

EVIDÊNCIAS DE BOLHAS DE PREÇOS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

Bruno Vinícius Ramos Fernandes
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

Otávio Ribeiro de Medeiros
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

RESUMO

A existência do componente de bolha na formação dos preços pode ser indicada pelo seu desvio em relação ao seu valor fundamental. O presente estudo buscou encontrar evidências sobre ocorrência de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007. Foram feitos testes no mercado de forma geral e em 17 setores classificados pelo banco de dados Economática®. Para testar a evidência de bolhas no mercado como um todo, foi utilizado o Ibovespa como *proxy* do preço médio das ações, e como indicador médio da distribuição de dividendos, foi construído um índice, de dividendos distribuídos, baseado nas próprias carteiras do Ibovespa no período. Foram feitos os testes de cointegração Engle-Granger e Johansen, com o objetivo de verificar se os citados índices mantiveram uma relação de equilíbrio de longo prazo. O resultado encontrado demonstra que não há cointegração entre o Ibovespa e o Idividendos, indicando a possibilidade de terem ocorrido uma ou mais bolhas na formação dos preços das ações. Os testes setoriais demonstram o mesmo resultado do teste geral, havendo fortes indícios da possibilidade de bolhas de preços nos 17 setores pesquisados. Os testes de causalidade Granger indicam que os dividendos não “Causam Granger” o Ibovespa e nos 17 setores, ao nível de significância de 1%, 82% dos setores não apresentaram nenhuma causalidade na direção dividendos–preços das ações, reforçando os resultados encontrados nos testes de cointegração.

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

1 INTRODUÇÃO

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

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

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

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

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

Desta maneira, o presente estudo visa identificar se no mercado acionário brasileiro, no período de 1994 a 2007, há evidências de bolhas de preços. Este estudo foi feito tanto setorialmente quanto no mercado em geral. O objetivo é demonstrar, no decorrer do estudo, um referencial teórico que suporte a metodologia adotada para responder a seguinte questão problema: **“há evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007?”**

De acordo com o problema identificado, o presente trabalho tem como objetivo geral identificar se há evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007. Para a consecução deste objetivo geral, foram considerados os seguintes objetivos específicos: i) construir um índice que represente a distribuição de dividendos no Brasil, utilizando as mesmas ações presentes nas carteiras teóricas do Índice Bovespa no período de 1994 a 2007; ii) testar a existência de cointegração entre o Índice Bovespa e Índice de Dividendos; iii) realizar testes setoriais, para evidenciar se há bolhas de preços em setores específicos da economia; iv) utilizar o teste de causalidade Granger tanto no mercado em geral como nos setores, espera-se que, se os preços das ações basearem-se nos fundamentos, isto é, nos dividendos, então os dividendos devem causar (preceder) os preços, e não ao contrário.

Convém mencionar que os testes de cointegração não comprovam diretamente a existência de bolhas, mas sim que, a não existência de cointegração pode ser explicada pelo desvio dos preços das ações em relação aos seus fundamentos, fato que permite conjecturar, indiretamente, sobre a existência de bolhas.

2 BOLHAS DE PREÇOS NO MERCADO DE CAPITAIS

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

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

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

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

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

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

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

Inicialmente, é importante separar o conceito de especulação da ocorrência de bolha no mercado. A essência dos movimentos do mercado e de seus diversos agentes reside na existência da especulação. Por exemplo, quando um investidor decide transferir seu dinheiro de um fundo de ações para um fundo de renda fixa, ele pode estar especulando com a alta nas taxas de juros. É a existência de especulação entre os agentes econômicos que faz com que ocorram movimentos de compra e venda de ativos no mercado. Um movimento especulativo

exacerbado leva à formação de bolhas. Entretanto, uma vez que a especulação é uma característica inerente aos mercados, não deve ser vista sempre como algo irracional e que leva a formação de bolhas. (CASELANI, 2003)

De acordo com Martin *et. al* (2004) “A constatação empírica mais direta é aquela que considera como sendo bolha uma alta persistente dos preços de um ativo por um tempo suficientemente longo (*rally*), seguido por colapso dos mesmos (*crash*)”. Na história existem alguns casos clássicos, as bolhas das tulipas na Holanda ocorrida no século XVII e as bolhas da *London South Sea Company* e da *Mississippi Company* no século XVIII.

