	PN	-2,1259	-0,4205	0,1499	0,1609	0,0977
17	Brasmotor	ON	-1,8459	-0,5424	0,1044	0,4112	0,2423
18	Whirlpool	PN	0,2780	0,2365	0,0514	0,1192	0,1021
19	Whirlpool	ON	1,4894	0,7890	0,2525	0,2455	0,2363
20	Celesc	PNB	3,1679	0,2610	0,1724	0,0430	0,0569
21	Celpe	PNA	1,7182	0,6213	0,2827	0,0727	0,1086
22	Cemig	ON	2,2780	0,4626	0,3460	0,0393	0,0509
23	Cemig	PN	2,5663	0,4393	0,4147	0,0323	0,0418
24	Coelba	ON	1,0230	1,4723	0,5593	0,1424	0,2017
25	Coelba	PNA	-0,6765	2,8807	0,6161	0,3176	0,5360
26	Coelce	PNA	1,7392	0,3956	0,2076	0,0695	0,0740
27	Copel	ON	2,7975	0,2065	0,1396	0,0343	0,0419
28	Copel	PNA	2,4079	0,0907	0,0174	0,0784	0,1314
29	Copel	PNB	3,0083	0,2544	0,2175	0,0307	0,0450
30	Eletronbras	ON	3,1114	-0,0218	0,0062	0,0260	0,0217
31	Eletronbras	PNB	2,7441	0,1095	0,0733	0,0236	0,0306
32	Alfa Financ	PN	-0,1052	-0,2879	0,1208	0,1660	0,0942
33	Alfa Financ	ON	-0,1840	-0,7669	0,5129	0,1348	0,1068
34	Alfa Invest	PN	1,3633	0,2747	0,0316	0,2114	0,1370
35	Alfa Invest	ON	1,7913	0,4797	0,0902	0,2536	0,1606
36	Amazonia	ON	-1,3301	0,1818	0,0158	0,2104	0,1691
37	Banrisul	PNA	1,8570	0,4121	0,3203	0,0909	0,0795
38	Banrisul	ON	2,1683	0,6888	0,5669	0,1070	0,1003
39	Bradesco	PN	2,6874	1,2293	0,4934	0,0542	0,0970
40	Bradesco	ON	2,3606	0,9890	0,3661	0,0632	0,1013
41	Brasil	ON	2,5008	0,8284	0,6343	0,0642	0,0550
42	Itaubanco	PN	3,2071	1,1368	0,6525	0,0765	0,0646
43	Itaubanco	ON	3,1525	1,1993	0,6937	0,0814	0,0694
44	Merc Brasil	PN	-2,0787	-0,6011	0,1063	0,2794	0,2417
45	Nord Brasil	PN	-5,8591	-0,2348	0,0811	0,1662	0,1152
46	Nord Brasil	ON	-5,9365	-0,2511	0,0801	0,2268	0,1505

Tabela A-2 (continuação): Coeficientes das regressões para os testes de cointegração

