



Universidade de Brasília
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da
Informação e Documentação - FACE
Departamento de Economia

DETECÇÃO DE BOLHAS QUE ESTOURAM PERIODICAMENTE NO BRASIL USANDO MODELOS AUTO-REGRESSIVOS COM LIMIAR

BRUNO DECIMO SCOLARI

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas, do Programa de Mestrado Acadêmico em Economia do Departamento de Economia da Universidade de Brasília.

Brasília

2011

**DETECÇÃO DE BOLHAS QUE ESTOURAM
PERIODICAMENTE NO BRASIL USANDO MODELOS
AUTO-REGRESSIVOS COM LIMIAR**

BRUNO DECIMO SCOLARI

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas, do Programa de Mestrado Acadêmico em Economia do Departamento de Economia da Universidade de Brasília

Brasília
2011

TERMO DE APROVAÇÃO

DETECÇÃO DE BOLHAS QUE ESTOURAM PERIODICAMENTE NO BRASIL USANDO MODELOS AUTO-REGRESSIVOS COM LIMIAR

BRUNO DECIMO SCOLARI

Dissertação apresentada como requisito para a
obtenção do título de Mestre em Ciências
Econômicas, do Programa de Mestrado Acadêmico
em Economia do Departamento de Economia da
Universidade de Brasília

Prof. José Guilherme de Lara Resende
Presidente da Banca Examinadora

Prof. Daniel Oliveira Cajueiro
Membro interno

Prof. Benjamin Tabak
Membro Externo

Prof. Roberto de Goes Ellery Junior
Membro Suplente

Brasília
2011

AGRADECIMENTOS

Ao professor e amigo Marcelo Costa, pelo apoio e incentivo dado desde a época da graduação até a fase final do mestrado.

Ao professor José Guilherme pela orientação e paciência dos últimos meses.

Aos meus pais por terem me apoiado em todas as etapas da minha vida.

A todas as pessoas que de uma forma ou de outra deixaram sua contribuição neste trabalho.

RESUMO

SCOLARI, Bruno Decimo. DETECÇÃO DE BOLHAS QUE ESTOURAM PERIODICAMENTE NO BRASIL USANDO MODELOS AUTO-REGRESSIVOS COM LIMIAR, 2011. 76f. Dissertação (Mestrado). Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência de Informação e Documentação - Universidade de Brasília, Brasília, 2011.

Em um mercado eficiente, o valor fundamental de uma ação corresponde ao valor presente dos dividendos pagos por essa ação. Na presença de bolhas racionais, o preço de mercado de uma ação é maior que o seu valor fundamental. A maior parte da literatura brasileira analisa a presença de bolhas financeiras por meio de testes de cointegração de Engler-Granger e de Johansen. Esses testes são capazes de detectar as bolhas do tipo explosivas, mas não as bolhas que estouram periodicamente (*periodically collapsing bubbles*). O presente trabalho testou a presença de bolhas que estouram periodicamente na Bolsa de Valores de São Paulo. Para detectá-las, foram usados modelos auto-regressivos com limiar do tipo *Threshold Auto-Regressives* (TAR) e *Momentum Threshold Auto-Regressives* (M-TAR), conforme metodologia proposta por Enders e Siklos (2001). Foram encontradas evidências desse tipo de bolha no período de 1994 a 2009 usando-se modelo M-TAR.

Palavras-chave: Hipótese dos Mercados eficientes, bolhas racionais, bolhas que estouram periodicamente, modelos auto-regressivos com limiar.

ABSTRACT

In an Efficient market, the fundamental value of a stock equals the present value of its future dividends. In the presence of rational bubbles, the market price of a stock is higher than its fundamentals. The major part of Brazilian studies analyses the presence of financial bubbles using Engle and Granger Cointegration Tests and the Johansen Procedure. These tests are capable of detecting explosive bubbles, but not periodically collapsing bubbles. This paper investigates the presence of periodically collapsing bubbles in Brazilian stock market (Bovespa) using the Threshold Auto-Regressives and Momentum Threshold Auto-Regressives cointegration models proposed by Enders and Siklos (2001). Our results suggest the presence of periodically collapsing bubbles in the period from 1994 to 2009.

Key-words: *Market Efficiency Hypothesis, rational bubbles, periodically collapsing bubbles, threshold auto-regressives models.*

SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO	8
2 – REFERENCIAL TEÓRICO.....	12
2.1 - A Hipótese dos Mercados Eficientes (HME)	12
2.2 – Resultados Empíricos.....	15
2.2.1 – Previsibilidade de Retornos Passados	15
2.2.2 – Estudos de Eventos	17
2.2.3 – Testes de Informações Privadas.....	18
2.3 - Anomalias do Mercado.....	19
2.4 – Relação entre Preço e Dividendos	22
2.5 – Modelo do Valor Presente	25
2.5.1 - Vetores Auto-Regressivos (VAR).....	28
2.5.2 - Mecanismos de Correção de Erros (MCE).....	31
3 - BOLHAS RACIONAIS	33
3.1 – Resultados Empíricos.....	34
3.2 – Bolhas que Estouram Periodicamente	37
3.3 - Modelos Auto Regressivos com limiar	38
3.4 – Resultados Empíricos de modelos TAR	41
4 – METODOLOGIA.....	46
5 - RESULTADOS.....	50
5.1 - Testes de Raiz Unitária e Cointegração.....	51
5.2 - Modelos Auto-Regressivos com Limiar - TAR, M-TAR, TARC e M-TARC.....	54
6 – CONCLUSÃO.....	58
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	61
ANEXO A – Resmo do Procedimento e da Programação do Eviews para Determinação dos Modelos TAR, M-TAR, TARC e M-TARC	67
ANEXO B – Output do programa Eviews para os modelos TAR, M-TAR, TARC e M-TARC.	69

1 - INTRODUÇÃO

A Hipótese dos Mercados Eficientes ganhou destaque a partir dos trabalhos de Roberts (1967) e Fama (1970) e até hoje é um dos assuntos mais discutidos em economia e finanças. Fama (1970) definiu como eficiente o mercado no qual o preço de um ativo reflete perfeitamente todo o conjunto de informação disponível sobre ele.

Fama (1970) especificou três tipos de eficiência: i) Eficiência na forma fraca, onde o conjunto de informação relevante para a formação do preço do ativo inclui apenas os preços passados; ii) Eficiência na forma semi-forte, na qual o conjunto de informação refere-se a toda informação publicamente disponível; e iii) Eficiência na forma forte, onde o conjunto de informação reflete toda informação pública e privada existente .

Nos últimos anos, uma importante parte da literatura de economia e finanças testou empiricamente as hipóteses dos mercados eficientes e diversos resultados se mostraram contrários à eficiência dos mercados. Uma das linhas de pesquisa que encontrou os resultados mais promissores foi a que levou em conta a relação entre preços e dividendos (FAMA e FRENCH, 1988b; GOETZMANN e JORION, 1995; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997);

Nos primeiros testes desse tipo eram utilizadas regressões mais simples, por Mínimos Quadrados Ordinários ou Método dos Momentos Generalizados (FAMA e FRENCH, 1988b; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997). Eles levavam em consideração apenas o preço e os dividendos pagos pelas ações¹. Posteriormente, os trabalhos passaram a utilizar também modelos de séries temporais (Vetores auto-regressivos – VAR) e mecanismos de correção de erros (VECM) (HODRICK, 1992; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997; ANCHITE e ISSLER, 2002).

A partir das décadas de 80 e 90, os estudos sobre preços e dividendos incorporaram em sua análise a presença de bolhas racionais financeiras nos preços dos ativos (FROOT e

¹ Outros autores utilizam o retorno da ação e sua taxa de dividendos.

OBSTFELD, 1991; ENDERS e SIKLOS, 2001; BROOKS e KATSARIS, 2003; BOHL, 2003; KOUSTAS e SERLETIS, 2005). Em um mercado eficiente, o preço de um ativo deve refletir o seu valor fundamental – definido como o valor presente do fluxo de caixa futuro descontado por uma taxa de risco apropriada. No mercado acionário, o valor fundamental de uma ação corresponde ao valor presente dos dividendos pagos por essa ação. Na presença de bolhas racionais, o preço de mercado de uma ação refletirá um valor maior que seu valor fundamental.

A existência de bolhas racionais pode ser explicada pelo comportamento dos agentes no mercado. Um investidor poderá pagar um preço acima do valor fundamental da ação caso ele acredite na elevação do preço dessa ação no futuro. Essa diferença entre preço futuro e preço atual da ação gera um retorno ao dono da ação. Enquanto ele acreditar na elevação do preço da ação, ele poderá manter esse tipo de comportamento, alimentando o componente da bolha (BROOKS, 2002; ABREU e BRUNNERMEIER, 2003).

O aumento do número de resultados empíricos indicando a existência de bolhas e as crises financeiras dos últimos anos reforçaram as críticas à HME. Diante disso, alguns defensores da HME reformularam o conceito inicial de eficiência, que passou a considerar a capacidade de um investidor em obter ganhos anormais no mercado. Assim, um mercado será dito eficiente se nenhum agente for capaz de obter lucros extraordinários usando apenas as informações disponíveis no mercado (FAMA, 1997; MALKIEL, 2007).

Como o componente de uma bolha é aleatório, e nenhum agente é capaz de prever com exatidão o surgimento ou estouro de uma bolha, é pouco provável que um investidor consiga obter lucros anormais baseando-se em informações sobre as bolhas financeiras. Dessa forma, um mercado poderá ser considerado eficiente mesmo na presença de bolhas racionais (MALKIEL, 2007).

A maneira mais usual de se detectar bolhas racionais é por meio da análise da cointegração entre preço e dividendo de uma ação. Se essas variáveis forem cointegradas, existirá uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Nesse caso, não haveria um componente bolha no preço dessa ação. Por outro lado, a ausência de cointegração sugere a existência de uma bolha nos preços (BROOKS e KATSARIS, 2003; KOUSTAS e SERLETIS, 2005).

Os principais métodos usados para detecção de bolhas são os testes de Cointegração de Engle-Granger e teste de Cointegração de Johansen. Vários autores utilizaram esses testes e encontraram evidências de bolhas nos EUA (CAMPBELL e SHILLER, 1987; BROOKS e KATSARIS, 2003; BOHL, 2003) e no Brasil (NUNES e SILVA, 2007, 2009; MEDEIROS e FERNANDES, 2009).

Entretanto, esses testes detectam apenas bolhas do tipo explosivas. Eles não são capazes de detectar outros tipos de bolhas, como as bolhas que estouram periodicamente - *periodically collapsing bubbles*² -, devido às características de não-linearidade e assimetria dessas bolhas (EVANS, 1991; ENDERS e SIKLOS, 2001; BOHL, 2003). Assim, esses testes podem concluir erroneamente que um mercado não possui bolhas racionais, mesmo na presença de bolhas que estouram periodicamente.

Para detectá-las, é preciso usar modelos de séries temporais auto-regressivas com limiar (*Threshold Auto-Regressive e Momentum Threshold Auto-Regressives models*), conforme metodologia proposta por Enders e Siklos (2001). Eles são capazes de testar tanto a presença de bolhas que estouram periodicamente como as bolhas explosivas. Por se tratar de um modelo relativamente recente, existem poucos estudos sobre esse tipo de bolha no Brasil. A maior parte dos estudos brasileiros trata apenas de bolhas explosivas, por meio dos testes de cointegração usuais.

O presente trabalho busca contribuir com a literatura de bolhas financeiras e mercados eficientes, verificando a presença de bolhas que estouram periodicamente na Bolsa de Valores de São Paulo. Para detecção dessas bolhas, usaremos os modelos auto-regressivos com limiar do tipo *Threshold Auto-Regressives (TAR)* e *Momentum Threshold Auto-Regressives (MTAR)*.

Além dessa introdução, essa dissertação apresenta outros cinco capítulos. No capítulo 2 é apresentada a Hipótese dos Mercados Eficientes, com ênfase na relação entre preços e dividendos. No terceiro capítulo são discutidas as bolhas racionais nos mercados financeiros e os principais testes usados para detectá-las. No quarto capítulo é apresentada a metodologia

² Definidas por Evans (1991).

usada no trabalho: Testes de Raiz Unitária, Testes de Cointegração de Engle-Granger e de Johansen e modelos *Threshold Auto-Regressives*. No quinto capítulo são analisados os resultados encontrados e no sexto são apresentadas as considerações finais do trabalho.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 - A Hipótese dos Mercados Eficientes (HME)

O conceito de mercados eficientes surgiu no fim do século XIX, com a afirmação de Gibson (1889): “quando as ações se tornam públicas em um mercado aberto, o valor que elas adquirem pode ser considerado como o julgamento do melhor conhecimento que se têm sobre elas”. Entretanto, esse tema se tornou objeto de verificação apenas nas décadas de 60 e 70, com os trabalhos de Roberts (1967) e Fama (1970).

Fama (1970) definiu como eficiente o mercado no qual o preço de um ativo reflete perfeitamente todo o conjunto de informação disponível sobre ele. Seguindo a taxonomia inicialmente apresentada por Roberts³ (1967), Fama distinguiu três tipos de eficiência:

- i) Eficiência na forma fraca: o conjunto de informação relevante para a formação do preço do ativo inclui apenas os preços passados desse ativo;
- ii) Eficiência na forma semi-forte: nesse caso, o conjunto de informação refere-se a toda informação publicamente disponível;
- iii) Eficiência na forma forte: o conjunto de informação reflete toda informação existente e conhecida por todos os agentes, sendo públicas ou não.

Fama (1970) estabeleceu algumas condições suficientes para a validade da Hipótese dos Mercados Eficientes: 1) ausência de custos de transação; 2) toda informação disponível é adquirida sem custo; 3) todos concordam com as implicações dessas informações sobre os preços dos ativos.

Grossman e Stiglitz (1980) argumentam que essas condições são necessárias, porém, não são suficientes para que o mercado seja eficiente. Segundo eles, existe um custo para obter informações: cada agente coletará informações até o ponto em que o benefício marginal de

³ Em seu trabalho, Roberts apresentou dois tipos de eficiência: forma fraca e forte. Fama (1970) introduziu a idéia de eficiência semi-forte.

seu uso iguale o custo marginal de sua obtenção. Se as ações dos investidores informados se refletirem inteiramente no preço dos ativos, seria mais vantajoso para um investidor inferir as informações por meio do preço observado no mercado a gastar recursos para obter tais informações. Como todos os investidores são iguais, nenhum deles teria incentivo para coletar as informações. Assim, o preço de um ativo poderia não refletir perfeitamente as informações existentes, já que parte dessas informações não foi coletada.

Apesar de reconhecer que as condições suficientes para a validade da HME não existem perfeitamente na prática, Fama (1998) defende que violações dessas hipóteses não são capazes de gerar ineficiência no mercado.

Posteriormente, o conceito de eficiência passou a incorporar a questão de lucros anormais⁴ dos agentes. O mercado é dito eficiente com respeito a um conjunto de informação ϕ , se nenhum participante é capaz de obter lucros anormais ou extraordinários com base nesse conjunto de informação ϕ . Quando isso ocorre, o valor esperado dos retornos anormais é zero, e desvios para cima ou para abaixo de zero ocorrem aleatoriamente (MALKIEL, 1992; FAMA, 1998).

A base teórica da HME se baseia em três pressupostos. Primeiro, os investidores são considerados racionais, e por isso, precificam os ativos racionalmente. Segundo, mesmo na existência de investidores irracionais, suas transações ocorreriam de maneira aleatória, e por isso, acabariam por se cancelar umas com as outras sem afetar o sistema de preços. Terceiro, supondo novamente a existência de investidores irracionais, eles se deparariam com arbitradores racionais no mercado, que eliminariam a influência daqueles sobre os preços (SHLEIFER, 2000; MALKIEL, 2007).

Entretanto, Shleifer e Vishny (1997) e Shleifer (2000) argumentam que existem riscos e limites à arbitragem, impedindo seu perfeito funcionamento. Se a arbitragem for limitada, os preços dos ativos podem não convergir para seu valor fundamental. Nesse caso, as ações de agentes irracionais podem afetar o sistema de preços e levar a uma situação em que um ativo com mesmo risco e retorno possua preços diferentes em mercados diferentes. A ocorrência dessas situações pode comprometer a eficiência dos mercados.

⁴ Por retornos anormais ou extraordinários entende-se aquele retorno acima do retorno esperado ajustado pelo risco do ativo, com base em algum modelo de equilíbrio (como CAPM).

Uma dessas limitações refere-se ao risco existente ao se realizar a arbitragem. Supondo-se dois ativos A e B fundamentalmente iguais, cotados a diferentes preços em dois mercados, sendo o preço de A inferior ao preço de B. O arbitrador identifica essa oportunidade de arbitragem, comprando o ativo A, pois espera elevação em seu preço, e vendendo (a descoberto) o ativo B, pois espera uma queda em seu preço. Se o preço dos ativos convergirem, esse investidor terá lucro. Entretanto, se o preço de A se reduzir ainda mais, e o preço de B se elevar, o arbitrador enfrentará perdas temporárias. Se os recursos forem limitados, ou se a diferença de preços se acentuar continuamente, o arbitrador pode ser forçado a encerrar sua operação com prejuízo e a arbitragem não terá o efeito desejável para a eficiência do mercado.

