

Evidências de Bolhas Especulativas no Mercado de Ações Brasileiro

Autoria: Otavio Ribeiro de Medeiros, Cecilio Elias Daher

Resumo

A eventual presença de bolhas de preços dos ativos financeiros é um fenômeno preocupante para investidores, instituições reguladoras dos mercados de capitais, governos e, conseqüentemente, da comunidade acadêmica, tendo em vista o possível impacto negativo do colapso dessas bolhas na economia. Bolhas especulativas ocorrem quando os preços das ações aumentam significativamente em relação ao seu valor fundamental. De acordo com a teoria, o valor fundamental de uma ação seria calculado com base no fluxo esperado de dividendos futuros, descontado a valor presente. Empiricamente, se existir cointegração entre os preços das ações num determinado mercado e os dividendos pagos aos portadores dessas ações, pode-se inferir que os preços não divergem significativamente dos fundamentos, isto é, dos dividendos, não havendo, portanto, bolhas de preços. Caso contrário, haverá indícios da presença de bolhas. O objetivo do trabalho foi testar se a volatilidade encontrada em alguns momentos no mercado acionário brasileiro entre 1999 e 2006 pode ser atribuída à presença de bolhas. A metodologia envolve testes de raízes unitárias e de cointegração. De acordo com os resultados, pode-se afirmar que há evidências de que, em certos períodos, a volatilidade dos preços das ações negociadas no mercado brasileiro pode ser decorrente da presença de bolhas.

1. Introdução

Atualmente, a existência ou não de bolhas na formação de preços dos ativos é um dos temas mais controvertidos da moderna teoria das finanças. Shiller (2000, p.XIV) define bolha especulativa 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”. Nesse sentido, a aceitação da eficiência dos mercados, do passeio aleatório no preço das ações, a racionalidade dos mercados, tudo isso levando à ausência de arbitragem e à impossibilidade de bater o mercado, obtendo retornos anormais, são fatores que vão de encontro à aceitação de que na composição de preços de alguns ativos existe algo além do seu valor fundamental (LINTZ, 2004).

Shiller (2000) argumenta, com base nas finanças comportamentais, que os agentes econômicos, na verdade, não são totalmente racionais e livres de erros cognitivos em suas decisões. Esse comportamento mais humano e menos racional pode potencializar dinâmicas de mercado que resultem em bolhas especulativas (LINTZ, 2004). Nesse contexto, os primeiros testes contestando a eficiência dos mercados (SHILLER, 1981; LEROY; PORTER, 1981), apresentando uma volatilidade maior no preço das ações do que o que seria esperado pela variação nos dividendos esperados, forçaram os economistas financeiros a repensarem a hipótese dos mercados eficientes (SHLEIFER; SUMMERS, 1990).

Na formação do preço fundamental de qualquer ativo, pressupondo-se que os agentes possuem expectativas racionais, conforme modelado por Muth (1961), leva-se em consideração os retornos esperados para este ativo ao longo do tempo. Stiglitz (1990) aponta três fatores que dificultam a correta avaliação de um ativo de acordo com seu valor fundamental. O primeiro diz respeito à própria estimativa do retorno esperado ao longo do tempo; o segundo refere-se à dificuldade em se avaliar corretamente o valor terminal do ativo; e o terceiro à dificuldade de se determinar corretamente a taxa de desconto a ser utilizada na estimativa do valor presente dos rendimentos futuros.

Quando o preço de um ativo desvia-se de seu valor essencial, diz-se que existe uma bolha. No entanto, devido às dificuldades apontadas acima em se determinar o correto valor

fundamental não há consenso sobre a existência ou não de bolhas. Um outro motivo para a falta de consenso diz respeito ao próprio conceito de racionalidade dos mercados. Um agente apenas pagará um alto preço por um ativo apenas caso espere vendê-lo no futuro por um preço também alto (STIGLITZ, 1990). Caso acredite que exista uma bolha e que ela irá estourar no futuro, por indução reversa ela já não ocorreria hoje, já que ninguém racionalmente compraria tal ativo. Assim sendo bolhas não existiriam desde o início.