Nº	Empresa	Classe	α	β	R ²	Erro padrão α	Erro padrão β
47	Unibanco	UnN1	2,5905	0,4178	0,0899	0,1939	0,1262
48	Unibanco	ON	0,8495	-0,4778	0,1151	0,1633	0,1136
49	Unibanco	PN	0,5934	-0,2174	0,0484	0,1063	0,0755
50	Bardella	PN	4,2314	-0,0941	0,0270	0,1110	0,0492
51	Inds Romi	ON	2,5264	1,1137	0,7278	0,1327	0,0993
52	Weg	ON	0,7726	-0,2002	0,0098	0,2472	0,1761
53	Magnesita	PNA	-4,2016	1,8198	0,6634	0,0798	0,1058
54	Magnesita	ON	-3,5952	1,8104	0,4730	0,1734	0,2577
55	Vale R Doce	PNA	2,3714	0,8158	0,1623	0,1323	0,1439
56	Vale R Doce	ON	2,5995	1,0615	0,2496	0,1283	0,1455
57	Eternit	ON	0,5286	0,1522	0,0255	0,0829	0,0822
58	Alfa Consor	ON	1,0319	0,2726	0,1533	0,1078	0,0820
59	Alfa Consor	PNF	0,7483	0,1890	0,0603	0,1162	0,0856
60	Alfa Holding	ON	1,2701	0,5046	0,4609	0,0886	0,0652
61	Alfa Holding	PNA	-0,7331	-0,6333	0,2209	0,2184	0,1442
62	Alfa Holding	PNB	0,4427	0,0036	0,0000	0,0970	0,1022
63	Dixie Toga	PN	0,4064	0,1412	0,0110	0,1755	0,1625
64	Duratex	PN	2,4025	0,2148	0,0232	0,1253	0,1082
65	Itausa	PN	0,2100	-0,2775	0,0184	0,2294	0,1574
66	Itausa	ON	0,1086	-0,5345	0,0477	0,3570	0,2621
67	Mont Aranha	ON	1,6619	0,7794	0,1729	0,2521	0,2258
68	Sabesp	ON	3,0424	-0,1711	0,1430	0,0381	0,0382
69	Saraiva Livr	PN	3,0652	0,5137	0,0409	0,2086	0,3038
70	Souza Cruz	ON	1,5367	0,8279	0,2090	0,1294	0,1254
71	Trevisa	PN	3,6941	0,0133	0,0003	0,1593	0,1252
72	Aracruz	ON	2,2266	0,6090	0,1139	0,2252	0,2090
73	Aracruz	PNB	2,2803	0,6356	0,2679	0,1039	0,0841
74	Klabinsa	PN	0,4164	-0,2451	0,0403	0,1108	0,0971
75	Suzpapel	PNA	2,9506	1,0394	0,5154	0,1067	0,0861
76	V C P	PN	3,0629	0,7168	0,6443	0,0415	0,0450
77	Ipiranga Dis	PN	1,9630	0,7881	0,2804	0,0684	0,1134
78	Ipiranga Pet	ON	2,4826	0,5523	0,1919	0,0945	0,1501
79	Ipiranga Pet	PN	2,2163	0,2368	0,0898	0,0410	0,0602
80	Ipiranga Ref	ON	3,0932	-1,4151	0,4459	0,1281	0,2559
81	Ipiranga Ref	PN	2,2990	-0,3047	0,0284	0,0810	0,1656
82	Petrobras	PN	2,7687	0,8539	0,5037	0,0527	0,0658
83	Petrobras	ON	2,5650	1,0397	0,3413	0,0717	0,1121
84	BombriL_pn_a	PN	2,7792	0,5398	0,3529	0,0526	0,0738
85	Braskem	ON	2,2149	-0,4411	0,2248	0,1053	0,1385
86	Braskem	PNA	1,9911	-0,3051	0,1013	0,0532	0,0755
87	Fosfertil_pn_a	PN	1,8612	0,4141	0,0649	0,0916	0,1235
88	Millennium_pr	PNA	-2,3256	0,4474	0,0441	0,4255	0,3574
89	Petroq Uniao	ON	2,3569	1,2049	0,6634	0,1414	0,1517
90	Petroq Uniao	PN	1,9503	0,9620	0,5181	0,1069	0,1251
91	Unipar	PNB	-0,1838	0,7709	0,1724	0,1320	0,1343
92	Unipar	ON	0,6036	0,4997	0,0605	0,2213	0,2522

Tabela A-2 (continuação): Coeficientes das regressões para os testes de cointegração