Shleifer e Vishny (1997) argumentam também que na maior parte dos casos, os arbitradores operam com dinheiro de terceiros – fundos de investimentos, fundos mútuos, fundos de pensão etc. Por causa disso, há uma maior cobrança de resultados no curto prazo. Dessa maneira, o arbitrador racional pode não participar de uma operação de arbitragem, mesmo esperando retornos positivos no futuro, para evitar possíveis perdas temporárias e os problemas que isso pode trazer para seu emprego.

Se o mercado é eficiente na forma fraca, então não é possível prever o comportamento dos preços dos ativos baseando-se apenas em seus preços passados. Essa hipótese implica que nenhum investidor consegue obter lucros extraordinários ou anormais usando o histórico de preços dos ativos. Quando isso ocorre, os preços dos ativos seguem um *random walk* – ou passeio aleatório.

Na eficiência do tipo semi-forte, nenhum agente é capaz de obter lucros anormais com base nas informações publicamente disponíveis. Qualquer nova informação é rapidamente incorporada ao preço do ativo, impossibilitando o uso dessas em qualquer estratégia lucrativa. Na eficiência do tipo forte, nenhum participante do mercado, até mesmo os *insiders*⁵, é capaz de obter lucros extraordinários usando qualquer tipo de informação, seja ela pública ou privada.

⁵ Pessoa que tem acesso a informações privilegiadas em relação à situação da empresa.

De uma maneira mais geral, o mercado é considerado eficiente porque nenhum investidor consegue ganhar retornos sistemáticos acima da média sem correr riscos acima da média. E se isso acontece, então as informações estão sendo perfeitamente incorporadas aos preços (MALKIEL, 2007).

Fama (1991) propôs uma alteração nas categorias sobre eficiência de mercados. Ao invés de incluir apenas os preços passados, a primeira categoria (eficiência fraca) passa a englobar e testar a influência de outras variáveis na previsibilidade dos retornos. Entre elas, a taxa de dividendo em relação ao preço, o tamanho da empresa, efeito sazonalidade, entre outros. A segunda (forma semi-forte) categoria passa a se chamar estudos de eventos e testa o comportamento do preço de uma ação diante de novas informações relevantes. A terceira categoria (eficiência forte) analisa a importância das informações privadas na formação dos preços

2.2 – Resultados Empíricos

2.2.1 – Previsibilidade de Retornos Passados

Os modelos de *random walk* usados para testar a eficiência de mercado são casos específicos do modelo de Martingale. Um processo estocástico $\{P_t\}$ é chamado Martingale se satisfaz a seguinte condição (CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997):

$$E[P_{t+1} | \phi_t] = P_t \quad (1)$$

onde P_t é o preço do ativo em t e ϕ_t é o conjunto de informação disponível em t e relevante à formação de P_{t+1} . A expressão (1) diz que o valor esperado do preço de um ativo em $t+1$, dada toda a informação ϕ_t disponível em t , será o próprio preço do ativo em t . Nos testes de eficiência fraca, o conjunto de informações ϕ_t se restringe aos preços passados do ativo.

Nesse caso, a expressão (1) se torna:

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

Para se chegar a um modelo de *random walk*, algumas restrições devem ser feitas. No caso mais simples, a dinâmica de $\{P_t\}$ é dada pela seguinte equação

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2), \quad (3)$$

onde μ é a mudança esperada nos preços e iid significa que o incremento ϵ_t é uma variável independente e igualmente distribuída com média zero e variância σ^2 .

Também é possível testar a HME observando se a série exibe correlação serial⁶. Um coeficiente positivo de correlação indica uma tendência de continuação. Quando isso ocorre, um retorno superior à média tende a ser seguido por retornos superiores à média. Se o coeficiente de correlação for negativo, há uma tendência de reversão. Nesse caso, um retorno superior à média tende a ser seguido por retornos inferiores à média. Em ambos os casos, os retornos passados podem ser utilizados para previsões sobre os retornos futuros.

Logo, sob as condições de eficiência de mercado, os incrementos de um modelo de *random-walk* devem ser não-correlacionados. A eficiência de um mercado pode ser verificada por meio de testes de significância dos coeficientes de auto-correlação de uma série de preços ou retornos.

Campbell, Lo e MacKinley (1997) encontraram coeficientes de auto-correlação de primeira ordem de 35%, 20,3%, e 17,1%, respectivamente para o retorno diário, semanal e mensal⁷. Esses dados revelam que 12,3% da variação dos retornos diários pode ser prevista usando-se o valor do retorno do dia anterior. Essa previsibilidade se reduz a 4,1% para retornos semanais e 2,9% para os mensais. As estimativas de Lo e Mackinley (1988) e Chang, Lima e Tabak (2004)⁸ também contrariam a hipótese do passeio aleatório. Entretanto, Chang, Lima e Tabak (2004) afirmam que esses resultados são insuficientes para se criar uma estratégia lucrativa no mercado acionário.

Torres, Bonomo e Fernandes (2002) testaram a aleatoriedade do mercado acionário brasileiro. Para isso, utilizaram uma série contendo a variação diária dos preços das ações entre 1986 a

⁶ Correlação entre duas observações de uma mesma série em períodos diferentes.

⁷ Todos os valores encontrados são estatisticamente significantes. Dados sobre os retornos referentes ao período de 1962 a 1994, extraídos da CRSP (*Center for Research in Security Prices*)

⁸ As evidências de Chang, Lima e Tabak (2004) foram observadas somente para alguns países emergentes

1998, as quais foram analisadas tanto individualmente como sob a forma de carteiras. Para compor tais carteiras, foram adotados dois critérios distintos: no primeiro, as ações foram igualmente ponderadas; no segundo, elas tiveram ponderação proporcional ao valor relativo da empresa em relação ao valor total da carteira de mercado. Os resultados obtidos permitem rejeitar a hipótese de passeio aleatório, e indicam uma previsibilidade maior que a encontrada por Campbell, Lo e MacKinley (1997).

De maneira geral, esses testes empíricos enfrentam uma grande dificuldade. Qualquer teste de eficiência deve assumir um modelo específico para o equilíbrio dos retornos – como o CAPM. A rejeição de um teste gera uma dicotomia, pois duas situações distintas podem ocorrer: ou o mercado é ineficiente e o modelo é correto, ou o mercado é eficiente e o modelo de precificação foi mal especificado (FAMA, 1991; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997; TORRES, BONOMO e FERNANDES, 2002). Essa última situação – mercado eficiente e modelo mal especificado – é o principal argumento usado por Fama e outros autores para defender a validade da HME quanto testes parecem rejeitá-las.

2.2.2 – Estudos de Eventos

De acordo com a EMH, o preço de uma ação somente se altera diante de alguma nova informação relevante. Os testes desse tipo de eficiência analisam o comportamento dos preços das ações em face de anúncios de dividendos, lucros, resultados, splits e outros.

Cutler et al (1989) analisaram os 50 maiores retornos diários entre 1946 e 1989 e verificaram que na maior parte desses dias, não houve nenhuma notícia ou nova informação que justificasse essa variação no preço. Shleifer (2000) cita o caso do crash de 1987, quando o índice Dow Jones caiu 22,6% em um único dia sem nenhuma notícia aparente. Para Shiller (2003), a volatilidade das ações no último século é muito elevada para ser atribuída apenas à chegada de novas informações sobre dividendos futuros.

Para o mercado brasileiro, Vieira e Procianny (1998)⁹ e Perobelli e Ness Jr. (2000)¹⁰, observaram o comportamento das ações em datas próximas a anúncios importantes, e

⁹ Com anúncios de *split* de ações

encontram evidências de retornos anormais nesse período. Cordeiro, Perobelli e Arbex (1999) realizaram experiência semelhante, mas não encontraram indícios contra esse tipo de eficiência.

2.2.3 – Testes de Informações Privadas

Em um mercado eficiente (na forma forte), toda informação a respeito de uma ação, publicamente disponível ou não, está refletida em seu preço. Isso significa que nenhum indivíduo poderá usar informações privilegiadas para obter lucros anormais no mercado. Para Bailey (2005), a existência dessa forma de eficiência é rara, e só ocorreria se não existissem custos para se obter informações – o que para o autor, em consonância com Grossman e Stiglitz (1980), não ocorre.

Ippolito (1989) afirmou que administradores dos fundos mútuos com acesso à informação privada foram capazes de gerar lucros anormais. Ele acrescentou também que esse lucro é a recompensa dos investidores pelo custo de obter informações – como apontado por Grossman e Stiglitz (1980). Elton, Gruber, Das e Hlavka (1991) usaram o mesmo período de análise de Ippolito (1989), mas encontraram um retorno anormal de -1,1% ao ano. Isso seria um sinal de que os gestores dos fundos não possuem informações privadas no mercado.

Levando em consideração os retornos de fundos mútuos entre 1971 e 1991, Malkiel (1995) afirmou que eles tiveram um desempenho pior que o do mercado. Para ele, o ideal para o investidor seria adotar uma estratégia passiva, adquirindo uma carteira indexada de baixo custo¹¹.

No Brasil, Medeiros e Matsumoto (2004) encontraram evidências do uso de informação privada em anúncios de lançamentos de novas ações. *Insiders*¹² alteravam suas posições no mercado para auferir lucros, em média três semanas antes do anúncio oficial da empresa. Rochman e Eid Júnior (2007) também refutaram a HME na forma forte para o mercado brasileiro. Para os autores, as operações realizadas pelos *insiders* apresentaram um retorno

¹⁰ Anúncios de lucros trimestrais.

¹¹ Baixo custo referente às taxas de administração.

¹² *Insiders* são os indivíduos que possuem informações privilegiadas dentro de uma empresa.

anormal médio significativo, e isso seria um indício de operações realizadas com informações privilegiadas. Fonte e Carmona (2006) usaram dados diários do Ibovespa entre 2001 e 2005, mas não observaram nenhum uso de informações privilegiadas.

2.3 - Anomalias do Mercado

Nas últimas décadas, diversas anomalias foram relatadas nos mercados acionários, aumentando o debate e as críticas da HME. Uma delas refere-se ao efeito tamanho da firma. Alguns autores apontaram que em média, as ações de firmas menores tendem a obter um retorno maior do que ações de firmas grandes, mesmo com o retorno sendo ajustado pelo risco (BANZ, 1981; DE BONDT e THALER, 1987; FAMA e FRENCH, 1992; TORRES, BONOMO e FERNANDES, 2002).

Os defensores da HME argumentam que nesse caso, o risco não está sendo corretamente medido pelo modelo de equilíbrio. Segundo eles, as firmas pequenas possuem maior risco, sendo natural e esperado, portanto, que produzam maior retorno. Além disso, os testes sofrem influência do *survival bias* – viés de sobrevivência: as estatísticas mais longas só contam com as empresas pequenas que sobreviveram, não incluindo as que fecharam. Isso cria um viés na análise, pois o retorno médio das pequenas empresas poderia estar superestimado (MALKIEL, 2003).

Outra anomalia refere-se ao efeito-janeiro. Diversos estudos indicam que o mês de janeiro tem em média maior retorno que os outros meses, e que aproximadamente metade da valorização nesse mês ocorre durante os cinco primeiros dias (ROLL, 1983; THALER, 1987; FAMA, 1991). Para Fama (1991), a sazonalidade não é um problema da eficiência de mercado, e sim da especificação do modelo – que não é capaz de explicar diferentes retornos em diferentes épocas do ano.

Além disso, mesmo se o Efeito Janeiro de fato existir, ele tenderá a se autodestruir. Inicialmente, os investidores comprarão ações no último dia de dezembro e venderão no quinto dia de janeiro, aproveitando essa anomalia do mercado. Com todos fazendo isso, alguns investidores, buscando maximizar seus ganhos, passarão a comprar ações antes dos

demais, no penúltimo dia de dezembro, e antes da subida inicial dos preços. Depois disso, venderão as ações no quarto dia de janeiro, antes da queda dos preços. Essa antecipação na compra e na venda ocorre sucessivamente, até o que a oportunidade de lucrar desaparece. Qualquer padrão repetitivo no mercado de ações que pode ser arbitrado tende a desaparecer (MALKIEL, 2003).

Malkiel (2007) argumenta que essa anomalia pode ser explicada devido ao efeito do imposto de renda. Investidores venderiam ações no fim do ano para reduzir o ganho de capital e o montante que deve ser pago como imposto sobre a renda. Essa pressão na venda de ações reduz seus preços no fim do ano. Os preços retornam ao seu valor de equilíbrio no início do ano, mas produzem uma falsa impressão de que as ações estão se valorizando além do normal e obtendo retorno mais elevado durante os primeiros dias desse mês.

Santos et al (2007) não identificaram a presença do efeito janeiro no Brasil. Eles argumentam que como o país não possuía impostos sobre ganhos de capital na maior parte do período analisado, esse movimento de venda e compra de ações movidas por questões tributárias não ocorreu, e isso pode ser o motivo pelo qual esse efeito não foi observado.

Outra anomalia decorre da relação entre *Value Stocks* e *Glamour Stocks*. As ações menos valorizadas nos períodos anteriores – com baixa relação entre seu preço e seus ganhos/dividendos, as *value stocks* – têm obtido retornos superiores em relação às ações de empresas que apresentaram crescimento elevado dos retornos ou das receitas – ações com um preço alto em relação aos seus ganhos/dividendos, as chamadas *glamour stocks*. (LAKONISHOK et al, 1994; LA PORTA, 1996; LA PORTA et al, 1997; SHLEIFER, 2000; MALKIEL, 2003).

La Porta (1996) usou uma amostra de ações americanas baseando-se na previsão da taxa de crescimento dos ganhos de longo prazo feitas por diversos analistas profissionais. Segundo ele, os analistas superestimam o retorno das ações sobre as quais estão otimistas e subestimam as ações sobre as quais estão pessimistas. Ele mostrou que as ações com as maiores previsões de crescimento tiveram retorno inferior às ações com as menores previsões de crescimento. La porta et al (1997) e Lakonishok et al (1994) também encontraram evidências de reações-exageradas dos analistas e investidores em relação ao crescimento futuro das *glamour stocks*.

Lakonishok et al (1994) alegaram que estratégias de investimento em *glamour stocks* são tão arriscadas quanto às de *value stocks*, e por causa disso, essa diferença nos retornos não pode ser explicada pelo risco. Mas para Fama e French (1993,1996), a discrepância entre esses tipos de ações é explicada pela diferença em seus níveis de riscos – as *value stocks* são mais arriscadas, e por isso exigem um retorno maior – não captado pelo modelo do CAPM.

Outro ponto discutido na literatura de mercados eficientes refere-se ao Efeito Momento (*Momentum Effect*). Ele leva em consideração os retornos passados de uma ação para construir uma estratégia de aplicação futura. Por exemplo, pode-se formar uma carteira com as ações que obtiveram os melhores rendimentos nos últimos x meses, e aplicá-la por um período y de tempo. Um dos principais estudos sobre esse assunto foi realizado por Jegadeesh e Titman (1993) para o mercado norte-americano, com dados de 1965 a 1989. Eles analisaram dezesseis estratégias distintas e verificaram que em quinze delas foi possível obter ganhos anormais significantes. Jegadeesh et al (2001) refizeram o estudo ampliando o período amostral e verificaram a persistência da anomalia no mercado norte-americano.

Rouwenhorst (1999) testou o efeito momento para o Brasil, com dados de 87 empresas brasileiras listadas na Bovespa, para o período de 1982 a 1997. Sua estratégia consistiu em observar os retornos acumulados dos últimos seis meses para formação das carteiras, mantendo-as inalteradas nos seis meses subsequentes. O retorno observado foi praticamente nulo, de apenas 0,01% ao mês.

Santos et al (2007) encontraram evidências da possibilidade de ganhos anormais utilizando as estratégias de momento para as ações listadas na Bovespa, no período de 1995 a 2006. O maior retorno anormal médio (1,4% a.m.) ocorreu ao se adotar a estratégia de formação de carteira dos últimos três meses e mantê-la nos seis meses seguintes (3x6). As estratégias 6x9 e 9x9 também se mostraram rentáveis, com um prêmio mensal médio de 1% e 0,9%, respectivamente.

A reversão à média (mean reversion) é outro efeito discutido em mercados eficientes. De Bondt e Thaler (1985, 1987) realizaram um experimento para o mercado de ações norte-americano, no qual formaram dois portfólios distintos e acompanharam sua evolução na bolsa. Um desses portfólios era composto pelas ações que tiveram melhor desempenho nos

três últimos anos – portfólio dos vencedores – e o outro pelas ações que tiveram o pior desempenho nesse período – portfólio dos perdedores.

Seus resultados mostraram que nos três anos subsequentes, a carteira perdedora obteve um rendimento 25% maior que a vencedora. Segundo eles, ocorre uma tendência de reversão à média – *mean reversion* – nos retornos das ações, pois os investidores, ao formar suas expectativas, atribuem muito peso às informações passadas das firmas e pouco peso para o fato de que a performance tende a reverter para sua média. Clare e Thomas (1995) obtiveram resultados semelhantes para dados de ações do Reino Unido, mas ressaltaram que a diferença nos rendimentos é economicamente insignificante.