A teoria dos mercados eficientes não elimina a possibilidade de existirem agentes irracionais (ruídos), mas determina que os agentes racionais ajam de modo a eliminar o ruído. Shiller (2003) explica que, de acordo com a hipótese de eficiência dos mercados, o *smart money*, utilizado por ele como sinônimo de racionalidade, funcionaria como contraponto aos investidores irracionais, comprando e vendendo as ações oferecidas ou demandas por eles quando estas não estiverem precificadas de acordo com seu valor fundamental. No entanto, nos últimos anos, a teoria dos mercados eficientes vem sofrendo grandes reveses desde que os primeiros testes desenvolvidos para medir a volatilidade dos mercados (LEROY; PORTER, 1981; SHILLER, 1981) começaram a mostrar que o mercado não funciona como um mercado eficiente deveria funcionar. Desde então uma nova corrente, a chamada Teoria das Finanças Comportamentais, vem ganhando novos adeptos. (SHILLER, 2003).

As finanças comportamentais, ao adicionarem aspectos da psicologia e da sociologia no estudo do comportamento dos agentes econômicos, começaram a abrir novas fronteiras para o estudo de formação de bolhas. Para esta corrente de estudo, não são apenas os agentes racionais que dominam o mercado. Em muitos momentos, a irracionalidade é quem predomina na determinação dos preços dos ativos, não dando oportunidade aos agentes racionais de atuarem e reverterem a situação. (SHILLER, 2003). Observa-se que Irracionalidade, seguindo LeRoy (2004), é utilizada neste texto como ruído, ou um agente que não age de acordo com a hipótese dos mercados eficientes.

O presente trabalho procura responder se a volatilidade observada no preço das ações negociadas na Bovespa, entre os anos de 2002 a 2006, está relacionada com desvios de seus fundamentos, indicando a presença de bolhas. A relevância do trabalho reside em que a existência de bolhas em qualquer mercado é motivo de preocupação não só para os investidores, mas principalmente para os órgãos reguladores. A partir da queda vertiginosa em um único dia na NYSE, em 1987, novos mecanismos foram criados para evitar que um início de depreciação no preço das ações se transforme em pânico, com efeito “manada”. Após esse episódio, alguns outros momentos foram considerados como bolhas por muitos autores, tais como a alta no preço das ações das empresas de tecnologia no final dos anos 1990 e início do ano 2000 e, mais recentemente, o que vem sendo chamado de bolha imobiliária nos Estados Unidos, desde o final de 2004. Outro fator que torna este trabalho relevante é a escassa literatura sobre o tema para o mercado brasileiro. Os trabalhos de Barbosa (2005) e Martin *et al.* (2004) são alguns dos poucos encontrados sobre o assunto.

2. Referencial Teórico

De acordo com Smith, Suchanek e Williams (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.

Segundo Shiller, (2000, p.128) o “comportamento humano que, muitas vezes se distancia do comportamento racional previsto pelas finanças clássicas, pode ser uma das razões que levam os mercados financeiros a apresentar a dinâmica de bolha”. Contudo, Shiller (2000, p.128) salienta que esses padrões do comportamento humano “não são o resultado da extrema ignorância humana, mas do caráter da inteligência humana, refletindo suas limitações e suas forças”. Isso significa que os investidores até “lutam para fazer a coisa certa, mas suas qualificações têm limites e eles se comportam de uma maneira natural ao tomar decisões, quando lhes falta uma prescrição objetiva de como devem agir”.

Para a determinação da existência de bolhas racionais, vários modelos foram desenvolvidos. Um dos primeiros é chamado Testes do Limite da Variância (Variance Bound Tests), desenvolvidos por LeRoy e Porter (1981) e Shiller (1981). Estes testes tinham um caráter mais geral, procurando identificar bolhas de qualquer tipo, sem se preocuparem com sua natureza (MARTIN *et al*, 2004).

O princípio básico desse teste consiste na comparação das variâncias do preço racional *ex-post* com a dos preços observados, sendo que os preços são formados pelo modelo de desconto dos dividendos.

O preço racional *ex-post* deveria ser pelo menos tão variável quanto os preços observados porque os preços observados são baseados em dividendos esperados e não possuem a variação introduzida por erros de previsão que estão incluídos no preço *ex-post*. (GURKAYNAK, 2005).