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

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

3 METODOLOGIA

3.1 Seleção da Amostra do Índice

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

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

3.2 Seleção da Amostra dos Setores

O período utilizado para a seleção dos setores foi o mesmo citado no item acima (1994 a 2007 - dados mensais). A divisão por setores adotada é aquela utilizada pela Economática®, que divide o mercado acionário brasileiro em 20 setores. Em função da falta de dados, três

setores foram excluídos, são eles: Agro e Pesca, Software e Dados e Transportes e Serviços, sendo assim a amostra setorial ficou composta como demonstra a tabela 1.

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

Tabela 1: Setores amostra e população

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

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

3.3 O teste de cointegração Engle-Granger

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

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

Segundo Watsham e Parramore (1997) o teste de cointegração de Engle-Granger é feito basicamente em três estágios. No primeiro estágio é determinado se as variáveis em

questão são $I(1)$, usando o teste Dickey-Fuller aumentado. Sendo assim, deve-se atribuir o número de *lags* de Y e X para converter os resíduos das regressões em *white noise*:

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

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum \phi_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

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

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

$$Y_t = \delta_0 + \delta X_t + u_t \quad (3)$$

Os resíduos u_t devem ser isolados para que possa ser testada a estacionariedade. Somando δ_0 e u_t obtêm-se z_t , então $z_t = Y_t - \delta X_t$, desta forma z_t é submetido ao teste de raiz unitária. Se z é estacionário, δ é o vetor de cointegração.

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

$$\Delta u_t = \beta u_{t-1} + e_t \quad (4)$$

O teste para a hipótese nula de não cointegração é $\beta = 0$. A razão é que se β não é significativamente diferente de zero, u_t é $I(1)$ e portanto Y e X não são cointegrados.

Segundo Brooks (2002, p. 388)¹:

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

3.4 O Teste de Cointegração de Johansen

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

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

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

$$\Delta y_t = \prod y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + u_t \quad (6)$$

onde:

¹ Tradução livre do autor

$$\Pi = \left(\sum_{i=1}^p A_i \right) - I_g \quad (7)$$

$$\Gamma_i = \left(\sum_{j=1}^p A_j \right) - I_g \quad (8)$$

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

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

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

$$H_1: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha\beta'y_{t-1} \quad (9)$$

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

$$H_2 = \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0) \quad (10)$$

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

$$H_3: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0 \quad (11)$$

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

$$H_4: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1^t) + \alpha_{\perp} \gamma_0 \quad (12)$$

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

$$H_5: \prod y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta'y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1^t) + \alpha_{\perp} (\gamma_0 + \gamma_1^t) \quad (13)$$

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

$$LR_{tr}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (14)$$

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

$$LR_{max}(r|r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) = LR_{tr}(r|k) - LR_{tr}(r+1|k)$$

$$\forall r = 0, 1, \dots, k-1 \quad (15)$$

3.5 O Teste de Causalidade Granger

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

Quadro 1: Restrições Causalidade Granger

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

Fonte: Brooks, 2002.

$$y_{1t} = \alpha_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{12}y_{2t-1} + \gamma_{11}y_{1t-2} + \gamma_{12}y_{2t-2} + \delta_{11}y_{1t-3} + \delta_{12}y_{2t-3} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \alpha_{20} + \beta_{21}y_{1t-1} + \beta_{22}y_{2t-1} + \gamma_{21}y_{1t-2} + \gamma_{22}y_{2t-2} + \delta_{21}y_{1t-3} + \delta_{22}y_{2t-3} + u_{2t} \quad (16)$$

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

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

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

4.1 Teste no mercado acionário

O índice de dividendos construído foi utilizado como *proxy* da distribuição de dividendos no Brasil. O Índice Bovespa foi utilizado por ser um *benchmark* do comportamento médio das ações no Brasil. Sendo assim, a não existência de cointegração entre estas duas séries pode indicar a existência de bolhas de preços no mercado nacional. Abaixo, na tabela 2, são demonstradas as estatísticas descritivas do Ibovespa e Idividendos. Pode-se observar que a volatilidade entre as duas séries é bem próxima, enquanto uma possui um coeficiente de variação de 52% a outra não se distancia muito, com 59%. De acordo com Martins (2005), as séries que possuem coeficientes de variação maiores que 30%, podem ser consideradas como de alta dispersão, desta forma as duas apresentadas abaixo podem ser caracterizadas desta maneira. O pico do Ibovespa no período ficou em torno dos 65.500