2.4 – Relação entre Preço e Dividendos

Os resultados empíricos sobre a previsibilidade dos retornos das ações se tornam mais robustos quando outras variáveis além dos retornos passados são adicionadas ao modelo, como por exemplo a taxa de dividendos (CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997).

Caso os mercados sejam eficientes, os retornos futuros serão imprevisíveis. Nesse caso, uma regressão linear do tipo:

$$\ln(R_{t+k}) = \alpha_k + \beta_k \ln(R_t) + \epsilon_{t+k} \quad (4)$$

teria um coeficiente β_k igual a zero.

Nesse modelo, $\ln(R_{t+k}) = \ln(R_{t+1}) + \dots + \ln(R_{t+k})$ é o retorno continuamente composto (*continuously compounded return*) da ação em k períodos, δ é a taxa de dividendos e P_t é o preço da ação no período t .

Os trabalhos empíricos usualmente testam a hipótese nula $H_0: \beta_k = 0$. Se essa hipótese não for rejeitada, então a variável *dividend yield* possui um coeficiente estatisticamente igual a zero, e não poderá ser usada para qualquer tipo de estimação do retorno da ação. A estimativa de β_k pode ser feita por MQO, mas testar a hipótese nula pode ser não-trivial por algumas razões.

Primeiro, no caso dos resíduos estarem correlacionados, as variáveis estimadas poderão não possuir variância mínima. Nesse caso, os erros padrões podem se tornar viesados, as estimativas das variáveis serão menos precisas e o modelo pode não ser mais eficiente. Segundo, há evidências que a distribuição amostral de β_k é assimétrica à direita (WOLF, 2000). Terceiro, a variável independente na regressão é predeterminada, mas não exógena. Isso quer dizer que ϵ_{t+k} não é correlacionada com o termo de erro presente ϵ_{t+k} , mas geralmente é com os erros passados ϵ_{t+k-j} , para $j > 1$. Isso ocorre porque $\epsilon_{t+k-j} = \ln(R_{t+k-j}) - \alpha_k - \beta_k \epsilon_{t+k-j}$. As propriedades assintóticas dos estimadores de mínimos quadrados só são válidas nas hipóteses de ausência de correlação serial e heteroscedasticidade. Como esse não é o caso, a regressão pode apresentar estimativas com viés. Nesses modelos de retorno, β_k é normalmente viesado para cima (FAMA e FRENCH, 1988b; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997).

Para inferências mais robustas de β_k , diversos autores corrigem o erro-padrão das estimativas de MQO usando o Método dos Momentos Generalizados (*Generalized Methods of Moments – GMM*), que é assintoticamente consistente sob condições mais gerais que o MQO. Essa correção é feita sob a hipótese adicional de que os *logs* dos retornos não são correlacionados, e por conta disso, os resíduos de uma regressão em k períodos segue um processo de média móvel MA($k-1$).

Fama e French (1988b) utilizaram o GMM para ilustrar a capacidade dos *dividend yields* em prever o retorno de ações. Para retornos mensais e trimestrais, o R^2 calculado não ultrapassou 3%. Com o aumento do horizonte temporal, ocorreu uma elevação significativa do R^2 . Para um retorno de quatro anos, por exemplo, o R^2 atingiu 17%. Quando a taxa de dividendo foi medida em relação ao preço do período anterior, $\epsilon_{t+k}-1$, o R^2 alcançou 29%. Esses valores subiram para 36% e 45% para o sub-período de 1941 a 1986.

Esse efeito do horizonte temporal também foi observado por outros autores (CAMPBELL e SHILLER, 1987; NELSON e KIM, 1993; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997). Campbell e Shiller (1987) afirmam que para o retorno de um ano, o poder de previsão da taxa de dividendo é de apenas 3,9%, mas para o período de 10 anos, esse valor aumenta para 26,6%.

Goetzmann e Jorion (1993) realizaram suas estimativas por MQO e GMM, com dados da Standard & Poors 500 (S&P 500) de 1927 a 1990. O valor do β_k estimado varia de 0,39 a 21,39, conforme o horizonte dos retornos aumenta de um para quarenta e oito meses. O valor da estatística-t também aumenta com o horizonte, atingindo 21,42 para retornos de quatro anos – usando MQO. O R^2 da regressão sofre um aumento significativo, saindo de 0,01 – para retornos mensais – e atingindo 0,39 – para retornos de quatro anos. Entretanto, os autores observam que a estatística-t encontrada por MQO e o R^2 da regressão podem estar viesados para cima. Este problema fica mais aparente quando se compara os valores das estatísticas-t encontradas por MQO com as encontradas pelos outros dois métodos. Usando o GMM, por exemplo, esse valor foi de 7,37, comparado com o valor de 21,42, para o horizonte de quatro anos.

Campbell, Lo e MacKinley (1997) adotaram metodologia semelhante à de Fama e French (1988b), mas utilizaram como regressor o *log* da taxa de dividendos do último ano em relação ao preço corrente. A regressão estimada foi:

$$r_{t+1} + \dots + r_{t+k} = \alpha + \beta \ln \left(\frac{d_{t-1}}{p_t} \right) + \epsilon_{t,k} \quad (5)$$

Eles utilizaram dados de 1927 a 1994, e também corrigiram a heteroscedasticidade e a correlação serial pelo GMM. Para o horizonte de um mês, os resultados são inexpressivos e o R^2 não ultrapassa 2%. Assim como em Fama e French (1988b), o aumento do horizonte dos retornos gerou resultados mais expressivos. Em um horizonte de retorno de 24 meses, o R^2 da regressão atingiu 14,4%. Para 48 meses, o R^2 encontrado foi de 26,7% e 43,2%, respectivamente para o sub-período de 1927 a 1994 e 1952 a 1994.

Apesar de o GMM ser assintoticamente consistente sob condições mais gerais que o MQO, com pequenas amostras ele pode apresentar alguns problemas. Um deles é que a aproximação desse método para a verdadeira distribuição de β_k pode ficar centrada em um valor muito pequeno, e apresentar uma cauda direita pequena demais. Como consequência, os valores observados de β_k serão julgados como super significantes, e os testes de β_k serão viesados em direção a uma falsa rejeição de H_0 (GOETZMANN e JORION, 1993; WOLF, 2000).

Tabela 1 – Resumo das estimativas usando o Método dos Momentos Generalizados

Horizonte (meses)	Fama e French (1988)			Goetzmann e Jorion (1993)					Campbell, Lo e MacKinley (1997)		
	Beta	t (beta) - GMM	R ²	Beta	t (beta)			R ²	Beta	t (beta) - GMM	R ²
					OLS	GMM	NW				
	1927-1994			1927-1990					1927-1994		
1	0,28	1,83	0,00	0,39	2,80	1,21	1,21	0,01	0,01	1,22	0,00
12	3,35	1,72	0,03	51,08	9,97	2,95	3,17	0,12	0,19	2,08	0,07
24	8,77	2,59	0,15	9,07	12,73	5,32	5,38	0,18	0,38	4,11	0,14
36	11,53	2,93	0,21	12,94	15,38	5,97	4,77	0,24	0,53	4,63	0,21
48	14,43	3,25	0,29	21,39	21,42	7,37	7,30	0,39	0,65	3,94	0,27
	1927-1956			1927-1958					1927-1951		
1	0,27	1,08	0,00	0,42	1,89	0,85	0,85	0,01	0,02	0,66	0,00
12	2,62	0,83	0,01	5,85	6,97	2,53	2,61	0,12	0,27	1,68	0,07
24	10,16	1,89	0,13	10,78	8,97	5,70	4,64	0,18	0,63	4,52	0,21
36	15,94	2,73	0,26	16,17	11,30	5,16	3,74	0,27	0,88	2,97	0,32
48	20,39	3,70	0,40	28,99	18,06	11,20	7,05	0,49	1,05	3,78	0,42
	1957-1986			1959-1990					1952-1994		
1	0,51	1,95	0,01	0,67	2,76	2,42	2,42	0,02	0,02	2,73	0,02
12	7,74	2,21	0,12	87,57	11,04	4,03	4,46	0,25	0,33	3,23	0,19
24	14,06	2,53	0,25	14,40	14,29	3,65	4,32	0,36	0,60	3,23	0,34
36	14,03	2,05	0,24	19,74	17,15	4,56	4,90	0,46	0,78	3,32	0,43
48	16,21	1,83	0,26	27,91	20,26	4,68	5,19	0,55	0,86	3,56	0,43

2.5 – Modelo do Valor Presente

No modelo do valor presente, ou modelo do fluxo de caixa descontado, o preço de uma ação corresponde ao fluxo de caixa futuro esperado – seus dividendos – descontado por uma taxa de risco apropriada. No modelo mais simples assume-se que o retorno esperado seja constante:

$$E_t \left[\frac{P_{t+1}}{1+r} \right] = P_t \quad (6)$$

Campbell e Shiller (1987) referem-se a (6) como o modelo da taxa de dividendos na ausência de incertezas (*certainty model*). O retorno total de uma ação é dado pela soma dos dividendos pagos e pela valorização da ação nesse período. O retorno total R_{t+1} em um único período $t+1$ é definido por:

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \quad (7)$$

Colocando expectativas em ambos os lados de (7) e assumindo (6) como verdadeiro, obtemos uma equação que relaciona o preço corrente de uma ação em função do seu preço esperado e dividendos pagos no próximo período:

$$P_t = E_t [P_{t+1} + D_{t+1}] / (1 + R) \quad (8)$$

Substituindo repetidamente o preço futuro e usando a Lei das Expectativas Iteradas¹³, chegamos à seguinte equação:

$$P_t = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{(1+R)^k} E_t [D_{t+k}] + \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+R)^k} E_t [P_{t+k}] \quad (9)$$

O segundo termo da parte direita de (9) corresponde à esperança do valor descontado do preço da ação k períodos à frente. Seguindo Campbell e Shiller (1987) e Campbell, Lo e Mackinley (1997), vamos assumir que esse termo converge para zero quando o horizonte k aumenta indefinitivamente:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+R)^k} E_t [P_{t+k}] = 0 \quad (10)$$

Essa hipótese elimina a existência de bolhas racionais no preço da ação e será satisfeita a menos que o preço da ação cresça a uma taxa maior ou igual à R. Com uso dessas equações, obtemos uma relação entre preço de uma ação e o valor presente esperado dos dividendos futuros, descontados a uma taxa constante R:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(1+R)^i} E_t [D_{t+i}] \quad (11)$$

Para testar o modelo de valor presente com essa equação, as séries de preços e dividendos devem ser estacionárias. Contudo, alguns estudos norte americanos (CAMPBELL e SHILLER, 1987; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997) e brasileiros (ANCHITE e ISSLER, 2002; BONOMO et al, 2002) indicam que elas possuem raiz unitária, sendo, portanto, não-estacionárias. Se elas forem cointegradas, existirá uma combinação linear dessas séries que é estacionária (CAMPBELL e SHILLER, 1987; CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997). Dessa maneira, a equação (11) pode ser transformada em uma relação que pode ser usada na presença de séries não estacionárias cointegradas:

$$P_t - D_t R = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(1+R)^i} E_t [\Delta D_{t+1+i}] \quad (12)$$

¹³ $E_t [E_t [P_{t+1} + D_{t+1}]] = E_t [P_{t+1} + D_{t+1}]$

Apesar de esses modelos não serem usados diretamente nos casos onde as taxas de crescimento dos dividendos e a taxa de juros variam no tempo, eles sugerem que a taxa de dividendos pode capturar variação no retorno esperado das ações.

Como os dividendos de todos os períodos entram nessa fórmula, o dividendo em um único período é apenas um pequeno componente do preço total da ação. Por isso, movimentos duradouros ou persistentes dos dividendos têm um efeito muito maior sobre os preços do que movimentos temporários. Efeito semelhante ocorre com a taxa de desconto. A taxa de desconto entre dois períodos é apenas um pequeno componente da taxa de longo prazo, aplicada para um fluxo de caixa distante no futuro. Assim, movimentos persistentes sobre a taxa de desconto têm um efeito mais significativo sobre os preços do que um movimento temporário (CAMPBELL, LO e MACKINLEY, 1997; ANCHITE e ISSLER, 2002).

Apesar de a hipótese de retornos constantes ser conveniente do ponto de vista matemático (ou estatístico), ela deixa implícita a idéia da não previsibilidade dos retornos – a partir de $E_t[R_{t+1}] = R$, obtemos $E_t[R_{t+1} - R] = 0$. Isso contradiz as evidências empíricas de previsibilidade dos retornos encontradas por diversos autores (CAMPBELL e SHILLER, 1987; BONOMO et al, 2002; ANCHITE e ISSLER, 2002).

Caso o retorno esperado das ações não seja constante no tempo, a relação entre preço e retorno se torna não-linear. Nesse caso, uma alternativa é usar uma aproximação log-linear, como sugerida por Campbell e Shiller (1987).

A aproximação log-linear parte da definição do log do retorno, dada por:

$$r_{t+1} = \log(1 + \frac{p_{t+1}}{p_t}) = \log p_{t+1} + \frac{p_{t+1}}{p_t} - \log p_t \quad (13)$$

Seguindo a metodologia de Campbell, Lo e MacKinley (1997), foi gerada uma função não-linear entre o retorno e a taxa de dividendos do tipo:

$$r_{t+1} = \frac{p_{t+1}}{p_t} - 1 + \log 1 + \exp \frac{p_{t+1}}{p_t} - \frac{p_{t+1}}{p_t} \quad (14)$$

Nessa equação, as letras minúsculas representam o logaritmo das variáveis. Usando uma expansão de Taylor primeira ordem, chega-se a uma nova expressão para a taxa de retorno:

$$r_{t+1} \approx k + \rho \frac{p_{t+1}}{p_t} + 1 - \rho \frac{p_{t+1}}{p_t} - \rho t, \quad (15)$$

onde $\beta = 1/(1 + \beta \Delta t + \beta^2 \Delta t^2)$ e $\alpha = -\log \beta - 1 - \beta \log(1/\beta - 1)$. Para evitar o aparecimento de bolhas racionais, deve-se impor que $\lim_{\beta \rightarrow \infty} \beta \Delta t + \beta^2 \Delta t^2 = 0$. Com essa imposição e resolvendo (15) recursivamente obtém-se:

$$p_t = k(1 - \rho + \beta) \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (1 - \beta \Delta t + \beta^2 \Delta t^2)^{j+1} - \beta \Delta t + \beta^2 \Delta t^2 \quad (16)$$

O resultado é uma expressão que relaciona duas séries não-estacionárias, mas cointegradas. Reescrevendo a equação anterior em termos de séries estacionárias, pode-se obter um modelo testável empiricamente, conhecido como Modelo de Crescimento Dinâmico de Gordon:

$$\Delta \log p_t - \rho + \beta \Delta \log p_{t+1} = 0 \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (\Delta \log p_{t+1+j} + r_{t+1+j}) \quad (17)$$

Nessa equação o log da taxa de dividendos, $\log p_t - \log p_{t-1}$, pode ser escrito como um valor descontado dos retornos futuros, $\log p_{t+1} + r_{t+1}$, e da taxa de crescimento dos dividendos, $\Delta \log p_{t+1}$, descontados por uma taxa β , menos uma constante $k(1 - \beta)$. Se as variáveis do lado direito da equação (17) – fator de crescimento dos dividendos $\Delta \log p_{t+1+j}$ e log dos retornos r_{t+1+j} – forem estacionárias, $\log p_t - \log p_{t-1}$ também será. Logo, a presença de uma raiz unitária no log dos dividendos, $\log p_t - \log p_{t-1}$, é consistente com a idéia de bolhas racionais no preço das ações.

2.5.1 - Vetores Auto-Regressivos (VAR)

Para resolver certos problemas estatísticos envolvidos nas estimações por MQO e GMM, alguns autores passaram a analisar a relação entre preços e dividendos por meio de vetores auto-regressivos – VAR (CAMPBELL e SHILLER, 1987 ; HODRICK, 1992; GOETZMANN e JORION, 1995; ANCHITE e ISSLER, 2002).

A estimação por VAR possui algumas vantagens em relação ao modelo de GMM apresentado anteriormente. Primeiro, resolve o problema da endogeneidade, pois assume que todas as

¹⁴ Essa restrição impede que o log dos preços das ações cresça indefinidamente.

variáveis tratadas no modelo são endógenas. Além disso, permite acrescentar outras variáveis que possam ter impactos sobre os retornos – como a taxa de juros, crescimento do PIB e outros.

O VAR é uma generalização dos modelos univariados auto-regressivos. É composto por um sistema de regressões, existindo mais de uma variável dependente. Cada variável é regredida em função de seu valor no tempo anterior e em função das outras variáveis independentes do modelo. No nosso estudo, o modelo VAR é especificado em termos de mudanças dos retornos r_{t+1} e dos dividendos d_{t+1} :

$$r_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 d_t + \alpha_3 r_{t-1} + \alpha_4 d_{t-1} + \alpha_5 r_{t-2} + \alpha_6 d_{t-2} + \alpha_7 r_{t-3} + \alpha_8 d_{t-3} + \epsilon_{t+1} \quad (18)$$

Se o retorno não pode ser previsto, então cada coeficiente das variáveis em lag deve ser estatisticamente igual à zero.