Cambell e Shiller (1988, 1989) utilizaram uma aproximação log-linear para o índice dividendo-preço, estimando um sistema de auto-regressão vetorial (VAR) que permite variações temporais nas taxas de desconto. Na ausência de bolhas, o índice dividendo-preço será estacionário. Na mesma linha, Cochrane (1992) procura uma taxa de desconto que poderia explicar a volatilidade no índice dividendo-preço. Caso nenhuma taxa de desconto consiga explicar a volatilidade observada, conclui-se pela existência de uma bolha.

Os testes do limite da variância concluem pela presença de bolha através da rejeição da hipótese nula, sem explicitamente fazer referência a bolhas. West (1987) desenvolveu o primeiro teste onde a presença de bolha fazia parte da formulação de hipóteses. O teste desenvolvido por West (1987) é feito em duas etapas e parte do princípio de que “na ausência de bolhas, a equação de Euler que forma a base para a precificação de ativos sem arbitragem pode ser estimada sozinha, o que fornece a informação sobre a taxa de desconto”. (GURKAYNAK, 2005). A equação de Euler, referida na passagem acima, é a seguinte:

$$p_t = \theta E(p_{t+1} + x_{t+1} | \Omega_t) \quad (1)$$

onde $\theta \equiv (1+r)^{-1} < 1$; p_t é o valor presente dos dividendos esperados, podendo ser chamado de “valor fundamental de mercado do ativo”, x_{t+1} são os dividendos futuros; r é a taxa de desconto e Ω_t é o conjunto de informações disponíveis no momento t e tidas como comuns a todos os agentes. Com a informação sobre a taxa de desconto e a utilização de um processo auto-regressivo para os dividendos, faz-se a relação entre dividendos e o preço fundamental da ação. O modelo pressupõe que, caso os valores encontrados sejam discrepantes, estes podem ser atribuídos à má-especificação do modelo (que pode ser testado com ferramentas econométricas) ou à presença de bolhas.

Outra linha utilizada é a de testes baseados em integração/cointegração. O princípio básico deste teste desenvolvido inicialmente por Diba e Grossman (1988a) está em verificar se os preços das ações são estacionários quando diferenciados no mesmo número de vezes necessário para tornar os dividendos também estacionários. Em seu trabalho, os autores observam que existe integração de ordem 1 entre preços e dividendos. Na ausência de bolhas,

as duas séries serão, portanto, cointegradas. Caso isto não ocorra, rejeita-se a hipótese nula de ausência de bolhas. Este teste, ao contrário dos anteriores que somente testam bolhas de modo indireto, testa a ausência de bolhas de modo direto, já na formulação da hipótese nula.

Evans (1991) critica o teste desenvolvido por Diba e Grossman (1988a) apontando que o mesmo falharia caso existam bolhas racionais que colapsam e reiniciam em um espaço finito de tempo¹. Seu trabalho provou que quando na presença de bolhas que constantemente colapsam e reiniciam o teste de Dida e Grossman (1988a) concluiria pela ausência de bolhas erroneamente.

Mais recentemente, novos testes foram desenvolvidos através do monitoramento de flutuações log-periódicas. Dentre outros, pode-se citar Feigenbaum e Freund (1996), Sornette *et al* (1996), Sornette e Malevergne (2001), Johansen e Sornette (2001). A propósito, Sornette (2003) e Johansen e Sornette (2000, 2005) relatam a ocorrência de bolhas especulativas em vários países desenvolvidos e emergentes, inclusive o Brasil, que são modeladas por leis de potência log-periódicas do tipo:

$$\log(I(t)) = A + B(t - t_c)^z + C(t - t_c)^z \cos(\omega \log(t - t_c) - \phi) \quad (2)$$

onde $I(t)$ é o índice da bolsa; t_c é o tempo crítico (o momento do colapso da bolha); $0 < z < 1$ é um parâmetro que descreve a aceleração; ω e ϕ são respectivamente a frequência angular das oscilações log-periódicas e a sua fase; A, B e C são parâmetros.