Nº	Empresa	Classe	α	β	R ²	Erro padrão α	Erro padrão β
93	Confab	PN	-0,7722	-0,7268	0,2682	0,1391	0,1049
94	Ferbasa	PN	2,6023	1,1874	0,6020	0,0634	0,0956
95	Fibam	PN	1,1089	1,0588	0,1308	0,5239	0,4902
96	Forjas Taurus	PN	0,2978	0,3538	0,0659	0,1744	0,1122
97	Gerdau	PN	2,1096	1,0573	0,3223	0,1145	0,1193
98	Gerdau	ON	2,6793	1,3440	0,8175	0,0535	0,0743
99	Gerdau Met	ON	2,1520	1,6155	0,9046	0,0533	0,0602
100	Gerdau Met	PN	2,1939	1,3355	0,8791	0,0421	0,0390
101	Mangels Indl	PN	1,7704	-0,0985	0,0057	0,1900	0,1400
102	Metisa	PN	3,5177	2,2132	0,3880	0,3836	0,2963
103	Sid Nacional	ON	1,8315	0,7282	0,4156	0,0874	0,0678
104	Tekno	PN	0,3709	2,1925	0,8110	0,2592	0,1740
105	Usiminas	PNA	2,1906	0,7636	0,4430	0,0588	0,0673
106	Usiminas	ON	2,3610	0,9460	0,5677	0,0760	0,0817
107	Brasil T Par	PN	2,9475	-0,0583	0,0152	0,0231	0,0464
108	Brasil Telec	ON	2,6461	0,1856	0,1661	0,0400	0,0398
109	Brasil Telec	PN	2,3425	0,2400	0,2177	0,0254	0,0355
110	Telemar	PN	3,6021	-0,0930	0,0453	0,0287	0,0427
111	Telemar	ON	3,5889	0,0199	0,0004	0,0636	0,0947
112	Telemar N L	PNA	3,8934	-0,0250	0,0065	0,0561	0,0372
113	Telemar N L	PNB	3,7775	0,0545	0,0241	0,0649	0,0393
114	Telemig Part	PN	3,8247	-0,1469	0,0974	0,0279	0,0452
115	Telemig Part	ON	4,2858	0,2077	0,1571	0,0319	0,0486
116	Telesp	ON	2,4205	0,3519	0,4517	0,0533	0,0335
117	Telesp	PN	2,7995	0,3140	0,5095	0,0360	0,0239
118	Tim Part S/A	PN	1,5834	-0,0379	0,0059	0,0730	0,0477
119	Tim Part S/A	ON	1,3885	-0,1102	0,0267	0,0989	0,0647
120	Alpargatas	PN	2,6076	1,0025	0,6080	0,0616	0,0698
121	Alpargatas	ON	2,7278	1,2085	0,5724	0,0842	0,1153
122	Coteminas	ON	2,7238	0,4383	0,2801	0,0817	0,0762
123	Coteminas	PN	2,7588	0,3419	0,2508	0,0559	0,0505
124	Guararapes	ON	5,0124	1,9393	0,3805	0,2997	0,2608
125	Guararapes	PN	4,2207	1,5393	0,2375	0,2980	0,2845
126	karsten	PN	-2,8439	0,6311	0,2875	0,2419	0,1845
127	Marisol	PN	0,2160	0,1143	0,0089	0,1981	0,1763
128	Pettenati	PN	1,5232	0,9141	0,4105	0,1583	0,1477
129	Embraer	ON	2,8533	0,5364	0,1148	0,1077	0,1434
130	Fras-Le	PN	1,6271	0,3171	0,0457	0,2543	0,1641
131	Marcopolo	PN	-0,0678	-0,5231	0,2116	0,1145	0,0866
132	Marcopolo	ON	0,8235	-0,3803	0,2121	0,1732	0,1466
133	Metal Leve	PN	2,4812	0,7322	0,7231	0,0491	0,0436
134	Randon Part	PN	0,4867	-0,1478	0,0048	0,2798	0,1950
135	Randon Part	ON	0,8302	-0,5652	0,0684	0,5377	0,3686
136	Schulz	PN	1,2249	-0,4063	0,0559	0,3419	0,2387