Diversos autores fazem o desvio em relação à média para eliminar as constantes e também incluem a taxa de juros no modelo, dada por r_t . Dessa forma, o vetor das variáveis de estado é:

$$z_t = \begin{bmatrix} r_t \\ d_t \\ r_{t-1} \\ d_{t-1} \\ r_{t-2} \\ d_{t-2} \\ r_{t-3} \\ d_{t-3} \end{bmatrix} \quad (19)$$

Então um VAR de primeira-ordem, ou um VAR(1) é descrito por:

$$z_{t+1} = A z_t + u_{t+1}, \quad (20)$$

onde A é uma matriz 3x3 e u_t é uma sequência de inovação de ruído branco de dimensão 3. Esse modelo básico foi usado por diversos autores, com algumas adaptações individuais (CAMPBELL e SHILLER, 1988b; HODRICK, 1992; GOETZMANN e JORION, 1995; ANCHITE e ISSLER, 2002). Essa equação permite fazer previsões para as variáveis em períodos futuros, pela multiplicação de matrizes:

$$E[z_{t+1} | z_t] = A z_t + E[u_{t+1}] \quad (21)$$

Hodrick (1992) utilizou um modelo VAR de primeira ordem com três variáveis: o retorno real continuamente composto de um portfólio, a taxa de dividendos e o retorno mensal da nota do tesouro americano relativo à sua média móvel dos últimos 12 meses. O autor usou dados de 1927 a 1987. O teste da hipótese conjunta dos coeficientes serem iguais a zero possui uma

distribuição Qui-quadrado com 3 graus de liberdade. Para o período de 1927 a 1987, o valor do Qui-quadrado é de 9,867 e o intervalo de confiança atinge 0,98. Para o sub-período de 1952 a 1987, o valor do qui-quadrado aumenta para 22,765 e o intervalo de confiança atinge 0,99.

Hodrick também utilizou técnicas de Monte Carlo para fazer inferências sobre as propriedades de pequena amostra da estimação por VAR. Devido à forte evidência empírica que os dados sobre retornos exibam heteroscedasticidade, Hodrick modelou os resíduos usando um modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic*). Seus resultados sugerem fortes evidências do poder de previsão dos retornos para um mês à frente, para o subperíodo de 1952 a 1987.

Nas estimativas de Campbell, Lo e MacKinley (1997), o vetor de estado também possui três elementos: o retorno real das ações r_t , o log do da taxa de dividendos d_t e a taxa de juros de curto prazo i_t . Eles usaram dados de 1952 a 1994. O VAR estimado de primeira ordem para essas variáveis, com erros padrão entre parênteses são

$$\begin{matrix} r_{t+1} \\ d_{t+1} \\ i_{t+1} \end{matrix} = \begin{matrix} 0,055(0,053) & 0,655(0,230) & -0,520(0,166) \\ -0,038(0,001) & 0,999(0,003) & -0,000(0,002) \\ -0,032(0,011) & -0,040(0,046) & 0,707(0,050) \end{matrix} \begin{matrix} r_t \\ d_t \\ i_t \end{matrix} + \begin{matrix} \epsilon_{1,t+1} \\ \epsilon_{2,t+1} \\ \epsilon_{3,t+1} \end{matrix} \quad (22)$$

Os valores de R^2 para as três regressões acima são, respectivamente, 0,04, 0,996 e 0,537. A primeira equação desse sistema relaciona o retorno da ação r_{t+1} em função do próprio retorno r_t em t , da taxa de dividendos d_t e da taxa de juros i_t . Os valores dos erros padrões mostram que apenas o próprio retorno defasado é significativo para explicar o retorno futuro e que os valores passados da taxa dividendos não têm impacto significativo na previsão retorno futuro. Assim, nesse modelo, podemos considerar que a previsibilidade do retorno em função dos dividendos é pouco significativa.

Nelson e Kim (1993) e Goetzmann e Jorion (1995) utilizaram o modelo VAR para dados norte-americanos, mas seus resultados não mostraram uma previsibilidade significativa dos retornos. Goetzamann e Jorion (1995) replicaram o mesmo modelo para séries da Inglaterra, mas novamente a previsibilidade foi praticamente nula.

Anchite e Issler (2002) testaram o Modelo do Valor Presente (MVP) com retornos esperados constantes e variantes no tempo, para dados do Ibovespa de 1986 a 1998. Eles também usaram três variáveis: dividendos, preços e juros (calculada como a média trimestral da taxa real overnight SELIC paga nos títulos públicos federais). Os resultados mostraram que não foi possível rejeitar o MVP. Para os autores, isso indica que os valores das variáveis estão em conformidade com seus fundamentos e que o mercado é racional e eficiente.

De maneira geral, os trabalhos que analisaram a previsibilidade de retornos em função dos dividendos usando modelos VAR não encontraram resultados significantes. Isso abriu espaço para que outras técnicas econométricas testassem a previsibilidade dos retornos, como o modelo de correção de erros.

2.5.2 - Mecanismos de Correção de Erros (MCE)

Os modelos de VAR descritos na seção anterior possuem um problema quando as variáveis não são estacionárias e desejamos transformá-las em estacionárias¹⁵. Para contornar esse problema, podemos estimar o modelo usando variáveis em diferença e variáveis defasadas. Exemplo disso é a equação abaixo, conhecida como modelo de correção de erros (*Error Correction Model* – ECM):

$$\Delta X_t = \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \alpha_2 (X_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \epsilon_t \quad (23)$$

Nessa equação, o valor de β se altera entre t e $t-1$ devido a mudanças que ocorrem entre t e $t-1$ na variável explicativa X , e por algum eventual ajuste de equilíbrio, dado por $X_{t-1} - \beta X_{t-1}$. Na equação 23, α_1 define a relação de longo-prazo entre X_t e X_{t-1} , α_2 a relação de curto-prazo e α_2 descreve a velocidade do ajustamento de volta ao equilíbrio. Esse modelo é mais complexo que os modelos de VAR justamente por incluir esse fator de correção de erros a cada período t .

¹⁵ A principal maneira de fazer isso é tomar a primeira diferença de cada variável ($X_t - X_{t-1} = \Delta X_t$) e usar essa nova variável nas regressões. Uma regressão típica seria: $\Delta X_t = \alpha \Delta X_{t-1} + \epsilon_t$. Entretanto, no equilíbrio de longo prazo, temos que $X_t = X_{t-1}$. Assim, a primeira diferença da série será nula no longo prazo, cancelando todos os termos da equação (Brooks, 2003).

Quando expandimos esse modelo usando vetores, chegamos a um *Vector Error Correction Model* (VECM). De maneira simplificada, o modelo de dividendos pode ser representado pelo seguinte sistema:

$$\ln R_{t+1} = \ln R_t - 1 + \alpha_1 (\ln R_t - 1) - \beta_1 (\ln D_t - 1) + \epsilon_{1t} \quad (24)$$

$$\ln D_{t+1} = \ln D_t - 1 + \alpha_2 (\ln D_t - 1) - \beta_2 (\ln R_t - 1) + \epsilon_{2t},$$

onde $\ln R_t - 1$ e $\ln D_t - 1$ são, respectivamente, o logaritmo do retorno da ação e de sua taxa de dividendos. α_1 e α_2 são parâmetros a serem estimados na equação e ϵ_{1t} e ϵ_{2t} são os erros aleatórios distribuídos normalmente com média 0 e variância σ^2 .

Para esse modelo ser testado empiricamente, o modelo de correção de erros exige que as séries de preços e dividendos sejam cointegradas. Entretanto, diversos autores argumentam que isso não ocorre no mercado acionário brasileiro, devido ao descolamento do preço de uma ação e seu valor fundamental (MARTIN et al, 2004; MEDEIROS e FERNANDES, 2009; NUNES e SILVA, 2009). Dessa forma, o modelo de correção de erros não pode ser empregado no Brasil.

Essa diferença entre o preço de uma ação e valor fundamental é geralmente explicada pela presença de um componente de bolha em seu preço. A relação entre preço e dividendos na presença de bolhas será estudada com mais detalhes na próxima seção.

3 - BOLHAS RACIONAIS

Em um mercado eficiente, o preço de um ativo deve refletir o seu valor fundamental, definido como o valor presente do fluxo de caixa futuro descontado por uma taxa de risco apropriada. No mercado acionário, o valor fundamental de uma ação corresponde ao valor presente dos dividendos pagos por essa ação. Uma bolha existe quando o preço negociado de uma ação é maior que seu valor fundamental.

Os modelos teóricos envolvendo preço e dividendos discutidos até agora foram replicados em vários países. Entretanto, todos eles assumem a não existência de bolha nos preços, hipótese refutada em diversos trabalhos empíricos norte americanos (FROOT e OBSTFELD, 1991; ENDERS e SIKLOS, 2001; BROOKS e KATSARIS, 2003; BOHL, 2003; KOUSTAS e SERLETIS, 2005) e brasileiros (ANCHITE e ISSLER, 2002; LAMOUNIER e NOGUEIRA, 2007).

Shiller (2000) define bolha como uma situação em que preços altos são sustentados pelo excesso de confiança e entusiasmo dos investidores, e não por uma estimativa consistente de valor real. Um investidor poderá pagar um preço acima do valor fundamental da ação caso ele tenha confiança e acredite no aumento do preço dessa ação no futuro. Essa diferença de preços gera um retorno ao detentor da ação. Enquanto ele acreditar na elevação do preço da ação, ele poderá manter esse tipo de comportamento, alimentando o componente da bolha (ABREU e BRUNNERMEIER, 2003; SHILLER, 2000; BROOKS, 2002). Martin et. al (2004) definem bolha como uma alta persistente nos preços de um ativo por um tempo suficientemente longo, seguido por colapso dos mesmos.

As bolhas podem ser criadas a partir de fatores exógenos, sem nenhum tipo de relação com os valores fundamentais, por análises e estimações errôneas dos fundamentos do mercado ou pela presença de assimetria de informações e comportamento de manada no mercado (CONT e BOUCHAUD, 2000; SHILLER, 2000; SHLEIFER, 2000; BIKHCHANDANI e SHARMA, 2001). Uma bolha adquire um elemento especulativo no momento em que o investidor inclui em seu conjunto de informações o valor futuro esperado da ação. Ao fazer isso, o preço da ação passa a ser influenciado por expectativas e conjunturas futuras de seu preço – especulação. Essas bolhas possuem uma característica especial de serem persistentes,

sistemáticas e estarem continuamente se distanciando de seu valor fundamental (BROOKS e KATSARIS, 2003).

Como dito anteriormente, a HME afirma que o preço de uma ação só se altera diante de novas informações. Na presença de bolhas, o preço de uma ação se eleva sem um aumento correspondente no valor dos dividendos e sem a chegada de novas informações relevantes. Assim, bolhas poderiam ser indícios de ineficiência do mercado. Fama (1997) e Malkiel (2007) defendem que o mercado pode ser eficiente até mesmo na presença de bolhas, pois nenhum investidor consegue usar as informações disponíveis sobre bolhas para gerar retornos sistemáticos acima da média sem correr riscos acima da média.

Como os agentes estão agindo racionalmente, as bolhas formadas no mercado são denominadas bolhas racionais. No restante do trabalho, discutiremos apenas dois tipos de bolhas:

- a) Bolhas explosivas: ocorrem na ausência de equilíbrio de longo prazo entre o preço da ação e seus dividendos.
- b) Bolhas que estouram periodicamente – *periodically collapsing bubbles*: Bolha cresce até certo limite, e depois cai para um valor próximo de zero, voltando a crescer em direção ao equilíbrio de longo prazo.

3.1 – Resultados Empíricos

Na seção anterior sobre mercados eficientes, foi usada a hipótese (10) de que o valor esperado da ação trazido a valor presente converge para zero na medida em que o horizonte temporal aumenta. Na presença de bolhas, essa hipótese é relaxada e a equação (9) passa a ter infinitas soluções, que podem ser escritas na forma:

$$P_t = P^* + B_t + u_t, \quad (25)$$

onde:

$$B_t = \beta B_{t+1} + R \quad (26)$$

Nessa equação, P_t representa o preço atual da ação em t , P^* o valor fundamental da ação e B_t a bolha racional.

Resolvendo (20) recursivamente, o resultado é:

$$B_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{D_{t+i}}{(1+r)^i} + \frac{P_{t+1}}{1+r} \quad (27)$$

Na presença de bolhas a equação (11) passa a ser escrita como:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{D_{t+i}}{(1+r)^i} + B_{t+1} \quad (28)$$

Essa equação descreve o efeito que a bolha tem sobre o preço da ação no período t. O preço atual da ação difere de seu valor fundamental exatamente pelo segundo termo da equação.

No contexto de análise de séries temporais, existem diversas maneiras de se testar a existência de bolhas. As mais usadas são os testes de raiz unitária e os testes de cointegração entre preços e dividendos de ações. Entretanto, como mostraremos a seguir, essas técnicas são incapazes de detectar bolhas que estouram periodicamente.

Para o teste de raiz unitária, deve-se primeiro formar uma série de *dividend yield* – a partir das séries de preços e dividendos. A existência de raiz unitária nessa série indica a presença de bolhas racionais. Froot e Obstfeld (1991) usaram dados do índice S&P 500 entre 1900 e 1988, e verificaram a existência de raiz unitária na taxa de dividendos e ausência de cointegração entre preço e dividendos.

A cointegração entre duas séries temporais indica uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, implicando que seus valores não poderão divergir eternamente. Dessa forma, a cointegração entre as séries de preços e dividendos implica uma situação de convergência e equilíbrio no futuro, eliminando a hipótese da existência de uma bolha racional do tipo explosiva (BROOKS e KATSARIS, 2003; KOUSTAS e SERLETIS, 2005).

Campbell e Shiller (1987) testaram a cointegração entre as séries de preço e dividendos nos EUA, para dados anuais da S&P500 entre 1871 e 1986. Seus resultados indicam desvios persistentes entre o preço das ações e seus valores fundamentais, o que indica a existência de bolha. Brooks e Katsaris (2003) encontraram resultados semelhantes para a década de 90. Bohl (2003) detectou bolhas explosivas para uma série mensal norte-americana que se estende de 1871 a 2001, por meio de dois testes de cointegração distintos – Método de Engle-Granger e Método de Johansen. Esses métodos serão descritos com mais detalhes no capítulo 4, que trata da metodologia.

Usando esses mesmos testes, Nunes e Silva (2007) encontraram evidência de bolhas explosivas em diversos países: Argentina, Brasil, China, Colômbia, República Checa, Índia, Israel, Malásia, México, Peru, Polônia, África Do Sul, Rússia, Sri Lanka, Tailândia, Taiwan, Turquia e Venezuela. Herrera e Perry (2003) detectaram bolhas explosivas em alguns países latino-americanos por meio de testes de raiz unitária e de cointegração, com dados de 1980 a 2001. São eles: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru.

Martin et al (2004) encontraram bolhas racionais no índice Bovespa, por meio de modelos de regime de conversão markovianos, entre 1994 e 2004. Nunes e Silva (2009) apresentaram resultados favoráveis à presença desse tipo de bolha no Brasil, por meio de testes de cointegração de Johansen e de Engle-Granger, com dados da *Standard & Poors* para o período de julho de 1994 a dezembro de 2006. Medeiros e Fernandes (2009) analisaram os preços e dividendos das ações da Bovespa, no período de 1994 a 2007. Os resultados também são favoráveis à existência de uma bolha explosiva nesse mercado.

Apesar de muito usados, esses testes de cointegração podem levar a resultados conflitantes. Bohl (2003) usou testes de cointegração de Engle-Granger e Johansen nas mesmas séries, mas obteve resultados contrários: pelo método de Engle-Granger, ele detectou cointegração em apenas uma das quatro séries analisadas, já pelo teste de cointegração de Johansen, três dessas mesmas séries apontaram cointegração.

A principal crítica sobre esses testes é que eles supõem que as variações de preço em direção ao equilíbrio são lineares e simétricas, com mesma velocidade de ajuste para preços acima e abaixo do preço de equilíbrio e ajustes simétricos em cada período. Na prática, isso pode não ocorrer (EVANS (1991); ENDERS e SIKLOS (2001); BOHL (2003)).

Se observarmos o comportamento da bolha da internet na década de 90, por exemplo, notamos que seu comportamento é não-linear e assimétrico. Nessa e em outras bolhas, o que geralmente ocorre é que o preço de uma ação se eleva por vários períodos e despencamente repentinamente. Esses aumentos nos preços ocorrem de maneira distinta em cada período. No momento do estouro da bolha, o preço de uma ação cai abrupta e repentinamente, e não de forma simétrica e linear. Além disso, na presença de bolha financeiras apenas elevações dos

preços das ações são esperadas: é pouco provável que o preço de uma ação diminua por vários períodos para subitamente se elevar de volta ao equilíbrio.

Evans (1991) e Enders e Granger (1998) mostraram que por não considerar esses ajustes assimétricos, os testes usuais de cointegração possuem baixo poder, podendo levar à conclusão de que bolhas não existem na presença de bolhas com ajustes assimétricos e não-lineares – como as bolhas que estouram periodicamente. O comportamento desse tipo de bolha e o principal modelo usado para testá-la serão mostrados nas próximas seções.