Ahmed *et al.* (1997) analisaram seis tipos de fundos encontrando suporte para a existência de bolhas. Ahmed, Rosser e Uppal (1999) utilizando estatísticas ARCH e BDS e verificando numa amostra de 10 países indicaram a existência de bolhas em todos eles. Andersen e Sornette (2004) utilizando um modelo racional de expectativas encontraram bolhas em cinco de nove séries testadas. Martin *et al.* (2004) procuraram constatar a presença de bolhas especulativas racionais a partir de identificação de mudança de regime do processo de geração de retornos no mercado brasileiro de ações na Bovespa utilizando regimes markovianos. Seus resultados indicaram a presença de bolha especulativa, tanto em *bull* quanto em *bear markets*. Wu (1997) utilizou o filtro de Kalman e detectou a presença de bolhas nos preços das ações americanas. Cogley (1999) encontrou bolhas especulativas no mercado dos Estados Unidos. Diba e Grossman (1988a, 1988b), além de fornecerem uma abordagem alternativa para a identificação de bolhas especulativas, encontraram suporte para a sua existência. Engsted e Tanggard (2004) verificaram a existência de bolhas utilizando o teste de *bootstrap*. Os resultados indicaram que até meados dos anos 80 não existe forte indicação de bolhas no mercado americano. Kelleher, Kim e Kim (2001) encontraram bolhas especulativas no mercado coreano utilizando métodos de regressão co-integrada.

A partir de Gordon (1959, 1963), os economistas financeiros têm utilizado o chamado Modelo de Gordon para determinar o valor fundamental de uma ação. Esse modelo pressupõe que o preço de uma ação é determinado pelo valor presente dos dividendos futuros, descontados ao custo de capital diminuído da taxa de crescimento prevista. A determinação do preço depende, portanto de estimativas futuras do valor dos dividendos a serem distribuídos e do crescimento previsto. Essas estimativas se dão em função de um conjunto de informações disponíveis no momento em que o preço se forma. O preço de uma ação qualquer em um momento t pode ser dado por (BLANCHARD; WATSON, 1982):

$$p_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} E(x_{t+i} | \Omega_t), \quad (3)$$

onde $\theta \equiv (1+r)^{-1} < 1$ e onde p_t^* é o valor presente dos dividendos esperados, podendo ser chamado de “valor fundamental de mercado do ativo”, $E(x_{t+i})$ é o valor esperado dos dividendos futuros, r é a taxa de desconto e Ω_t é o conjunto de informações disponíveis no momento t e tidas como comum a todos os agentes.

Segundo Blanchard e Watson (1982), existe uma bolha quando o preço fundamental de um ativo qualquer se desvia de seu preço de mercado fundamental de tal modo que $B_t > 0$.

$$P_t = F_t + B_t + e_t \quad (4)$$

onde o preço do ativo P_t é dado pelo valor fundamental do ativo F_t , que pode ser determinado conforme (3) ou de alguma outra maneira equivalente, com a adição de um componente de bolha B_t e um erro estocástico $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Ao se definir o preço fundamental de um ativo, pressupõe-se que o mercado é eficiente e que os agentes possuem expectativas racionais, de acordo com o modelo proposto por Muth (1961). O modelo de Muth pressupõe que as expectativas dos agentes a respeito dos movimentos de preços seguem modelos matemáticos, sendo condicionadas a um conjunto de informações que pode incluir certo conhecimento estrutural de um modelo econômico em particular (FLOOD; GARBER, 1980). Para Flood e Garber (1980), o modelo proposto por Muth permitiu aos teóricos de finanças progredirem no estudo de bolhas de preços ao utilizarem estruturas matemáticas precisas na determinação da relação entre os movimentos de preços reais e esperados.

Uma maneira de realizar testes para verificação de bolhas está no método da integração/cointegração. O princípio fundamental deste teste elaborado por Diba e Grossman (1988a, 1988b) está em verificar se os preços das ações são estacionários quando diferenciados no mesmo número de vezes necessário para tornar os dividendos também estacionários. Em seu trabalho, os autores observam que existe integração de ordem 1 entre preços e dividendos. Na ausência de bolhas, as duas séries serão, portanto, cointegradas. Caso isto não ocorra, rejeita-se a hipótese nula de ausência de bolhas. Este teste, ao contrário de outros que somente testam bolhas de modo indireto (WEST, 1987; CAMBELL; SHILLER, 1988, 1989), testa a ausência de bolhas de modo direto, já na formulação da hipótese nula.