Tabela A-3: Testes de raiz unitária nos

N°	Empresa	Classe	Augmented Dickey-			
			Fuller test statistic	1% level	5% level	10% level
1	Ambev	PN	-3,4892	-3,4697	-2,8787	-2,5760
2	Ambev	ON	-3,1793	-3,4793	-2,8829	-2,5782
3	Eleva	ON	-2,0684	-3,4977	-2,8909	-2,5825
4	Perdigao S/A	ON	-0,7513	-3,7115	-2,9810	-2,6299
5	Sadia S/A	ON	0,4248	-4,2971	-3,2127	-2,7477
6	Sadia S/A	PN	-1,1580	-3,4702	-2,8789	-2,5761
7	Vigor	PN	0,5606	-3,7241	-2,9862	-2,6326
8	Globex	PN	0,7902	-3,8877	-3,0521	-2,6672
9	Grazziotin	PN	-1,8489	-3,9228	-3,0659	-2,6745
10	Lojas Americ	PN	0,4655	-3,4922	-2,8884	-2,5809
11	Lojas Americ	ON	0,3206	-3,6959	-2,9750	-2,6265
12	Lojas Renner	ON	-1,3772	-3,7343	-2,9907	-2,6348
13	P.Acucar-CBD	PN	-1,6215	-3,4946	-2,8895	-2,5815
14	Cyrella Realty	ON	-3,0957	-3,6852	-2,9705	-2,6242
15	Joao Fortes	ON	0,2133	-3,5814	-2,9271	-2,6013
16	Brasmotor	PN	-2,0577	-3,5345	-2,9069	-2,5907
17	Brasmotor	ON	-1,3038	-3,7667	-3,0038	-2,6417
18	Whirlpool	PN	-1,2493	-3,5457	-2,9118	-2,5932
19	Whirlpool	ON	-0,7975	-4,1366	-3,1483	-2,7180
20	Celesc	PNB	-1,2559	-3,5101	-2,8963	-2,5851
21	Celpe	PNA	-1,3311	-3,6496	-2,9558	-2,6164
22	Cemig	ON	-2,3934	-3,4741	-2,8804	-2,5767
23	Cemig	PN	-2,6309	-3,4815	-2,8837	-2,5784
24	Coelba	ON	0,8408	-3,8877	-3,0521	-2,6672
25	Coelba	PNA	-1,9089	-4,2207	-3,1801	-2,7349
26	Coelce	PNA	-0,8919	-3,5164	-2,8991	-2,5865
27	Copel	ON	-1,2348	-3,4789	-2,8825	-2,5778
28	Copel	PNA	-2,5339	-4,4613	-3,2695	-2,7822
29	Copel	PNB	-1,6303	-3,4922	-2,8884	-2,5809
30	Eletrobras	ON	-2,8467	-3,4767	-2,8815	-2,5773
31	Eletrobras	PNB	-2,6371	-3,4767	-2,8815	-2,5773
32	Alfa Financ	PN	-0,0605	-3,7497	-2,9969	-2,6381
33	Alfa Financ	ON	-0,6883	-3,9228	-3,0659	-2,6745
34	Alfa Invest	PN	0,3483	-3,6171	-2,9422	-2,6092
35	Alfa Invest	ON	1,7820	-3,8067	-3,0199	-2,6502
36	Amazonia	ON	-1,6780	-3,7204	-2,9850	-2,6318
37	Banrisul	PNA	-1,2454	-3,6752	-2,9665	-2,6220
38	Banrisul	ON	-0,5943	-4,8875	-3,4239	-2,8640
39	Bradesco	PN	0,3238	-3,4717	-2,8793	-2,5761
40	Bradesco	ON	0,0940	-3,4717	-2,8793	-2,5761
41	Brasil	ON	-3,3549	-3,4865	-2,8859	-2,5796
42	Itaubanco	PN	-2,9021	-3,4717	-2,8793	-2,5761
43	Itaubanco	ON	-0,9900	-3,5745	-2,9241	-2,5997
44	Merc Brasil	PN	-0,1747	-3,9635	-3,0818	-2,6829
45	Nord Brasil	PN	1,0253	-4,2207	-3,1801	-2,7349
46	Nord Brasil	ON	0,5068	-4,6405	-3,3350	-2,8169