3.2 – Bolhas que Estouram Periodicamente

O modelo de bolhas que estouram periodicamente adotado nesse trabalho é uma generalização do modelo criado por Blanchard (1979), e foi proposto por Evans (1991). Esse modelo incorpora o estouro parcial e não apenas total da bolha. Além disso, o tamanho e a probabilidade dos estouros dependem do próprio tamanho da bolha. As bolhas são definidas da seguinte maneira:

$$B_{t+1} = 1 + r B_t \varepsilon_{t+1} \quad \text{se } B_t < \tau \tag{29}$$

$$B_{t+1} = \delta + 1 + r \pi \theta_{t+1} B_t - \delta \varepsilon_{t+1} \quad \text{se } B_t > \tau,$$

Nas equações acima, B_{t+1} é o valor da bolha no período $t+1$, δ e τ são parâmetros positivos com $0 < \delta < (1+r)\tau$, ε_{t+1} é uma variável aleatória positiva i.i.d com $E_t \varepsilon_{t+1} = 1$ e θ_{t+1} é um processo de Bernoulli i.i.d que assume o valor 1 com probabilidade π e 0 com probabilidade $1-\pi$. Como a variável ε_{t+1} é estritamente positiva, é possível mostrar que a bolha terá sempre sinal positivo, e nunca irá se extinguir totalmente.

Para valores de B_t menores que τ , a bolha cresce a uma taxa média $1+r$ e tem probabilidade nula de estourar. Um alto valor de τ resulta em bolhas com um longo período inicial de baixo crescimento. Se a bolha ultrapassar esse limite τ , ela passa a crescer a uma taxa mais elevada, $1+r\pi$, com probabilidade $(1-\pi)$ de estourar. Logo, π corresponde à probabilidade de a bolha perdurar por mais um período. Depois do estouro, o valor da bolha retorna a um pequeno valor médio δ , e o processo se reinicia. Os parâmetros δ , τ e π determinam o tamanho da bolha, a duração de tempo médio antes do estouro e a frequência com que as bolhas surgem.

Esse modelo satisfaz duas propriedades teóricas bem-estabelecidas de bolhas estocásticas (DIBA e GROSSMAN, 1988). Primeiro, ela nunca pode ser negativa, pois um valor negativo para a bolha implicaria um valor esperado negativo para preço das ações, o que é economicamente impossível. Segundo, essa bolha nunca se extingue completamente, porque se isso ocorresse, ela não poderia surgir novamente (BOHL, 2003).

3.3 - Modelos Auto Regressivos com limiar

A assimetria na direção e velocidade dos ajustes criou a necessidade de uma nova maneira de se testar bolhas racionais. Enders e Siklos (2001) definiram os modelos auto-regressivos com limiar (*Threshold Auto-Regressives* (TAR)) e auto-regressivos com limiar e efeito momento (*Momentum Threshold Auto-Regressives* (M-TAR)) para detectar empiricamente a existência de bolhas que estouram periodicamente.

Se elas estão presentes nos preços das ações, então os resíduos da relação:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \hat{u}_t \quad (30)$$

irão refletir as sequências de aumentos de preços seguidos de uma queda abrupta e repentina¹⁶. Esse comportamento pode ser capturado pela seguinte expressão:

$$\Delta u_t = I_t \rho_1 u_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 u_{t-1} + \gamma I_t \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (31)$$

onde Δu_t é a variação dos resíduos entre $t-1$ e t , u_t é o resíduo obtido da regressão (30) e ρ_1 , ρ_2 e γ são os parâmetros a serem estimados.

Para o modelo TAR, I_t é uma variável indicadora que depende do valor do resíduo no período anterior, definida como:

$$I_t = 1, \quad \text{se } u_{t-1} \geq \tau_0, \quad \text{se } u_{t-1} < \tau_0 \quad (32)$$

Esse modelo funciona da seguinte maneira: a suposição inicial é que os resíduos obtidos na equação (30) expressem comportamento típico de uma bolha que estoura periodicamente.

¹⁶ P_t = preços, D_t = dividendos e β_0 e β_1 são os parâmetros da equação de regressão.

Para valores de u_{t-1} abaixo do valor do limiar (*threshold*), Δu_t se comportará de acordo com a estimativa de ρ_2 . Para valores de acima de τ , eles passam a se movimentar de acordo com ρ_1 estimado. Os valores defasados de Δu_t também podem ser utilizados nos modelos, sendo o número de *lags* defasados de Δu_{t-i} definido por algum critério de informação conveniente.

Como exemplo do ajustamento assimétrico, pode-se supor que o limiar seja nulo ($\tau=0$). Um valor $u_{t-1}>0$ indica um aumento nos preços (relativos aos dividendos) seguidos de queda. Valores de $u_{t-1}<0$ indicariam sucessivas quedas no preço das ações, seguida por uma elevação abrupta e inesperada. Esse comportamento não é compatível com o conceito de bolhas racionais. Esse exemplo ilustra porque o ajuste de preços é assimétrico.

A magnitude dos coeficientes estimados também traz interpretações distintas ao modelo. Se ocorrer $-1<\rho_1<\rho_2<0$, então a fase negativa da sequência dos resíduos tenderá a ser mais persistente do que a fase positiva. Se a série convergir, $u=0$ será o valor de equilíbrio de longo prazo da sequência. Se u_{t-1} ficar abaixo do equilíbrio de longo prazo, o ajustamento ocorre por $\rho_2 u_{t-1}$. Se ficar acima, ele se dá por $\rho_1 u_{t-1}$.

A diferença entre o modelo TAR e o M-TAR consiste na definição da variável indicadora. Em um M-TAR, I_t se torna:

$$I_t = 1, \quad \& \quad \text{se } \Delta u_{t-1} \geq \tau, \quad \& \quad \text{se } \Delta u_{t-1} < \tau \quad (33)$$

Neste caso, a variável indicadora depende da variação dos resíduos do período anterior e não apenas do seu valor passado. Essa diferença ilustra o efeito momento no M-TAR, ausente no modelo TAR (ENDERS e SIKLOS, 2001; BOHL, 2003).

Petrucelli e Woolford (1984) estabeleceram as condições necessárias e suficientes para a estacionariedade da série dos resíduos $\{\Delta u_t\}$. A primeira diz que os coeficientes estimados em (25) devem ser negativos, ou seja, $\rho_1, \rho_2 < 0$. A segunda afirma que $1 + \rho_1 + \rho_2 < 1$, para qualquer valor de τ . Na prática, essas condições nem sempre são respeitadas.

Para países emergentes, Nunes e Silva (2007) estimaram valores positivos para ρ_1 ou ρ_2 em diversos países: África do Sul, Chile, Israel, Índia, México, Polônia, Rússia, Taiwan, Turquia, República Checa, Malásia, Sri Lanka, Colômbia e Venezuela. Para os EUA, Bohl (2003) estimou um coeficiente positivo e não significativo para uma série mensal entre 1871-2001 e

um positivo e significativo para uma série anual entre 1871 e 1999. Quando as estimativas de ρ_1 ou ρ_2 são positivas e estatisticamente significativas, as hipóteses do modelo são violadas, e não é possível confirmar a presença de bolhas que estouram periodicamente. É o caso da série anual de 1871/1999 de Bohl (2003) e das estimativas para a África do Sul de Nunes e Silva (2007).

O valor do limiar τ não precisa necessariamente ser igual à zero. Nesse caso, é preciso estimar o valor de τ juntamente com ρ_1 e ρ_2 . Chan (1993) propôs um método para estimar um valor de τ consistente¹⁷. Primeiramente deve-se ordenar de forma crescente os resíduos da equação (30), e eliminar os 15% maiores e menores valores dessa série. Todos esses resíduos são um limiar em potencial. Após isso, deve-se testar esses candidatos no sistema formado pelas equações (31), (32) e (33) e observar o valor da soma dos quadrados dos resíduos – SQR – de cada elemento. O candidato que apresentar a menor SQR deve ser usado como limiar do modelo.

Serão utilizadas as terminologias TAR consistente (TARC) e M-TAR consistente (M-TARC) para denominar os modelos TAR e M-TAR usando o valor do limiar consistente. As principais características desses quatro modelos são apresentadas na tabela 2.

Para testar o modelo, foram realizados dois testes de hipóteses. O primeiro corresponde à hipótese nula de não cointegração das variáveis, ou seja, $\beta_0:\beta_1=0$, $\beta_0:\beta_2=0$ e $\beta_0:\beta_1=\beta_2=0$. Chamamos de ϕ o valor desse teste F para os modelos TAR e M-TAR e de ϕ^* o valor para os modelos TARC e M-TARC. Ambas as estatísticas devem ser comparadas com os valores críticos fornecidos por Enders e Siklos (2001). Se a hipótese nula de não cointegração for rejeitada, pode-se dizer que existe um ajustamento de longo prazo das variáveis.

O segundo teste de hipótese, $\beta_0:\beta_1=\beta_2$, verifica a simetria do ajuste entre β_1 e β_2 . A não-rejeição dessa hipótese nula pode ser considerada uma evidência de cointegração entre P_t e D_t com ajustamento simétrico e linear. Por outro lado, a rejeição de $\beta_0:\beta_1=\beta_2$ sugere um ajustamento não-simétrico entre β_1 e β_2 , indicando a existência de bolhas que estouram

¹⁷ Chan (1993) usou simulações de Monte Carlo e mostrou que a busca por um valor de *threshold* minimizando a Soma dos Quadrados dos resíduos de (30) gera uma estimativa consistente de τ .

periodicamente. Essa hipótese nula, chamada de F_A , deve ser testada usando-se os valores críticos habituais de um teste F.

Tabela 2 – Características dos Modelos TAR, TARC, M-TAR e M-TARC

Modelo	Variável Indicadora	Capta o Efeito Momento?	Valor do limiar
TAR	$I_t=1$, se $u_{t-1} \geq \tau_0$, se $u_{t-1} < \tau_1$	Não	0
TARC		Não	Método de Chan (1993)
M-TAR	$I_t=1$, & se $\Delta u_{t-1} \geq \tau_0$, & se $u_{t-1} < \tau_1$	Sim	0
M-TARC		Sim	Método de Chan (1993)

3.4 – Resultados Empíricos de modelos TAR

Bohl (2003) analisou a presença de bolhas que estouram periodicamente no mercado acionário americano, usando séries mensais e anuais de preços e dividendos da *Standard & Poors* em diferentes períodos. Denominaremos A_1 a série com dados anuais de 1871 a 1995, A_2 a série anual de 1871 a 1999, M_1 a série mensal 1871-1995 e M_2 a série mensal 1871-2001.

Ele utilizou o modelo M-TAR consistente nas séries de preços e dividendos para todos os períodos. A hipótese nula de não cointegração $\beta_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ foi rejeitada nas quatro séries do estudo, indicando um ajuste de longo prazo entre as séries de preço e dividendos.

Nas séries A_1 e M_1 não foi possível rejeitar a hipótese nula $\beta_0: \beta_1 = \beta_2$, descartando a hipótese da presença de uma bolha que estoura periodicamente nesse período. Nas séries A_2 e M_2 , foi rejeitada a hipótese nula do ajustamento simétrico entre β_1 e β_2 , indicando que nesses períodos o ajuste entre preço e dividendos é assimétrico. Para confirmar a presença de bolhas que estouram periodicamente, devemos analisar os coeficientes β_1 e β_2 .

Embora estatisticamente significativo, o β_1 calculado em A_2 foi positivo, e isso o invalida como mecanismo de correção de erros. O parâmetro β_1 da série M_2 foi significativo e negativo, mas o β_2 estimado nesse período se mostrou não significativo. Bohl conclui que apenas para o período de 1871 a 2001 foi possível verificar a existência de bolhas que estouram periodicamente.

Bohl e Siklos (2004) testaram a presença das bolhas que estouram periodicamente usando o modelo M-TAR consistente, com uso de séries com início em períodos distintos: 1871, 1900, 1925 e 1947, sendo que quatro delas terminaram em 1995 e quatro em 2001. Isso foi feito para verificar se a movimentação do mercado financeiro norte-americano no fim da década de 90 poderia alterar os resultados dos modelos.

Para as séries com final em 2001, apenas naquela com início em 1947 não foi possível rejeitar a hipótese nula $\alpha_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$. Nas outras três séries, foi rejeitada tanto a hipótese nula de não cointegração como a hipótese nula de ajuste simétrico. Essas séries apresentaram elevações do preço em relação aos fundamentos no curto prazo, com um ajuste assimétrico de volta ao valor fundamental no longo prazo ($\alpha_1 \neq \alpha_2$), indicando a presença de bolhas que estouram periodicamente no curto prazo.

Para as séries com final em 1995, foram rejeitadas tanto a hipótese nula de não cointegração como a hipótese nula de ajuste simétrico. Os valores estimados de α_2 e α_1 foram significantes e negativos, e α_2 foi maior que α_1 em módulo em todos os períodos. As conclusões para esse período são semelhantes às das séries com final em 2001.

Nunes e Silva (2009) testaram a presença desse tipo de bolha no Brasil usando os modelos TAR, M-TAR, TAR consistente e M-TAR consistente. Foram usados dados da *Standard & Poors* para países emergentes do período de julho de 1994 a dezembro de 2006. Pelos modelos de TAR e M-TAR, com valor de limiar igual a zero, não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração. Já nos modelos TARC e M-TARC, foi possível rejeitar essa hipótese nula ($\alpha_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$).

O valor do limiar calculado pelo método de Chan (1993) foi de 0,663 e -0,437, respectivamente para o TAR e M-TAR consistentes. Em ambos os casos, os valores de α_1 e α_2 foram significativos e negativos, e respeitaram as condições impostas por Petrucci e Woolford (1984).

Além disso, a Hipótese Nula de ajustes simétricos $\alpha_0: \alpha_1 = \alpha_2$ foi rejeitada para os dois modelos ao nível de significância de 1%. Segundo os autores, ocorreu um aumento de preços

das ações no curto prazo seguido de crash. Esse ajuste assimétrico entre preços e dividendos sugere a presença de bolhas que estouram periodicamente nesse mercado.

Para países emergentes, Nunes e Silva (2007) testaram a presença desse tipo de bolha em 22 países, e em 12 deles foi detectada sua presença: Brasil, Chile, China, Colômbia, Índia, Indonésia, Coréia do Sul, México, Peru, Filipinas, Polônia e Venezuela. Na Argentina, República Checa, Israel, Malásia, África do Sul, Rússia, Sri Lanka, Tailândia, Taiwan e Turquia não foi possível detectar esse tipo de bolha com nenhum dos modelos TAR apresentados. As séries de preços e dividendos foram obtidas da base de dados dos países emergentes da *Standard & Poors*, para o período de 1990 a 2006.

Doffou (2007) analisou a presença dessas bolhas em diversos países asiáticos usando o modelo M-TAR consistente, com dados extraídos da *International Finance Corporation* entre 1993 e 2005. Assim como em Bohl (2003), a presença desse tipo de bolha foi verificada apenas quando usadas as séries mensais. Para dados anuais, os resultados rejeitaram a hipótese nula de não cointegração, mas não rejeitaram a hipótese nula de ajustamentos simétricos, indicando um ajuste simétrico no longo prazo (rejeitando hipótese da presença de bolhas que estouram periodicamente). Os países em questão foram Hong Kong, Singapura, Taiwan, Tailândia, Malásia, Índia, Paquistão, Indonésia, Filipinas e Coréia do Sul.

É importante levar em consideração que as estimativas da classe de modelos autoregressivos com limiar se mostraram sensíveis ao tamanho da amostra e da variância dos dados utilizados. Como notado em Bohl (2003) e Bohl e Siklos (2004), a inclusão/exclusão de um período com maior volatilidade pode causar mudança significativas nas estimativas do modelo, alterando a conclusão sobre a presença de bolhas que estouram periodicamente. Os principais resultados encontrados por esses autores estão resumidos na Tabela 3.