Diba e Grossman (1988a), admitem que modelos econométricos usados para estimar o valor fundamental esperado da ação a partir da Equação (3) podem falhar ao não conseguirem capturar componentes não observáveis e não distinguíveis daqueles que contribuem para o valor fundamental além dos dividendos. Esses componentes não observáveis não seriam bolhas, mas sim diretamente relacionados com os fundamentos de uma ação, como a expectativa de benefícios fiscais para os recebimentos de dividendos. Desse modo, estes autores definiram a equação fundamental como:

$$P_t = (1+r)^{-1} E_t (P_{t+1} + \alpha d_{t+1} + u_{t+1}) \quad (5)$$

onde P_t é o preço da ação no momento t , ajustado para a inflação, r é a taxa real apropriada de desconto, considerada constante, E_t é operador de valor esperado, α é uma constante positiva que avalia os dividendos esperados relativamente aos ganhos esperados de capital, d_{t+1} são os dividendos reais antes dos impostos recebidos entre as datas t e $t+1$, e u_{t+1} é uma variável utilizada pelos participantes do mercado, mas que o pesquisador não consegue observar.

Pelo princípio da transversalidade, quando t tende ao infinito, P_{t+1} tende a zero, definindo-se então o valor fundamental da ação F_t como:

$$F_t = P_t^* = \sum_{j=1}^{\infty} (1+r)^{-j} E_t (\alpha d_{t+j} + u_{t+j}) \quad (6)$$

Espera-se que α seja igual à unidade e u_{t+1} seja nulo. A Equação (6) pressupõe que a taxa de desconto é constante durante todo o período de desconto. Isto não é necessariamente verdadeiro, podendo ela variar de acordo com um processo estocástico (CRAIN, 1993). Desse modo, (6) pode ser re-escrita como:

$$P_t^* = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \left(\prod_{k=1}^j m_{t+k} \right) D_{t+j} \right] \quad (7)$$

onde m_{t+k} é o fator de desconto, possivelmente estocástico.

A teoria de finanças assume que o índice preço-dividendo, a taxa de crescimento dos dividendos e a taxa de desconto são todas estacionárias e que os preços das ações e os dividendos seguem um passeio aleatório não estacionário (COCHRANE, 1992). Define-se passeio aleatório o processo estocástico de uma série temporal onde a melhor estimativa para a variável no momento t é seu valor no momento imediatamente anterior acrescida de um termo de erro do tipo ruído branco. A não-estacionariedade é dada pelo fato de que, quanto mais distantes no tempo, menor a influência de uma variável sobre a outra (PYNDYCK; RUBINFELD, 2004, p. 564). Isso pode ser expresso como:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde y_t é uma variável aleatória e ε_t é um erro do tipo ruído branco.

Supõe-se também que são processos auto-regressivos de média móvel (ARMA) e integrados de mesma ordem. Um processo estocástico não estacionário quando diferenciado uma ou mais vezes transforma-se em um processo estacionário de ordem d , onde d é o número de diferenciações necessárias para torná-lo estacionário. Denota-se tal propriedade como: $x_t \sim I(d)$. Quando duas variáveis são integradas de mesma ordem e possuem entre si uma relação linear que seja estacionária são ditas cointegradas de ordem mais baixa que as variáveis. Segundo Alexander (2005, p. 379), x e y são co-integradas, se $x, y \sim I(1)$ e se existe α tal que $x - \alpha y \sim I(0)$.

Na ausência de bolhas especulativas, e utilizando-se o logaritmo das variáveis, a Equação (7) garante que as variáveis logaritmo dos preços e logaritmo dos dividendos são cointegradas de ordem zero, sendo que o logaritmo dos preços e o logaritmo dos dividendos seguem um passeio aleatório e são integradas de primeira ordem. (ACOSTA-GONZALEZ, 2006). O teste é dividido em três etapas. Primeiro, utilizando-se testes de raízes unitárias procura-se verificar se as variáveis seguem um passeio aleatório e se são $I(1)$. Confirmada esta hipótese, testa-se se há a cointegração entre preços e dividendos.