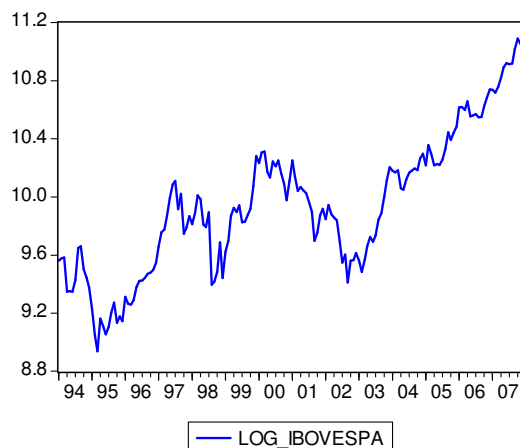
pontos, enquanto que do Idividendos, 3.200 pontos, já o ponto mínimo foi respectivamente 7.600 e 135. O teste Jarque-Bera de normalidade demonstra que as duas séries não seguem uma distribuição normal, mas quando as duas variáveis são transformadas em logaritmos naturais, observa-se uma mudança com relação à normalidade. Para o logaritmo natural do Ibovespa, o teste Jarque-Bera foi 3,39; com *p-value* de 18%, não rejeitando a hipótese de normalidade, para o Idividendos, o teste foi 7,88; com *p-value* de 1,95%, rejeitando a hipótese de normalidade a 5% e 10%. A média do Ibovespa ficou em torno dos 23.350 pontos com desvio padrão de aproximadamente 12.200, as mesmas medidas para a série do Idividendos, respectivamente foram, 1.260 e 745.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

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

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

Gráfico 1: Evolução do Ibovespa no período 1994 a 2007



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

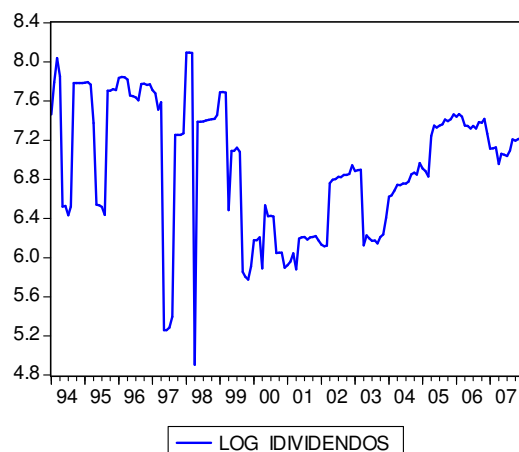
- I. H_0 : Log. - Ibovespa possui uma raiz unitária;
- II. H_1 : Log. - Ibovespa não possui raiz unitária.

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

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

- I. H_0 : Log. - Índice de Dividendos possui uma raiz unitária;
- II. H_1 : Log. - Índice de Dividendos não possui raiz unitária.

Gráfico 2: Evolução do Índice de Dividendos no período de 1994 a 2007



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

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

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

- I. H_{a0} : Log.-Idividendos não “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);
- II. H_{a1} : Log.-Idividendos “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);
- III. H_{b0} : D(Log.-Ibovespa) não “Causa Granger” Log.-Idividendos;
- IV. H_{b1} : D(Log.-Ibovespa) “Causa Granger” Log.-Idividendos;

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

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

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

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

Como primeira etapa do teste de cointegração Engle-Granger, para a variável Log.-Ibovespa, no período de 1994 a 1999, foi feito o teste de raiz unitária.

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

Em seguida, foi feito o teste *ADF* na série Log.-Idividendos, no período de 1994 a 1999. Este período fez com que, quando testada toda a série (1994 a 2007), ela se tornasse estacionária, inviabilizando uma possível cointegração. Sendo a estatística *ADF* mais negativa do que o valores críticos, pode-se rejeitar ao nível de 1%, 5% e 10%, a hipótese nula, de que há raiz unitária. O *p-value* confirma que a qualquer nível de significância acima de 0,25% a hipótese nula será rejeitada.