resíduos

Tabela A-3 (continuação): Testes de raiz unitária nos resíduos

N°	Empresa	Classe	Augmented Dickey-			
			Fuller test statistic	1% level	5% level	10% level
47	Unibanco	UnN1	-0,310265	-3,5082	-2,8955	-2,5846
48	Unibanco	ON	0,867709	-3,5213	-2,9012	-2,5876
49	Unibanco	PN	0,582809	-3,4746	-2,8806	-2,5768
50	Bardella	PN	-0,734397	-3,5226	-2,9017	-2,5879
51	Inds Romi	ON	0,064531	-3,8572	-3,04	-2,6608
52	Weg	ON	0,632339	-3,4826	-2,8842	-2,5787
53	Magnesita	PNA	-1,455434	-3,4934	-2,8889	-2,5812
54	Magnesita	ON	2,090089	-3,9228	-3,0659	-2,6745
55	Vale R Doce	PNA	-1,011778	-3,4715	-2,8792	-2,5761
56	Vale R Doce	ON	-2,012685	-3,4789	-2,8825	-2,5778
57	Eternit	ON	0,445824	-3,4823	-2,884	-2,5786
58	Alfa Consorç	ON	-1,014587	-4,6405	-3,335	-2,8169
59	Alfa Consorç	PNF	-1,136349	-4,0113	-3,1003	-2,6927
60	Alfa Holding	ON	1,641307	-4,0681	-3,1222	-2,7042
61	Alfa Holding	PNA	0,901014	-4,2207	-3,1801	-2,7349
62	Alfa Holding	PNB	0,834076	-4,1366	-3,1483	-2,718
63	Dixie Toga	PN	0,057136	-3,6661	-2,9627	-2,62
64	Duratex	PN	-0,36581	-3,4715	-2,8792	-2,5761
65	Itausa	PN	0,626474	-3,4715	-2,8792	-2,5761
66	Itausa	ON	-0,392008	-3,9228	-3,0659	-2,6745
67	Mont Aranha	ON	-0,468626	-4,0113	-3,1003	-2,6927
68	Sabesp	ON	-1,226004	-3,4922	-2,8884	-2,5809
69	Saraiva Livr	PN	-0,618269	-3,593	-2,932	-2,6039
70	Souza Cruz	ON	-0,165161	-3,473	-2,8799	-2,5764
71	Trevisa	PN	-1,207491	-3,9635	-3,0818	-2,6829
72	Aracruz	ON	-1,447256	-4,0113	-3,1003	-2,6927
73	Aracruz	PNB	0,503495	-3,4826	-2,8842	-2,5787
74	Klabinsa	PN	0,100153	-3,4783	-2,8822	-2,5777
75	Suzpapel	PNA	-2,621912	-3,5055	-2,8943	-2,584
76	V C P	PN	-2,404759	-3,4789	-2,8825	-2,5778
77	Ipiranga Dis	PN	-0,850228	-3,5625	-2,919	-2,597
78	Ipiranga Pet	ON	-0,073425	-4,0113	-3,1003	-2,6927
79	Ipiranga Pet	PN	-1,1145	-3,4752	-2,8809	-2,577
80	Ipiranga Ref	ON	-0,765535	-3,8572	-3,04	-2,6608
81	Ipiranga Ref	PN	-0,660381	-3,5253	-2,9029	-2,5886
82	Petrobras	PN	-1,479872	-3,4715	-2,8792	-2,5761
83	Petrobras	ON	-0,195192	-3,4715	-2,8792	-2,5761
84	Bombril	PN	-2,753978	-3,5226	-2,9017	-2,5879
85	Braskem	ON	-1,069884	-4,2207	-3,1801	-2,7349
86	Braskem	PNA	-2,245166	-3,4826	-2,8842	-2,5787
87	Fosfertil	PN	0,310806	-3,4738	-2,8802	-2,5766
88	Millennium	PNA	0,666832	-4,2207	-3,1801	-2,7349
89	Petroq Uniao	ON	1,426516	-4,2207	-3,1801	-2,7349
90	Petroq Uniao	PN	-0,847953	-3,6752	-2,9665	-2,622
91	Unipar	PNB	-1,31981	-3,4764	-2,8814	-2,5772
92	Unipar	ON	-1,155314	-3,6752	-2,9665	-2,622