3. Metodologia

3.1. O Teste de Cointegração de Johansen

O método utilizado consiste em testar a existência de cointegração entre o preço das ações e os dividendos pagos sobre essas ações. Conforme Diba e Grossman (1988a, 1988b), a constatação da existência de cointegração entre preço e dividendo implicaria a não existência de bolhas. Partindo-se de (7) e dividindo-se ambos os lados da equação pelos dividendos correntes, tem-se:

$$\frac{P_t^*}{D_t} = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \left(\prod_{k=1}^j m_{t+k} \right) \frac{D_{t+j}}{D_{t-1+j}} \right] \quad (9)$$

A Equação (9) restringe o valor fundamental do índice preço-dividendo, tornando-o dependente do crescimento descontado dos dividendos, $m_{t+k} D_{t+j} / D_{t-1+j}$. Caso a taxa de crescimento dos dividendos seja estacionária, o índice preço-dividendo também o será, independentemente da taxa de desconto (ANDERSSON; NYDAHL, 1998).

Aplicando-se o operador de logaritmo natural em ambos os lados de (9), obtém-se:

$$p_t - d_t = m_{t+1} + d_{t+1} - d_t \quad (10)$$

ou

$$p_t = m_{t+1} + d_{t+1} \quad (11)$$

onde p_t , d_t e m_t representam os logaritmos naturais do preço das ações, dos dividendos e do retorno exigido. As equações (10) e (11) indicam a existência de uma relação linear entre preços de ações e dividendos, que poderá ou não ser estacionária. A estacionariedade da

relação linear preço – dividendo indicaria a existência de cointegração entre preço e dividendo, significando que os preços não se afastariam dos seus valores fundamentais ao longo do tempo.

A existência de cointegração entre os preços das ações e os dividendos é testada da seguinte maneira. Inicialmente, utiliza-se o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) de modo a verificar se as séries de preços e de dividendos são $I(1)$, condição necessária para a cointegração. A seguir, realiza-se o teste de Johansen (JOHANSEN, 1988; JOHANSEN; JOSELIUS, 1990), que está descrito abaixo.

A descoberta de que muitas séries econômicas e financeiras podem conter uma ou mais raízes unitárias fomentou o desenvolvimento da teoria da análise de séries de tempo não-estacionárias. Engle e Granger (1987) mostraram que uma combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias pode ser estacionária. Se tal combinação estacionária existir, as séries não-estacionárias são ditas cointegradas. A combinação linear estacionária é chamada equação de cointegração e pode ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O propósito do teste de cointegração é determinar se um grupo de séries não-estacionárias são cointegradas ou não. No presente trabalho, o teste de cointegração utilizado baseia-se na metodologia desenvolvida por Johansen (1991, 1995a), que utiliza vetores auto-regressivos (VAR). O teste de cointegração de Johansen pode ser resumido da seguinte maneira. Seja um VAR de ordem p , tal que:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (11)$$

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:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + u_t \quad (12)$$

onde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (13)$$

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 VEC. 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 (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:

$$H_1 : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha\beta' y_{t-1}$$

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

$$H_2 : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0)$$

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

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

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

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

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

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

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:

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

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 (QMS, 2004):

$$LR_{\max}(r|r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) = LR_r(r|k) - LR_r(r+1|k), \quad \forall r = 0, 1, \dots, k-1 \quad (15)$$

3.2. Causalidade

Buscando aumentar a robustez dos resultados, realizou-se, ainda, um teste de causalidade Granger (1960) entre os preços das ações e os dividendos. Espera-se que, se os preços das ações baseiam-se nos fundamentos, isto é, nos dividendos, então os dividendos deveriam causar (preceder) os preços, e não ao contrário. Porém, nesse caso é necessário que as variáveis Ibovespa e Dividendos estejam transformados em Δ logs (variação dos logaritmos), pois o teste de causalidade de Granger baseia-se na metodologia VAR (Vetores Autoregressivos), e requer que as variáveis submetidas ao teste devem ser estacionárias.

3.3. Amostra e Dados

A frequência dos dados utilizados é mensal. O índice Bovespa (Ibovespa) foi utilizado como *proxy* para o preço médio das ações da Bovespa. A *proxy* para os dividendos pagos sobre as ações da Bovespa foi obtido multiplicando-se o *Dividend Yield* (em porcentagem) da Bovespa pelo Ibovespa, o que permitiu construir um índice dos dividendos distribuídos pelas empresas com ações participantes do Ibovespa. O *Dividend Yield* inclui os juros sobre capital próprio pago pelas empresas. Os dados para as duas séries (Ibovespa e *Dividend Yield*) foram obtidos na base de dados da Bloomberg®. O período amostral vai de fevereiro de 1999 a novembro de 2006, englobando 94 meses.