Tabela 3 – Resultados de modelos auto-regressivos com limiar de diversos autores

Autor	País	Frequência	Período	Bolha	Método
Bohl (2002)	EUA	Anual	1871-1995	Não	M-TARC
		Anual	1871-1999	Não	M-TARC
		Mensal	1871-1995	Não	M-TARC
		Mensal	1871-2001	Sim	M-TARC
Bohl e Siklos (2004)	EUA	Mensal	1871-2001	Sim	M-TARC
		Mensal	1900-2001	Sim	M-TARC

		Mensal	1925-2001	Sim	M-TARC
		Mensal	1947-2001	Não	M-TARC
		Mensal	1871-1995	Sim	M-TARC
		Mensal	1900-1995	Sim	M-TARC
		Mensal	1925-1995	Sim	M-TARC
		Mensal	1947-1995	Sim	M-TARC
Nunes e Silva (2009)	Brasil	Mensal	1994-2006	Sim	TARC, M-TARC
Nunes e Silva (2007)	Argentina	Mensal	1993-2006	Não	-
	Brasil	Mensal	1994-2006	Sim	TARC; M-TARC
	Chile	Mensal	1990-2006	Sim	TAR; TARC; M-TARC
	China	Mensal	1994-2006	Sim	M-TARC
	Colômbia	Mensal	1992-2006	Sim	TAR; TARC
	República Checa	Mensal	1990-2006	Não	-
	Indonésia	Mensal	1990-2006	Sim	TAR; TARC
	Índia	Mensal	1990-2006	Sim	M-TAR; M-TARC
	Israel	Mensal	1993-2006	Não	-
	Coreia	Mensal	1990-2006	Sim	M-TAR; M-TARC
	Malásia	Mensal	1990-2006	Não	-
	México	Mensal	1990-2006	Sim	TAR; TARC
	Peru	Mensal	1994-2006	Sim	TAR; TARC
	Filipinas	Mensal	1990-2006	Sim	TAR; TARC; M-TAR; M-TARC
	Polônia	Mensal	1994-2006	Sim	TAR; TARC
	África do Sul	Mensal	1990-2006	Não	-
	Rússia	Mensal	1995-2006	Não	-
	Sri Lanka	Mensal	1990-2006	Não	-
	Tailândia	Mensal	1990-2006	Não	-
	Taiwan	Mensal	1990-2006	Não	-
Turquia	Mensal	1990-2006	Não	-	
Venezuela	Mensal	1990-2006	Sim	TARC; M-TARC	
Doffou (2007)	Hong Kong	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Singapura	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Taiwan	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Tailândia	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Malásia	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Índia	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Coreia do Sul	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Paquistão	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Indonésia	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC
	Filipinas	Mensal	1993-2005	Sim	M-TARC

4 – METODOLOGIA

Neste trabalho buscou-se verificar a presença de bolhas que estouram periodicamente no mercado acionário brasileiro. Para tal, foi analisada a relação entre preços e dividendos da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) por meio de modelos auto-regressivos com limiar (*threshold auto-regressives* (TAR)) e auto-regressivos com limiar e efeito momento (*momentum threshold auto-regressives* (M-TAR)), TAR consistente e M-TAR consistente, seguindo metodologia proposta por Enders e Siklos (2001) e Bohl (2003).

As séries de preços e dividendos analisadas compreendem o período de julho de 1994 até março de 2009. A série de preços (IBOV) corresponde aos valores mensais do índice de preços da BOVESPA. A série de dividendos (IDIV) agrega os valores dos dividendos e dos juros sobre capital próprio. Ela foi calculada por meio da soma ponderada da quantidade teórica de cada ação integrante do IBOVESPA pelo dividendo no mês pago por ela. As carteiras teóricas do IBOVESPA foram obtidas da BOVESPA e todos os dados foram deflacionados utilizando o IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo). O preço das ações, além de corrigido pela inflação, foi ajustado para os proventos do período.

Inicialmente foram analisadas as características individuais das séries de preços e dividendos, por meio de testes de raiz unitária e cointegração, para então aplicar-se os modelo auto-regressivos com limiar. Com os primeiros testes pode-se detectar a presença de bolhas explosivas, e com os modelos TAR pode-se verificar a presença de bolhas que estouram periodicamente.

A ordem de integração das séries de preços e dividendos foi verificada usando-se o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Ambos testam a Hipótese Nula (H_0) de presença de raiz unitária contra a Hipótese Alternativa (H_1) da não presença de raiz-unitária. A escolha do número de lags foi realizada baseando-se nos critérios de informação de Akaike e (AIC) e de Schwarz (BIC).

Para testar a cointegração entre as séries IBOV e IDIV foram usados dois testes distintos, o de Engle e Granger e o de Johansen. O primeiro afirma que para duas séries serem cointegradas, elas devem ser integradas em primeira diferença ($I(1)$), e uma combinação linear delas deve ser estacionária ($I(0)$) (BROOKS, 2002). A primeira etapa desse teste consiste em formar uma nova série a partir dos resíduos da equação abaixo, e testar sua estacionariedade:

$$\hat{\epsilon}_{it} = \alpha + \beta \hat{\epsilon}_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (36)$$

Para verificar a presença de raiz unitária na série $\{\hat{\epsilon}_{it}\}$, foram realizados os testes ADF e PP citados anteriormente. Se a hipótese nula de presença de raiz unitária for rejeitada, então a série $\{\hat{\epsilon}_{it}\}$ será estacionária. Se isso acontecer, é possível afirmar que as variáveis IBOV e IDIV são cointegradas – pois foi possível encontrar uma combinação linear estacionária entre elas. Caso contrário, as séries não serão cointegradas.

O segundo teste, conhecido de Procedimento de Johansen, procura relações de cointegração entre as variáveis analisadas. Inicialmente esse teste estima um VAR(k):

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t, \quad (37)$$

onde $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$; $\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \Pi_3 + \dots - I$; $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$; e X_t é um vetor $X_t = X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}$ das são as variáveis X_{it} testadas.

As variáveis são regredidas em função de suas próprias defasagens e das outras variáveis defasadas. O número de *lags* é escolhido observando-se os critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Depois de determinar a ordem do VAR, testamos se o VAR(k) acima pode ser escrito como um VEC(k-1):

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t, \quad (38)$$

onde β é a matriz que contém colunas de vetores de cointegração, α é a matriz dos coeficientes da velocidade de ajustamento e ϵ_t é um ruído branco. Se tivermos $\Pi = \alpha \beta'$, então o VAR(k) poderá ser escrito como um VEC(k-1). O Teorema de Representação de Granger diz que se, e somente se, um vetor X_t é cointegrado de ordem (1,1), ele pode ser representado por um modelo de correção de erros (VEC). Dessa forma, se for possível representar o VAR(k) como um VEC(k-1), as variáveis são cointegradas de ordem (1,1).

Se o posto r da matriz $\Pi = \alpha\beta'$ for completo ou igual a zero, então não existe representação em VEC. As variáveis cointegram apenas no caso de r estar entre zero e N . O posto de Π também corresponde ao número de vetores de cointegração. Para encontrá-lo, serão usados os testes do máximo autovalor e do traço. Ambos os testes procura-se determinar o número de raízes características λ_i significativamente diferentes de zero.

O teste do máximo autovalor tem a hipótese nula que existe exatamente r vetores de cointegração. O teste do traço inicialmente assume a hipótese nula H_0 de que não existem vetores de cointegração. Se o teste é rejeitado, a hipótese nula H_0 supõe que existe no máximo um vetor de cointegração, e assim sucessivamente até H_0 de que existem no máximo $N-1$ vetores.

Para verificar a existência de bolhas que estouram periodicamente, foram utilizados Modelos TAR, TARC, M-TAR e M-TARC apresentados anteriormente. Os resíduos obtidos da relação entre preço e dividendos (30) foram usados nas equações (31), (32) e (33), rerepresentadas a seguir:

$$\Delta u_t = I_t p_1 u_{t-1} + 1 - I_t p_2 u_{t-1} + i = 1 \lambda y_i \Delta u_{t-1} + \epsilon_t \quad (31)$$

onde I_t é igual a:

$$I_t = 1, \quad \text{se } \Delta u_{t-1} \geq \tau, \quad \text{se } \Delta u_{t-1} < \tau \quad (32)$$

para o modelo TAR e TAR consistente, e igual a:

$$I_t = 1, \quad \& \quad \text{se } \Delta u_{t-1} \geq \tau, \quad \& \quad \text{se } \Delta u_{t-1} < \tau \quad (33)$$

para os modelos M-TAR e M-TAR consistente. Nos modelos TAR e M-TAR foi assumido que $\tau = 0$ e em TARC e M-TARC o valor de τ consistente foi estimado pelo método de Chan (1993).

Para o teste de hipóteses, foram usadas duas estatísticas. A primeira delas, denotada por ϕ , é valor do teste F da hipótese nula $\tau_0: \tau_1 = 0, \tau_0: \tau_2 = 0, \tau_0: \tau_1 = \tau_2 = 0$, para os modelos TAR e M-TAR. A segunda, denotada por ϕ^* é igual à anterior, mas para os modelos TARC e M-TARC. Ambas as estatísticas foram comparadas com os valores críticos fornecidos por Enders e Siklos (2001).

Se a hipótese nula de não cointegração for rejeitada, pode-se afirmar que existe um ajustamento de longo prazo das variáveis. Testamos então a hipótese nula de ajustamento simétrico $H_0: \beta_1 = \beta_2$ usando-se a estatística F habitual. A não-rejeição da hipótese nula $H_0: \beta_1 = \beta_2$ pode ser considerada uma evidência de cointegração entre P_t e D_t com ajustamento simétrico e linear¹⁸. Por outro lado, a rejeição de $H_0: \beta_1 = \beta_2$ sugere um ajustamento não-simétrico entre β_1 e β_2 , indicando a existência de bolhas que estouram periodicamente. Caso não seja possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração $H_0: \beta_1 = 0, \beta_2 = 0$ e $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$, pode-se dizer que para essa série de dados o modelo não apresenta uma relação de longo prazo válida entre o preço da ação e seus fundamentos.

¹⁸ Nota-se que os testes usuais de cointegração e raiz unitária mostrados anteriormente (Engle-Granger e Johansen) são casos específicos dos modelos TAR/M-TAR

5 - RESULTADOS

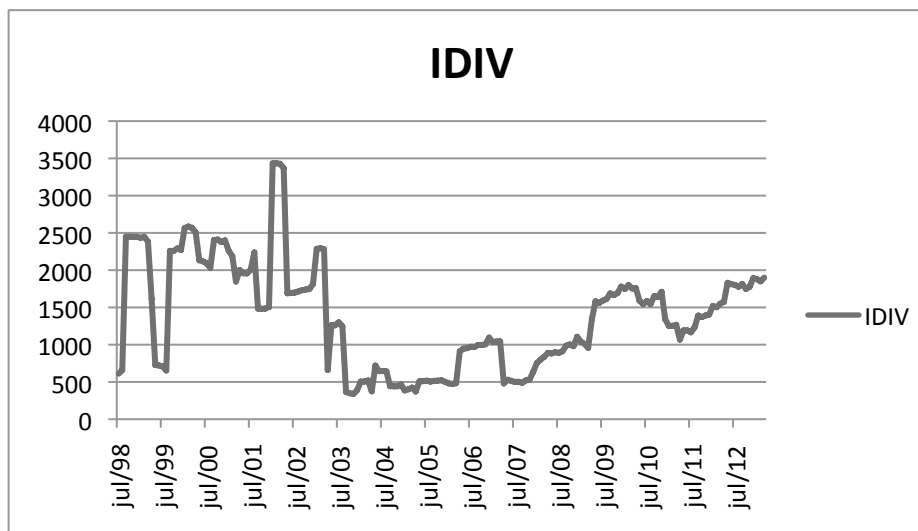
No gráfico da série de preços pode ser observado que entre 1994 e 2003 essa série apresentou períodos de crescimento seguidos de queda, encerrando 2003 com praticamente o mesmo valor do início da série. A partir de 2003, a série cresceu significativamente até meados de 2008, quando sofreu uma queda abrupta, causada pela crise financeira de 2008.

Figura 1 – Evolução da Série de preços (IBOV) entre 1994 e 2009.



Por outro lado, na série de dividendos pode-se observar grande oscilação entre 1994 e 1999. A partir dessa data, a série se tornou menos instável, e cresceu moderadamente, com algumas quedas durante esse período de crescimento.

Figura 2 – Evolução da Série de dividendos (IDIV) entre 1994 e 2009.



5.1 - Testes de Raiz Unitária e Cointegração

A ordem de integração de ambas as séries foi verificada usando-se o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Ambos testam a Hipótese Nula de presença de raiz unitária contra a Hipótese Alternativa da não presença de raiz-unitária. O número de lags foi determinado com base nos critérios de informação de Akaike e (AIC) e de Schwarz (BIC)

O melhor modelo para o índice de preços (IBOV) possui apenas um *lag* defasado e intercepto (sem tendência). Com uso dos testes ADF e de PP não foi possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária para a variável em nível. Para a variável em primeira diferença, foi possível rejeitar $\neq 0$ para um nível de significância de 1%, tanto com ADF como por PP.

Para a série de dividendos (IDIV), o melhor modelo encontrado possui intercepto, mas não possui *lag* e nem tendência. Para a série em nível, não foi possível rejeitar a hipótese nula para um nível de significância de 5% com os testes ADF e PP. Com a variável em primeira diferença, foi possível rejeitar $\neq 0$ ao nível de 1% com ambos os testes.

Esses resultados indicam que a série de preços IBOV é estacionária em primeira diferença – IBOV é $I \sim (1)^{19}$. Em relação aos dividendos, para um nível de significância de 1%, pode-se afirmar que a série IDIV não possui raiz unitária – é estacionária. Apenas para níveis de significância mais elevados é possível rejeitar essa hipótese. Na Tabela 4 estão resumidos os testes realizados.

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária para IBOV e IDIV

Série	Vár. Inclusa:	Vár. em:	ADF	PP
IBOV	Intercepto	Nível	-1,262	-1,266
	Intercepto	1a dif.	-8,36***	-11,55***
IDIV	Intercepto	Nível	-3,25**	-3,25**
	Intercepto	1a dif.	-13,30***	-13,30***

Nível de significância:

*10%

**5%

***1%

¹⁹ $I \sim (1)$ significa que a série precisa ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária.

Em relação ao método de cointegração de Engle-Granger, com uso dos testes de raiz unitária de ADF e PP para a série $\{I_t\}$ com tendência e constante, não foi possível rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária – I_t é $I(1)$. Assim, não foi possível encontrar uma combinação linear estacionária entre preços e dividendos, e, por esse método, não podemos afirmar que as séries IBOV e IDIV são cointegradas.

Tabela 5 – Teste de Raiz Unitária de I_t

Váriavel	Teste	Estatística t	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
em nível	ADF	-2,291	-4,011	-3,435	-3,141
em nível	PP	-2,044			
1ª Diferença	ADF	-8,414	-4,011	-3,435	-3,141
1ª Diferença	PP	-11,463			

Com o teste de Johansen também não foi possível a identificação de nenhuma relação de cointegração entre as séries de preços e dividendos para o período analisado. Este fato pode ser observado na tabela 6, que relaciona o número de relações de cointegração recomendadas entre preço e dividendos para várias combinações de linearidade e tendência entre IBOV e IDIV. Nenhuma relação de cointegração foi detectada por esses modelos, tanto pelos testes do máximo autovalor como pelo teste do traço.

Tabela 6 – Número de Relações de Cointegração entre IBOV e IDIV

Amostra: 1994M07 2009M03

Número de Observações: 175

Séries: IBOV IDIV

Lags: 1

(0.05 level*)

Tendência nos Dados:	Sem Tendência	Sem Tendência	Tendência Linear	Tendência Linear
Equações de Cointegração	Sem Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto	Com Intercepto
	Sem Tendência	Sem Tendência	Sem Tendência	Com Tendência
Traço	0	0	0	0
Max-Autovalor	0	0	0	0

*Valores críticos baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

O modelo mais adequado para esses testes, de acordo com os critérios de informação de Akaike e Schwarz, foi o linear com tendência. Mas mesmo para esse modelo, tanto a estatística do traço como a do autovalor rejeitaram a hipótese de cointegração para nível de significância de 5%. Na tabela 7 estão apresentados os resultados do teste de cointegração de Johansen para o modelo linear com tendência.

Tabela 7

Amostra (ajustada): 1994M12 2009M03
 Número de Observações: 172
 Modelo com tendência linear determinística
 Séries: IBOV IDIV
 Intervalo de Lags (em primeira diferença): 1 a 4

Teste de cointegração Irrestrito (Traço)

Número de Equações de Cointegração	Autovalor	Estatística do Traço	Valores críticos a 5%	Prob.**
Zero	0.029918	7.681305	15.49471	0.5001
No Máximo 1	0.014182	2.456828	3.841466	0.1170

Teste do Traço indica não cointegração ao nível de 5%

* Rejeição da hipótese ao nível de 5% de significância

** p-values obtidos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Teste de cointegração Irrestrito (máximo autovalor)

Número de Equações de Cointegração	Autovalor	Estatística do Auto Valor Máximo	Valores críticos a 5%	Prob.**
Zero	0.029918	5.224477	14.26460	0.7133
No Máximo 1	0.014182	2.456828	3.841466	0.1170

Teste do Máximo Autovalor indica não cointegração ao nível de 5%

* Rejeição da hipótese ao nível de 5% de significância

** p-values obtidos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Pela análise da estacionariedade e cointegração das séries de preços e dividendos, é possível afirmar que não existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre preços e dividendos (ausência de cointegração). Logo, não podemos rejeitar a hipótese da existência de uma bolha explosiva no mercado acionário brasileiro para o período de 1994-2009.

5.2 - Modelos Auto-Regressivos com Limiar - TAR, M-TAR, TARC e M-TARC

Foi testada a presença de bolhas que estouram periodicamente no Brasil usando quatro modelos distintos, TAR, M-TAR, TARC e M-TARC, para duas séries distintas: uma com valores de 1994 a 2009 e outra de 1999 a 2008. Apenas um *lag* foi usado na estimação da equação (31) para o primeiro período, e nenhum *lag* para o segundo. Para os modelos TARC e M-TARC, foi usado o método de Chan (1993) para estimar o valor do limiar (τ)

Para o período de 1994 a 2009, com os modelos TAR e TARC não foi possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Os valores dos testes F de H_0 encontrados foram 0,94 e 2,18, respectivamente, para o modelo TAR e TARC. Ambos se situaram abaixo dos valores críticos de ϕ e ϕ^* tabulados por Ender e Siklos (2001) ($\phi_{(10\%)}=4,99$ e $\phi^*_{(10\%)}=6,02$). Portanto, os dois modelos acima foram incapazes de detectar de bolhas que estouram periodicamente.