Tabela A-3 (continuação): Testes de raiz unitária nos resíduos

			Augmented Dickey-			
Nº	Empresa	Classe	Fuller test statistic	1% level	5% level	10% level
93	Confab	PN	-1,665234	-3,488	-2,8865	-2,5799
94	Ferbasa	PN	-1,253483	-3,5362	-2,9077	-2,5911
95	Fibam	PN	2,229453	-4,8875	-3,4239	-2,864
96	Forjas Taurus	PN	1,296614	-3,4922	-2,8884	-2,5809
97	Gerdau	PN	-1,280554	-3,472	-2,8794	-2,5762
98	Gerdau	ON	-0,369524	-3,5682	-2,9215	-2,5983
99	Gerdau Met	ON	-0,168164	-3,5814	-2,9271	-2,6013
100	Gerdau Met	PN	-1,38357	-3,4786	-2,8824	-2,5778
101	Mangels Indl	PN	0,722689	-3,5572	-2,9167	-2,5958
102	Metisa	PN	-0,474108	-3,7497	-2,9969	-2,6381
103	Sid Nacional	ON	-1,441352	-3,4738	-2,8802	-2,5766
104	Tekno	PN	0,642871	-4,0113	-3,1003	-2,6927
105	Usiminas	PNA	-1,855338	-3,4738	-2,8802	-2,5766
106	Usiminas	ON	-1,209885	-3,5501	-2,9137	-2,5942
107	Brasil T Par	PN	-1,695202	-3,4972	-2,8906	-2,5821
108	Brasil Telec	ON	-3,342794	-3,5745	-2,9241	-2,5997
109	Brasil Telec	PN	-2,38641	-3,4746	-2,8806	-2,5768
110	Telemar	PN	-2,037261	-3,5064	-2,8947	-2,5842
111	Telemar	ON	-1,303548	-3,5064	-2,8947	-2,5842
112	Telemar N L	PNA	-2,130452	-3,5297	-2,9048	-2,5896
113	Telemar N L	PNB	-2,170766	-3,5682	-2,9215	-2,5983
114	Telemig Part	PN	-2,63881	-3,5031	-2,8932	-2,5834
115	Telemig Part	ON	-1,969047	-3,5031	-2,8932	-2,5834
116	Telesp	ON	-0,998213	-3,4831	-2,8844	-2,5788
117	Telesp	PN	-2,901751	-3,4715	-2,8792	-2,5761
118	Tim Part S/A	PN	-1,856167	-3,4979	-2,8909	-2,5822
119	Tim Part S/A	ON	-1,182776	-3,4946	-2,8895	-2,5815
120	Alpargatas	PN	-0,589236	-3,5253	-2,9029	-2,5886
121	Alpargatas	ON	-1,441592	-4,0681	-3,1222	-2,7042
122	Coteminas	ON	0,18003	-3,6752	-2,9665	-2,622
123	Coteminas	PN	-1,47543	-3,5039	-2,8936	-2,5836
124	Guararapes	ON	-1,204616	-3,5572	-2,9167	-2,5958
125	Guararapes	PN	-0,79867	-3,6171	-2,9422	-2,6092
126	karsten	PN	-1,415407	-6,7615	-4,0691	-3,2066
127	Marisol	PN	-2,344893	-3,8067	-3,0199	-2,6502
128	Pettenati	PN	1,711878	-3,7343	-2,9907	-2,6348
129	Embraer	ON	-4,896408	-3,494	-2,8892	-2,5813
130	Fras-Le	PN	-0,471631	-3,6019	-2,9358	-2,6059
131	Marcopolo	PN	0,523673	-3,5082	-2,8955	-2,5846
132	Marcopolo	ON	-0,093365	-5,8034	-3,7441	-3,0339
133	Metal Leve	PN	-1,927538	-3,5547	-2,9157	-2,5953
134	Randon Part	PN	-0,756481	-3,5111	-2,8967	-2,5853
135	Randon Part	ON	-1,5134	-4,326	-3,2195	-2,7557
136	Schulz	PN	2,666607	-3,8304	-3,0294	-2,6552