4. Resultados

O Quadro 1 apresenta as estatísticas descritivas para $\log(\text{Ibovespa})$ e $\log(\text{Dividendos})$. e as Figuras 1 e 2 mostram, respectivamente, o comportamento dessas variáveis no período amostral. A Figura 3 mostra as séries observadas e estimadas e os resíduos da regressão:

$$\log(IB_t) = \alpha + \beta \log(DI_t) + u_t \quad (16)$$

onde IB_t é o índice Ibovespa, DI_t é a série de dividendos e $u_t \sim N(0, \sigma^2)$. A Fig. 2 mostra que os valores observados do $\log(\text{Ibovespa})$ afastam-se significativamente de seus valores estimados, indicando, desde já, uma provável não-estacionariedade dos resíduos e a possível presença de bolhas. Os resíduos estimados \hat{u}_t da regressão (16) são visivelmente maiores nos períodos de fevereiro a abril de 1999, de janeiro a abril de 2000, de setembro a dezembro de 2001, em janeiro de 2004, e de janeiro a junho de 2005. O Quadro 2 mostra o resultado do teste de raiz unitária para os resíduos \hat{u}_t , onde a hipótese nula de inexistência de raiz unitária é rejeitada, o que confirma os indícios de não-cointegração entre logaritmos de preços e dividendos.

Quadro 1: Estatísticas descritivas		
	Log(Ibovespa)	Log(Dividendos)
Mean	5.283535	4.401497
Median	5.184912	4.376503
Maximum	6.131958	5.140579
Minimum	4.572313	3.855113
Std. Dev.	0.423804	0.315306
Skewness	0.459215	0.607606
Kurtosis	2.122156	2.461504
Jarque-Bera Probability	6.321986 0.042384	6.919641 0.031435
Sum	496.6523	413.7407
Sum Sq. Dev.	16.70369	9.245869
Observations	94	94

Figura 1: Log(Ibovespa)