Com o modelo M-TAR foi possível rejeitar a hipótese nula de não-cointegração ao nível de 1% de significância. O valor da estatística F calculada foi 9,44, maior que o ϕ crítico de 8,78 de Enders e Siklos. A hipótese nula de ajustamento simétrico foi rejeitada para um nível de significância de 1%. Embora o coeficiente ρ_1 estimado possua um valor positivo, ele não é estatisticamente significativo. Esses resultados apontam a existência de uma cointegração não-linear entre IBOV e IDIV, indicando a presença bolhas de que estouram periodicamente nesse mercado.

O M-TARC também rejeitou a hipótese nula de não-cointegração e a hipótese nula de ajustamento simétrico, ambas ao nível de 1% de significância. Entretanto, ρ_1 estimado é positivo e significativo nesse modelo. Esse valor positivo pode caracterizar um comportamento explosivo dos preços em relação aos dividendos (NUNES e SILVA, 2007).

Nesse caso, o uso da estatística ϕ^* é inapropriado para testar a cointegração das séries, pois as condições necessárias e suficientes para a estacionariedade de $\{I_t\}$ de Petrucci e Woolford (1984) foram violadas. Dessa forma, para o modelo M-TARC, ρ_1 não pode ser considerado um mecanismo válido de correção de erros e não é possível aceitar a hipótese da existência de bolhas que estouram periodicamente (BOHL, 2003). Na tabela 8 estão ilustrados os resultados desses modelos para o período de 1994 a 2009.

Como discutido na seção anterior, quando são considerados períodos de maior volatilidade, pode haver uma mudança significativa nas estimativas desses modelos. A análise do gráfico da série IDIV permite observar que o período entre 1994 e 2000 foi de grande oscilação dessa série – com uma sequência de quedas abruptas entre 1998 e 2000. A série de preços IBOV possui uma tendência crescente, com uma queda significativa a partir de metade de 2008. Essas perturbações podem estar afetando as estimativas anteriores.

Tabela 8 – Resultados dos Modelos TAR, M-TAR, TAR consistente e M-TAR Consistente para o período de 1994 a 2009.

	<i>Período: 1994-2009</i>			
	TAR	M-TAR	TAR Const.	M-TAR Const.
¹ β_1	-0,0129	0,0317	-0,0008	0,1134
(estat. t)	(-0,814)	(1,832)	(-0,050)	(4,511)
¹ β_2	-0,0268	-0,0732	-0,0459	-0,0561
(estat. t)	(-1,110)	(-3,943)	(-2,091)	(-4,072)
² φ/φ^*	0,94	9,44***	2,18	18,52***
³ $\beta_1 = \beta_2$	0,23	17,07***	2,69	35***

¹ β_1 e β_2 são os coeficientes estimados da equação (31), com estatística t entre parênteses.

² φ/φ^* correspondem à estatística F da hipótese nula de não cointegração, respectivamente para os modelos TAR/M-TAR e TAR/M-TAR consistentes.

³ $\beta_1 = \beta_2$ é a estatística F da Hipótese Nula de ajustamento simétrico

Esses períodos da amostra foram descartados e foi testada a presença de bolhas que estouram periodicamente para o subperíodo de setembro de 1999 a maio de 2008, totalizando 105 observações.

Mesmo com essa diminuição da amostra, não foi possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração com nenhum dos quatro modelos utilizados (TAR, TARC, M-TAR e M-TARC). Os valores de φ e de φ^* ficaram abaixo dos valores críticos de 10% de Enders e Siklos (2001) em todos os casos, indicando uma rejeição da hipótese da existência de bolhas que estouram periodicamente. Os resultados encontrados estão resumidos na tabela abaixo.

Tabela 9 – Resultados dos Modelos TAR, M-TAR, TAR consistente e M-TAR Consistente para o período de 2000 a 2008.

	2000-2008			
	TAR	M-TAR	TAR Const.	M-TAR Const.
¹ α_1	0,0043	0,0002	0,0249	0,0607
(estat. t)	0,1111	0,0044	0,6281	0,8720
¹ α_2	-0,0598	-0,0514	-0,0785	-0,0413
(estat. t)	-1,3340	-1,1768	-1,8431	-1,2789
² φ/φ^*	0,89	0,69	1,89	1,19
³ $F_{1=2}$	1,16	0,76	3,15	1,76

¹ α_1 e α_2 são os coeficientes estimados da equação (31), com estatística t entre parênteses.

² φ/φ^* correspondem à estatística F da hipótese nula de não cointegração, respectivamente para os modelos TAR/M-TAR e TAR/M-TAR consistentes.

³ $F_{1=2}$ é a estatística F da Hipótese Nula de ajustamento simétrico

Em resumo, apenas na situação com uso do modelo M-TAR foi possível detectar a presença de bolhas que estouram periodicamente no Brasil, para o período de 1994 a 2009. Com os outros modelos testados (TAR, TARC e M-TARC) não foi possível rejeitar a hipótese nula de não cointegração entre as séries de preços e dividendos, tanto para o período de 1994 a 2009 como para o subperíodo de 1999 a 2008.

Os resultados encontrados nesse trabalho diferem parcialmente dos encontrados por Nunes e Silva (2009). Evidências da presença de bolhas que estouram periodicamente foram encontradas em ambos os trabalhos, mas enquanto nesse trabalho elas foram detectadas apenas pelo MTAR, em Nunes e Silva (2009) elas foram detectadas pelo TARC e pelo MTARC.

Apesar do período de análise ser praticamente o mesmo, os índices de preço e dividendos foram obtidos de fontes diferentes. Nesse trabalho foram usadas as carteiras das ações representativas e os índices de preço e dividendos de acordo com a metodologia da Bovespa, enquanto Nunes e Silva (2009) usaram as carteiras e índices da base de dados da *Standard and Poors* (S&P) para mercados emergentes.

Bovespa e S&P possuem regras próprias e distintas para formação da carteira representativa do mercado e cálculo do retorno e dividendos de cada ação. A Bovespa criou uma metodologia que melhor se adaptasse a realidade brasileira, enquanto a S&P criou uma

metodologia que permitisse calcular e comparar esses índices em diversos países. Assim, os critérios de elegibilidade de cada ação e os resultados dos indicadores entre Bovespa e S&P são diferentes. Essa diferença na formação das bases de dados pode ter sido a causa dos resultados distintos entre esses trabalhos²⁰.

²⁰ Para mais informações sobre a metodologia de cada base de dados vide sítio da Bovespa <www.bovespa.com.br> e da *Standard and Poors* <<http://www.standardandpoors.com/home/es/la>>

6 – CONCLUSÃO

Fama (1970) definiu como eficiente o mercado no qual o preço de um ativo reflete perfeitamente todo o conjunto de informação disponível sobre ele e que alterações nos preços das ações só surgiriam diante de alterações no conjunto de informações disponíveis. Ele também especificou três tipos de eficiência: i) Eficiência na forma fraca, onde o conjunto de informação relevante para a formação do preço do ativo inclui apenas os preços passados; ii) Eficiência na forma semi-forte, na qual o conjunto de informação refere-se a toda informação publicamente disponível; e iii) Eficiência na forma forte, onde o conjunto de informação reflete toda informação pública e privada existente.

Nos últimos anos, uma importante parte da literatura de economia e finanças testou empiricamente as hipóteses dos mercados eficientes, e diversos resultados se mostraram contrários à eficiência dos mercados. Uma das linhas de pesquisa que encontrou os resultados mais promissores foi a que levou em conta a relação entre preços e dividendos.

De acordo com a Hipótese dos Mercados Eficientes, o preço de uma ação deve corresponder ao seu valor fundamental, dado pelo valor presente do fluxo de dividendos. Na presença de bolhas racionais, o preço de mercado de uma ação refletirá um valor maior que seu valor fundamental. Dessa forma, de acordo com essa definição de eficiência, a existência de uma bolha poderia ser considerada como uma evidência contrária à HME.

A existência de bolhas racionais pode ser explicada pelo comportamento dos agentes no mercado. Um investidor poderá pagar um preço acima do valor fundamental da ação caso ele acredite na elevação do preço dessa ação no futuro. Essa diferença entre preço futuro e preço atual da ação gera um retorno ao dono da ação. Enquanto ele acreditar na elevação do preço da ação, ele poderá manter esse tipo de comportamento, alimentando o componente da bolha.

O presente trabalho busca contribuir com a literatura de bolhas financeiras e mercados eficientes analisando a presença de bolhas explosivas e bolhas que estouram periodicamente na Bolsa de Valores de São Paulo. Para isso foram utilizados dados mensais de preços e dividendos que vão de 1994 a 2009.

A maneira mais usual de se detectar bolhas racionais é por meio da análise da cointegração entre preço e dividendo de uma ação. Em ambos os testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen usados nesse trabalho não foram encontradas evidências de que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre preços e dividendos, indicando a existência de uma bolha explosiva no mercado acionário brasileiro.

Os resultados dos testes de raiz unitária de ADF e PP usados na cointegração de Engle-Granger não foram capazes de encontrar uma combinação linear estacionária entre preços e dividendos, indicando que as séries de preço e dividendos não são cointegradas no Brasil. O teste de Johansen também não foi capaz de detectar nenhuma relação de cointegração entre as séries de preços e dividendos, tanto pelo teste do máximo autovalor como pelo teste do traço.

A principal crítica desses testes é que eles supõem que as variações de preço em direção ao equilíbrio são lineares e simétricas, com mesma velocidade de ajuste para preços acima e abaixo do preço de equilíbrio e ajustes simétricos em cada período. Se for observado o comportamento da bolha da internet na década de 90, por exemplo, nota-se que seu comportamento é não-linear e assimétrico. Assim como em outras bolhas, o que geralmente ocorre é que o preço de uma ação se eleva por vários períodos e despenca repentinamente. Esses aumentos nos preços ocorrem de maneira distinta em cada período. No momento do estouro da bolha, o preço de uma ação cai abrupta e repentinamente, e não de forma simétrica e linear.

Esse comportamento assimétrico e não-linear é típico de outro tipo de bolha: as bolhas que estouram periodicamente. Para detectá-las, é preciso usar modelos de séries temporais do tipo auto-regressivos com limiar, conforme metodologia proposta por Enders e Siklos (2001). Os modelos foram regredidos com um valor de limiar igual a zero e com um valor calculado pelo método de Chan (1993). As terminologias TARC e M-TARC foram empregadas para indicar os modelos TAR e M-TAR usando o valor do limiar consistente de Chan (1993).

Com uso do modelo M-TAR foi possível rejeitar a hipótese nula de não-cointegração $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ para o período de 1994 a 2009, indicando a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preço e dividendos. A hipótese nula de ajustamento simétrico $H_0: \beta_1 = \beta_2$ também foi rejeitada, indicando um ajuste assimétrico entre

essas séries. Esses resultados sugerem a presença de uma bolha que estoura periodicamente no mercado acionário brasileiro. Os modelos TAR, TARC e M-TARC não foram capazes de identificar bolhas desse tipo nesse período.

A amostra foi redefinida para o período de 1999 a 2008. Isso foi feito para verificar se o período de maior oscilação das séries de preços e dividendos poderia estar alterando os resultados. No período reduzido de 1999 a 2008, nenhum dos modelos foi capaz de detectar bolhas que estouram periodicamente. Como o início do ano 2008 foi marcado pela crise financeira mundial do subprime, a exclusão desse período da amostra pode ter sido a causa da não detecção dessas bolhas nesse período.

A instabilidade dos mercados financeiros nos últimos anos e o aumento do número de resultados acadêmicos contrários à HME levaram a uma reformulação do conceito de mercados eficientes. Nesse novo conceito, um mercado será dito eficiente quando nenhum agente for capaz de obter lucros extraordinários usando as informações disponíveis (FAMA, 1997; MALKIEL, 2007).

Se os investidores pudessem prever o estouro de uma bolha, eles poderiam antecipar a queda de preços e montar estratégias com lucros anormais, e isso poderia ser considerado como um indício contrário à HME. Como a data do estouro é imprevisível e as informações sobre a existência de uma bolha não são suficientes para montar estratégias com lucros extraordinários, mesmo na presença de bolhas explosivas ou bolhas que explodem periodicamente o mercado ainda pode ser considerado eficiente.

7 - REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ANCHITE, C. F.; ISSLER, J. V. Racionalidade e Previsibilidade no Mercado brasileiro de ações: Uma aplicação de Modelos de Valor Presente. **Estudos Econômicos**, São Paulo, V.32. N.2 P 159-201, Abril-junho 2002.

ABREU, D.; BRUNNERMEIER, M. K. Bubbles and Crashes. **Econometrica**, Vol. 71, No. 1 (Jan., 2003), pp. 173-204

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, 1981, vol. 9, Issue 1, p.3-18.

BAILEY, R. E. **The Economics of Financial Markets** - Cambridge University Press (2005)

BIKHCHANDANI, S.; SHARMA, S. Herd behavior in financial markets: A review. **IMF Working Paper No. 00/48**, 2001.

BLANCHARD, Olivier J. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economics Letters**, 3, 387–389, 1979.

BOHL, Martin T. Periodically collapsing bubbles in the US stock market? **International Review of Economics and Finance** n.12 (2003) 385–397.

BOHL, Martin; SIKLOS, Pierre (2004). The present value model of U.S. stock prices redux: a new testing strategy and some evidence. **Quarterly Review of Economics and Finance** 44 (2004) 208–223

BROOKS, Chris; **Introductory Econometrics for Finance**. 1 ed. Cambridge, 2002.

BROOKS, C; KATSARIS, A. Rational speculative bubbles: an empirical investigation of the London Stock Exchange. **Bulletin of Economic Research**, v. 55, n. 4, p. 319 – 343, 2003.

CAMPBELL, John Y., SHILLER, Robert J. (1987). Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. **The Journal of Finance**, Vol. 43, No. 3

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W; MacKINLAY, A. C. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton, NJ: Princeton University Press. 1997.

CHANG, E. J., LIMA, E. J.A., TABAK, B. M. Testing for predictability in emerging equity markets. **Emerging Markets Review** 5 (2004) 295–316

CHAN, K. S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. **The Annals of Statistics**, 21, 520–533, 1993.

CLARE A.; THOMAS, S. The overreaction hypothesis and the UK stockmarket. **Journal of Business Finance & Accounting**, 22(7), October 1995.

CORDEIRO, F. F.; PEROBELLI, F. S.; ARBEX, M. A. **Expectativas Racionais e Eficiência Informacional: Análise do Mercado Acionário Brasileiro num Cenário de Regras no período**. 1997-1999. In: *EnAnpad*, 23, Foz do Iguaçu, 1999.

CONT, R.; BOUCHAUD JP. Herd Behavior and Aggregate Fluctuations in Financial Markets. **Macroeconomic Dynamics**, 4, 2000, 170–196.

CUTLER, D. M; POTERBA, J.M.; SUMMERS, L.H. What moves stock prices? **Journal of Portfolio Management**, 15(3), 4–12, 1989.

DeBONDT, Werner F. M.; THALER, Richard. Does the Stock Market Overreact? **Journal of Finance** 40, 1985, 793–805

DeBONDT, Werner F. M.; THALER, Richard. Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. **The Journal of Finance**, Vol. 42, No. 3, December 28- 30, 1986 (Jul., 1987), pp. 557-581

DIBA, B. T., & GROSSMAN, H. I. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices? **American Economic Review**, 78, 520–530.

DOFFOU, Ako. Periodically Collapsing Bubbles in the Asian Emerging Stock Markets. **International Finance Review**, Vol. 8, Dezembro 2007, Elsevier Ltd.

ELTON E. J.; GRUBER, M. J; DAS S.; HLAVKA, M. Efficiency with costly information: a reinterpretation of evidence from managed portfolios. **The Review of Financial Studies**, VI, 6, Issue 1, 1-22, 1993.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. L. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, 19, 166–176, 2001.

ENGLE, R.; GRANGER, C.W.J. Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, 16, 304-311.

ENGLE, R.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. **Econometrica** 55, 251-276, 1987.

EVANS, G. W. (1991). Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. **American Economic Review**, 81, 922–930.

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **Journal of Finance**, 25(2), 383–417, 1970.

FAMA, Eugene F. **Efficient Capital Markets II**. *Journal of Finance*, 46(5), 1575–1617, 1991.

FAMA, Eugene F. Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. **Journal of Financial Economics**. Volume 49, Issue 3, 1 September 1998, Pages 283-306

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Dividend Yields and Expected Stock Returns. **Journal of Financial Economics** 22 3-25. (1980)

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, 96:246-73, 1988a.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Dividend Yield and Expected Stock Return. **Journal of Financial Economics** 22, 3- 25. North Holland, 1988b.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. The Cross-Section of Expected Stock Returns. **The Journal of Finance**. Vol. 47, No. 2 (Jun., 1992), pp. 427-465

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Common risk factors in the returns on bonds and stocks. **Journal of Fincancial Economics**, 33:3-56, 1993.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **Journal of Finance**, 51:55-84, 1996.