Tabela A-4: Dados do Ibovespa e do Idividendos

Data	Idividendos	Ibovespa	Data	Idividendos	Ibovespa	Data	Idividendos	Ibovespa
jan/94	1744	14210	set/98	1651	12288	mai/03	507	16705
fev/94	2419	14416	out/98	1660	13132	jun/03	492	16171
mar/94	3098	14523	nov/98	1665	16103	jul/03	479	16884
abr/94	2572	11474	dez/98	1732	12615	ago/03	481	18814
mai/94	681	11505	jan/99	2181	15089	set/03	467	19697
jun/94	684	11460	fev/99	2189	16282	out/03	498	22059
jul/94	623	12438	mar/99	2175	19333	nov/03	511	24675
ago/94	681	15489	abr/99	655	20401	dez/03	606	27044
set/94	2406	15699	mai/99	1203	19873	jan/04	753	26376
out/94	2405	13384	jun/99	1203	20795	fev/04	763	26101
nov/94	2403	12633	jul/99	1242	18474	mar/04	800	26441
dez/94	2403	11813	ago/99	1188	18588	abr/04	850	23327
jan/95	2415	10191	set/99	349	19481	mai/04	846	23134
fev/95	2427	8493	out/99	333	20282	jun/04	861	24856
mar/95	2364	7617	nov/99	322	23659	jul/04	861	26016
abr/95	1594	9520	dez/99	369	29173	ago/04	877	26378
mai/95	693	9046	jan/00	482	27801	set/04	947	26801
jun/95	688	8567	fev/00	483	29920	out/04	962	26462
jul/95	679	9007	mar/00	497	30125	nov/04	942	28647
ago/95	624	9914	abr/00	362	26155	dez/04	1060	29610
set/95	2226	10636	mai/00	689	25175	jan/05	1002	27365
out/95	2224	9272	jun/00	616	28091	fev/05	978	31437
nov/95	2257	9691	jul/00	619	27195	mar/05	925	29549
dez/95	2237	9369	ago/00	614	28298	abr/05	1404	27349
jan/96	2535	11078	set/00	423	25926	mai/05	1554	27614
fev/96	2555	10553	out/00	424	24165	jun/05	1525	27449
mar/96	2546	10510	nov/00	424	21528	jul/05	1553	28464
abr/96	2492	10818	dez/00	364	24578	ago/05	1578	30600
mai/96	2111	11854	jan/01	373	28303	set/05	1653	34341
jun/96	2098	12361	fev/01	388	25334	out/05	1630	32585
jul/96	2072	12386	mar/01	422	22931	nov/05	1658	34256
ago/96	2011	12606	abr/01	358	23555	dez/05	1741	35779
set/96	2378	12963	mai/01	490	23037	jan/06	1702	40808
out/96	2385	13098	jun/01	497	22630	fev/06	1749	40883
nov/96	2354	13322	jul/01	498	21235	mar/06	1704	40013
dez/96	2375	14003	ago/01	486	19904	abr/06	1554	42467
jan/97	2235	15658	set/01	496	16260	mai/06	1553	38396
fev/97	2163	17270	out/01	498	17232	jun/06	1511	38582
mar/97	1831	17601	nov/01	503	19469	jul/06	1550	38978
abr/97	1974	19257	dez/01	481	20310	ago/06	1509	38071
mai/97	193	21796	jan/02	460	18931	set/06	1614	38219
jun/97	192	24016	fev/02	454	20809	out/06	1600	41033
jul/97	197	24544	mar/02	457	19536	nov/06	1667	43687
ago/97	221	20233	abr/02	864	19134	dez/06	1435	46114
set/97	1416	22486	mai/02	896	18767	jan/07	1229	46085
out/97	1415	17088	jun/02	901	16186	fev/07	1233	45114
nov/97	1417	17834	jul/02	922	14019	mar/07	1245	46905
dez/97	1438	19274	ago/02	919	14813	abr/07	1050	50008
jan/98	3277	18244	set/02	941	12214	mai/07	1167	53656
fev/98	3278	19749	out/02	941	14216	jun/07	1155	55251
mar/98	3271	22244	nov/02	949	14262	jul/07	1141	54906
abr/98	135	21691	dez/02	1036	14979	ago/07	1205	55108
mai/98	1618	18199	jan/03	979	14224	set/07	1349	60877
jun/98	1618	17885	fev/03	987	13158	out/07	1333	65565
jul/98	1623	19810	mar/03	990	14254	nov/07	1354	63006
ago/98	1638	12036	abr/03	458	15724	dez/07	1366	63886