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

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

A série Log.-Ibovespa, no período de 2000 a 2007, possui raiz unitária, pois o teste *ADF* foi 0,29 sendo maior que os valores críticos -3,50; -2,90; -2,58 ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. O *p-value* foi 97%, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária, conforme descrito acima. A série satisfaz a exigência para cointegração por ser $I(1)$. Numa primeira análise fica evidente a tendência crescente do índice de dividendos para o período de 2000 a 2007. A não estacionariedade pode ser comprovada no teste de raiz unitária, pois o teste *ADF* foi -1,59 sendo maior que -3,50; -2,90; -2,58 ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente. O *p-value* foi 48%, não rejeitando a hipótese nula de raiz unitária ao maior nível tolerado de 10%.

Como as duas variáveis são $I(1)$, fica satisfeita a primeira condição do teste Engle-Granger. Na seqüência, é feita a regressão, que tem como variável independente o Idividendos e dependente o Ibovespa para o período de 2000 a 2007. Para haver cointegração as variáveis devem ser $I(1)$ e os resíduos $I(0)$, ou seja, não possuir raiz unitária. Caso os resíduos sejam não-estacionários, não há cointegração.

Em seguida a descrição do modelo:

$$\text{Log}(Ibovespa)_{2000-2007} = \alpha_0 + \beta \text{Log}(Idividendos)_{2000-2007} + u_t \quad (17)$$

Abaixo, a tabela 3, traz a saída do *Eviews* do modelo (17). É importante lembrar que para o teste de cointegração não há interesse nos coeficientes e demais estatísticas comumente analisadas em qualquer modelo econométrico, também não é necessário analisar homocedasticidade, autocorrelação dos resíduos, multicolinearidade, significância, etc. De qualquer forma o modelo é considerado espúrio, uma vez que as variáveis são não-

estacionárias. O interesse está nos resíduos, pois eles vão dizer se as séries têm ou não relação de longo prazo.

Tabela 3: Regressão entre Ibovespa e Idividendos

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

As hipóteses do teste *ADF* de raiz unitária nos resíduos do modelo (47) são descritas a seguir:

- I. H_0 : Resíduos 2000 a 2007 possui uma raiz unitária;
- II. H_1 : Resíduos 2000 a 2007 não possuiu raiz unitária.

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

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

Para dar mais garantia as relações encontradas neste estudo, foi feito também o teste de cointegração de Johansen (1988). São cinco tipos de teste, como demonstram as equações (9) a (13) na seção referente à Metodologia. Existem duas estatísticas alternativas: a estatística do traço e a estatística do máximo autovetor.

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

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

Por fim, o último teste a ser realizado, o de causalidade Granger, as hipóteses a serem analisadas são:

- I. H_{a0} : Log.-Idividendos não “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);
- II. H_{a1} : Log.-Idividendos “Causa Granger” D(Log.-Ibovespa);
- III. H_{b0} : D(Log.-Ibovespa) não “Causa Granger” Log.-Idividendos;
- IV. H_{b1} : D(Log.-Ibovespa) “Causa Granger” Log.-Idividendos;

O teste comprova que o Idividendos não “Causa Granger” o Ibovespa, pois o *p-value* de H_{a0} foi 73%, não podendo rejeitar a hipótese nula de não causalidade. Este teste comprova

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

4.2 Testes Setoriais

Nos testes gerais foram utilizados os índices Ibovespa e Idividendos. A composição do índice é dividida entre as mais variadas empresas, algumas com maior participação do que outras, o que pode enviesar os testes. Sendo assim, foram feitos testes setoriais, com o objetivo de identificar se a evidência de bolha encontrada no teste geral pode ser verificada na maioria dos setores selecionados. Os testes de cointegração feitos nos setores foi o Engle-Granger.

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

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

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

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

5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O presente trabalho teve como objetivo geral identificar se há evidências de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período de 1994 a 2007. A metodologia utilizada consistiu em testar a relação de longo prazo das ações com seus dividendos, e de acordo com o valor fundamental averiguar se os preços são causados pelos mesmos, para isso, foram feitos os testes de cointegração Engle – Granger e Johansen e de causalidade Granger.

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

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

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

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERNSTEIN, P. L. *Against the gods: the remarkable story of risk*. New York: John Wiley & Sons, 1996.

BROOKS, Chris. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge, 6 reimpressao, 2002.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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