FONTE, J. W. N.; CARMONA, C. U. de M. **As Finanças Comportamentais e o Mercado Acionário Brasileiro: evidências do efeito pessimismo em estudos de eventos com regressões EGARCH**. In: Encontro Nacional De Programas De Pós-Graduação Em Administração, 30, 2006. Anais eletrônicos. Disponível em: < <http://www.anpad.org.br>>

FROOT, Kenneth A.; OBSTFELD, Maurice. Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices. **The American Economic Review**. Vol. 81, No. 5, Dec., 1991.

GIBSON, George. **The Stock Markets of London, Paris and New York**. New York: G.P. Putnam's Sons, 1889.

GOETZMANN W. N; JORION, P. Testing the Predictive Power of Dividend Yields. **The Journal of Finance**, Vol. 48, No. 2 (Jun., 1993), pp. 663-679

GOETZMANN W. N; JORION, P. A Longer Look at Dividend Yields. **Journal of Business**, Vol. 68, No. 4 (Oct., 1995), pp. 483-508.

GROSSMAN, S. J; STIGLITZ, J.E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. **The American Economic Review**, 1980 70(3), 393-408

HERRERA, S. ; PERRY, G. E. (2003). Tropical bubbles: Asset prices in Latin America, 1980-2001. In Hunter, W. C., Kaufman, G. G., & Pomerleano, M., editors, **Asset Prices Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory and International Policies**. MIT Press, Cambridge, MA.

HODRICK, Robert J. Dividend Yields and Expected Stock Returns: An alternative Procedure for Inference and Measurement. **The Review of Financial Studies** 1992. Volume 5. Number 3 pp.357-386.

IPPOLITO, Richard A. Efficiency With Costly Information: A Study of Mutual Fund Performance, 1965-1984. **The Quarterly Journal of Economics**, 1989, Vol. 104, No. 1, pp. 1-23

JEGADEESH, N.; TITMAN, S.; PAGE, M.P. Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. **The Journal of Finance**, 2001.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. **Journal of Finance**, vol. 48, Issue 1,p.65-91, March 1993.

KOUSTAS, Zisimos; SERLETIS, Apostolos. Rational bubbles or persistent deviations from market fundamentals? **Journal of Banking & Finance** 29 (2005) 2523–2539

LA PORTA, R. Expectations and the Cross-Section of Stock Returns. **The Journal of Finance**, Vol. 51, No. 5 (Dec., 1996), pp. 1715-1742

LA PORTA, R. et al. **Good news for value stocks: further evidence on market efficiency.** *Journal of Finance* 52,1997, p. 2.073-2.090.

LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Contrarian investment, extrapolation, and risk. **Journal of Finance** 49, 1994,p. 1.541-1.578

LAMOUNIER, W.M.; NOGUEIRA, E. M. Causalidade Entre os Retornos de Mercados de Capitais Emergentes e Desenvolvidos. **Revista Contabilidade & Finanças**, 2007, vol.18, n.43, pp. 34-48, ISSN 1808-057X.

LO, Andrew W; MACKINLAY, A. Craig. Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. **The Review of Financial Studies**, 1988.

MALKIEL, Burton G. **Efficient Market Hypothesis**. In Peter Newman, Murray Milgate and John Eatwell (eds.), *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan, London, 1992.

MALKIEL, Burton G. Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991. **Journal of Finance**, 1995, Volume 50, Issue 2, 549-572.

MALKIEL, Burton G. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. **Journal of Economic Perspectives**, 2003, 17(1), 59–82

MALKIEL, Burton G. **A Random Walk Down Wall Street**. New York: W. W. Norton & Company, 2007.

MARTIN, D. L. M. et al. Identificando bolhas especulativas racionais no IBOVESPA (pós-Plano Real) a partir de regimes markovianos de conversão. **Economia**, 2004, 5:219–252.

MEDEIROS, O. R.; FERNANDES, B. V. R. Evidências de Bolhas de Preços no Mercado Acionário Brasileiro. In: **9º CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE**, 2009, São Paulo. ANAIS DO 9º CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE. São Paulo : FEA-USP, 2009. v. 1. p. 1-20.

MEDEIROS, O. R.; MATSUMOTO, A. S. **Market Reaction and Volatility in the Brazilian Stock Market**. Rochester, NY, USA: Social Science Electronic Publishing, Inc, 2004 (Working Paper)

NELSON, Charles R; KIM, Myung J. Predictable Stock Returns: The Role of Small Sample Bias. **The Journal of Finance**, Vol. 48, No. 2 (Jun., 1993), pp. 641-661

NUNES, Maurício S.; SILVA, Sérgio. Rational bubbles in Emerging Stockmarkets. **MPRA Paper** No. 4641, Novembro de 2007.

NUNES, Maurício S.; SILVA, Sérgio. Bolhas Racionais no Índice Bovespa. **Revista Brasileira de Economia**, 2009, V.63 n.2, p.119-134.

PEROBELLI, F. F. C.; NESS Jr., W. **Reações do mercado acionário a variações inesperadas nos lucros das empresas: um estudo sobre a eficiência informacional no mercado brasileiro**. XXIV ENANPAD, 24°, *Anais...* Florianópolis: ANPAD, set. 2000. 15 p.

PETRUCCELLI, J; WOOLFORD S. A threshold AR(1) Model. **Journal of Applied Probabilities**, 1984, 21. 270-286

ROBERTS, H., 1967. **Statistical versus clinical prediction of the stock market**. Unpublished manuscript.

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**. In: 7o. Encontro Brasileiro de Finanças, 2007, São Paulo. Sociedade Brasileira de Finanças, 2007. v. 1. p. 1-16.

ROLL, R. Was ist das? The turn of the year effect and the return premia of small firms. **The Journal of Portfolio Management**. 1983, Vol. 9, No. 2: pp. 18-28

ROUWENHORST, K. G. Local return factors and turnover in emerging stock markets. **Journal of Finance**, v. 54, n. 4, p.1439-1464, 1999.

SANTOS, J. O. et al. **Anomalias Do Mercado Acionário Brasileiro: A Verificação Do Efeito Janeiro No Ibovespa No Período De 1969 a 2006**. In: Encontro Da Sociedade Brasileira De Finanças, 7, 2007.

SHILLER, Robert J. **Exuberância Irracional**. São Paulo: Editora Makron Books, 2000. 276p.

SHILLER, Robert J. From efficient markets hypothesis to behavioral finance. **Journal of Economic Perspectives** 17: 83–104, 2003.

SHLEIFER, Andrei. **Inefficient Markets: A Introduction to Behavioral Finance**. Oxford: Oxford University Press, 2000.

SHLEIFER, Andre; VISHNY, Robert W. The Limits of Arbitrage. **The Journal of Finance**, Vol. 52, No. 1 (Mar., 1997), pp. 35-55

THALER, Richard H. Anomalies: The January Effect. **The Journal of Economic Perspectives**, Vol. 1, No. 1 (Summer, 1987), pp. 197-201

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. **A Aleatoriedade do Passeio na Bovespa: Testando a Eficiência do Mercado Acionário Brasileiro.** RBE Rio de Janeiro 56(2):199-247 ABR./JUN. 2002

VIEIRA, K. M.; PROCIANOY, J. L. **Reação do mercado a stock splits e stock dividends: um estudo de evento e um teste para a hipótese de liquidez.** In: EnAnpad, 22, Foz do Iguaçu, 1998.

WOLF, Michael. Stock Returns and Dividend Yields Revisited: A New Way to Look at an Old Problem. **Journal of Business & Economic Statistics**, Vol. 18, No. 1 (Jan., 2000), pp. 18-30

ANEXO A – Resumo do Procedimento e da Programação do Eviews para Determinação dos Modelos TAR, M-TAR, TARC e M-TARC

1) Os resíduos ut da equação (30) são obtidos com o input:

Ibov c idiv

Esse comando gera uma série *resid* dos resíduos de (30). A partir dela, obtenho as séries RESIDUOS e DRESIDUOS, para indicar, respectivamente, as séries ut e Δut .

**series residuos=resid
series dresiduos=d(resid)**

2) Para escolha do número de lags a regressão $\Delta ut = \rho_1 ut - 1 + i = 1 \lambda y_i \Delta ut - 1 + \varepsilon_t$ é estimada com o seguinte comando:

**equation EG.ls dresiduos residuos(-1) dresiduos(-1) dresiduos(-2) dresiduos(-3)
dresiduos(-4) dresiduos(-5) dresiduos(-6) dresiduos(-7) dresiduos(-8) dresiduos(-9)
dresiduos(-10) dresiduos(-11) dresiduos(-12) dresiduos(-13),**

com i variando de 1 a 13. Essa regressão gera o seguinte output:

Dependent Variable: DRESIDUOS
Method: Least Squares
Date: 04/27/11 Time: 20:21
Sample (adjusted): 1995M09 2009M03

Included observations: 163 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUOS(-1)	-0.033185	0.017170	-1.932763	0.0552
DRESIDUOS(-1)	0.142889	0.080494	1.775150	0.0779
DRESIDUOS(-2)	0.076539	0.081539	0.938683	0.3494
DRESIDUOS(-3)	0.042345	0.081788	0.517742	0.6054
DRESIDUOS(-4)	0.036692	0.081784	0.448645	0.6543
DRESIDUOS(-5)	-0.128397	0.081749	-1.570631	0.1184
DRESIDUOS(-6)	0.017244	0.086412	0.199553	0.8421
DRESIDUOS(-7)	0.204638	0.087262	2.345109	0.0203
DRESIDUOS(-8)	-0.049366	0.089577	-0.551102	0.5824
DRESIDUOS(-9)	0.043987	0.090832	0.484271	0.6289
DRESIDUOS(-10)	0.117949	0.095925	1.229591	0.2208
DRESIDUOS(-11)	0.176622	0.096051	1.838839	0.0679
DRESIDUOS(-12)	-0.005350	0.098347	-0.054404	0.9567

DRESIDUOS(-13)	-0.074714	0.097642	-0.765181	0.4454
R-squared	0.114269	Mean dependent var		197.1056
Adjusted R-squared	0.036990	S.D. dependent var		2830.197
S.E. of regression	2777.359	Akaike info criterion		18.77836
Sum squared resid	1.15E+09	Schwarz criterion		19.04408
Log likelihood	-1516.437	Durbin-Watson stat		1.987940

- 3) A amostra é redefinida para o período 1995M09 2009M03 para conter as mesmas observações e o procedimento (2) é repetido para 12 lags, 11 lags, 10 lags, e assim sucessivamente. A escolha do número lags é realizada levando em consideração os critérios de informação de AIC e BIC.
- 4) Com número de lags escolhido, a equação (30) é estimada para os modelos TAR, TARC, M-TAR e M-TARC, com a diferença que nos modelos TARC e MTARC eu uso o valor de *threshold* obtido pelo método de Chan (1993)

$$\Delta u_t = I_{t_1} p_1 u_{t-1} + 1 - I_{t_2} p_2 u_{t-1} + i = 1 | y_i \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (31)$$

TAR

scalar th=0

series _d=(residuos>th)

equation TAR.ls dresiduos _d*residuos(-1) (1-_d)*residuos(-1) dresiduos(-1)

TARC

scalar th=threshold

series _d=(residuos>th)

equation TARC.ls dresiduos _d*residuos(-1) (1-_d)*residuos(-1) dresiduos(-1)

MTAR

scalar th=0

series _d=(dresiduos>th)

equation MTAR.ls dresiduos _d*residuos(-1) (1-_d)*residuos(-1) dresiduos(-1)

MTARC

scalar th= threshold

series _d=(dresiduos>th)

equation MTARC.ls dresiduos _d*residuos(-1) (1-_d)*residuos(-1) dresiduos(-1)

ANEXO B – Output do programa Eviews para os modelos TAR, M-TAR, TARC e M-TARC.

TAR

Dependent Variable: DRESIDUOS
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/11 Time: 21:11
 Sample (adjusted): 1994M09 2009M03
 Included observations: 175 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_D*RESIDUOS(-1)	-0.012898	0.015829	-0.814856	0.4163
(1-_D)*RESIDUOS(-1)	-0.026802	0.024129	-1.110793	0.2682
DRESIDUOS(-1)	0.144610	0.075244	1.921877	0.0563
R-squared	0.026665	Mean dependent var		148.5466
Adjusted R-squared	0.015347	S.D. dependent var		2760.501
S.E. of regression	2739.236	Akaike info criterion		18.68574
Sum squared resid	1.29E+09	Schwarz criterion		18.73999
Log likelihood	-1632.002	Durbin-Watson stat		2.007721

- $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0 \text{ e } \beta_3 = 0$

Wald Test:
 Equation: TAR

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.946346	(2, 172)	0.3902
Chi-square	1.892692	2	0.3882

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.012898	0.015829
C(2)	-0.026802	0.024129

Restrictions are linear in coefficients.

- $\alpha_1 = \alpha_2$

Wald Test:
Equation: TAR

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.232754	(1, 172)	0.6301
Chi-square	0.232754	1	0.6295

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(2)	0.013904	0.028820

Restrictions are linear in coefficients.

M-TAR

Dependent Variable: DRESIDUOS
 Method: Least Squares
 Date: 04/28/11 Time: 17:45
 Sample (adjusted): 1994M09 2009M03
 Included observations: 175 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_D*RESIDUOS(-1)	0.031693	0.017300	1.831957	0.0687
(1-_D)*RESIDUOS(-1)	-0.073167	0.018555	-3.943281	0.0001
DRESIDUOS(-1)	0.120019	0.072063	1.665487	0.0976
R-squared	0.113356	Mean dependent var		148.5466
Adjusted R-squared	0.103046	S.D. dependent var		2760.501
S.E. of regression	2614.406	Akaike info criterion		18.59246
Sum squared resid	1.18E+09	Schwarz criterion		18.64671
Log likelihood	-1623.840	Durbin-Watson stat		2.035965

- $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0, \beta_4 = 0$

Wald Test:
 Equation: M-TAR

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	9.447412	(2, 172)	0.0001
Chi-square	18.89482	2	0.0001

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.031693	0.017300
C(2)	-0.073167	0.018555

Restrictions are linear in coefficients.

- $\alpha_1 = \alpha_2$

Wald Test:
Equation: M-TAR

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	17.07259	(1, 172)	0.0001
Chi-square	17.07259	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(2)	0.104859	0.025378

Restrictions are linear in coefficients.

TARC

Threshold = 14.053

Dependent Variable: DRESIDUOS
 Method: Least Squares
 Date: 04/28/11 Time: 17:30
 Sample (adjusted): 1994M09 2009M03
 Included observations: 175 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_D*RESIDUOS(-1)	-0.000838	0.016465	-0.050927	0.9594
(1-_D)*RESIDUOS(-1)	-0.045853	0.021928	-2.091065	0.0380
DRESIDUOS(-1)	0.135657	0.074914	1.810830	0.0719
R-squared	0.040366	Mean dependent var		148.5466
Adjusted R-squared	0.029208	S.D. dependent var		2760.501
S.E. of regression	2719.889	Akaike info criterion		18.67156
Sum squared resid	1.27E+09	Schwarz criterion		18.72582
Log likelihood	-1630.762	Durbin-Watson stat		1.962778

- $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0$

Wald Test:
 Equation: TARC

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.187702	(2, 172)	0.1153
Chi-square	4.375405	2	0.1122

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.000838	0.016465
C(2)	-0.045853	0.021928

Restrictions are linear in coefficients.

- $\beta_1 = \beta_2$

Wald Test:
Equation: TARC

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.691768	(1, 172)	0.1027
Chi-square	2.691768	1	0.1009

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(2)	0.045015	0.027437

Restrictions are linear in coefficients.

M-TARC

THRESHOLD=2699

Dependent Variable: DRESIDUOS
 Method: Least Squares
 Date: 04/28/11 Time: 18:28
 Sample (adjusted): 1994M09 2009M03
 Included observations: 175 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_D*RESIDUOS(-1)	0.113380	0.025131	4.511482	0.0000
(1-_D)*RESIDUOS(-1)	-0.056050	0.013763	-4.072405	0.0001
DRESIDUOS(-1)	0.106784	0.068924	1.549302	0.1231
R-squared	0.190354	Mean dependent var		148.5466
Adjusted R-squared	0.180939	S.D. dependent var		2760.501
S.E. of regression	2498.308	Akaike info criterion		18.50161
Sum squared resid	1.07E+09	Schwarz criterion		18.55586
Log likelihood	-1615.891	Durbin-Watson stat		1.923991

- $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0, \beta_4 = 0$

Wald Test:
 Equation: M-TARC

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	18.52455	(2, 172)	0.0000
Chi-square	37.04910	2	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	0.113380	0.025131
C(2)	-0.056050	0.013763

Restrictions are linear in coefficients.

- $\alpha_1 = \alpha_2$

Wald Test:

Equation: M-TARC

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	35.05357	(1, 172)	0.0000
Chi-square	35.05357	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) - C(2)	0.169430	0.028617

Restrictions are linear in coefficients.