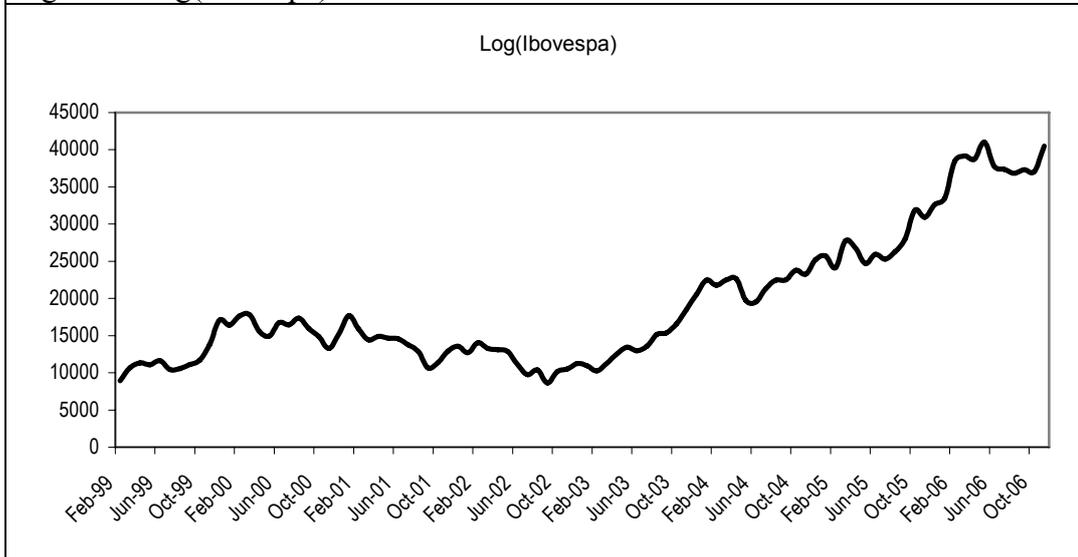
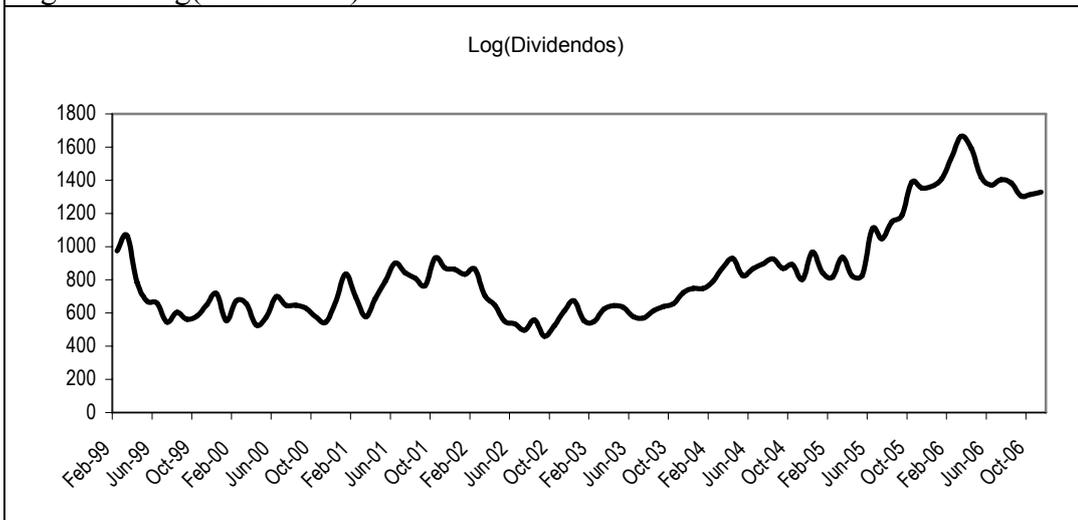
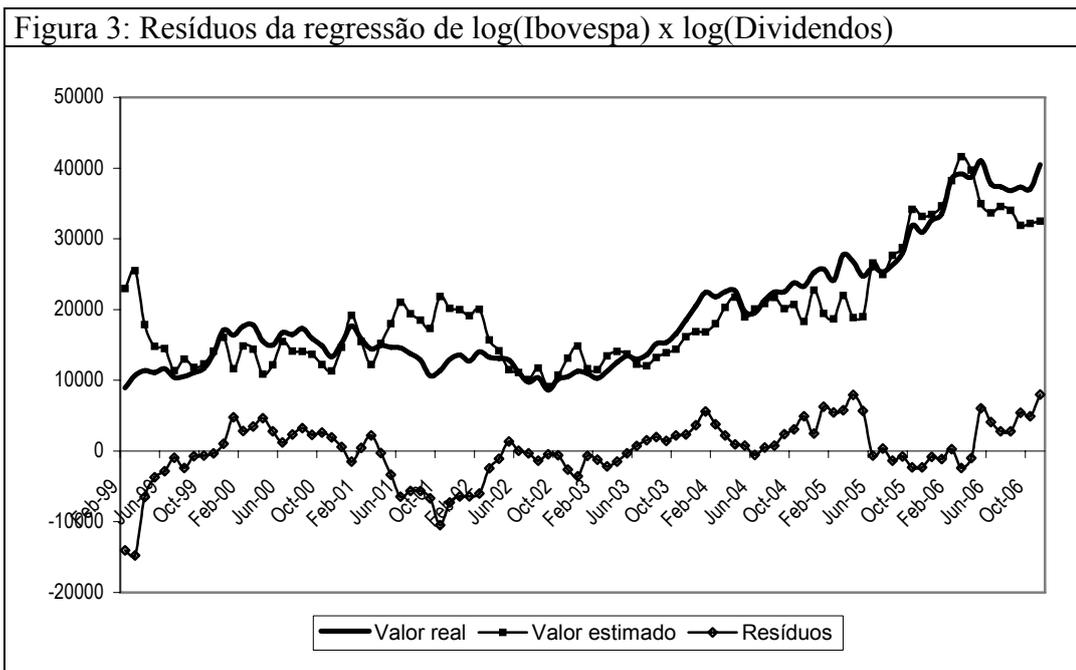


Figura 2: Log(Dividendos)





Os Quadros 3 e 4 mostram o resultado dos testes de raízes unitárias para as séries $\log(\text{Ibovespa})$ e $\log(\text{Dividendos})$, respectivamente.

Quadro 2: Teste de raiz unitária nos resíduos \hat{u}_t

Null Hypothesis: U has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 4 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.738287	0.2243
Test critical values:	1% level	-4.064453	
	5% level	-3.461094	
	10% level	-3.156776	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Quadro 3: Teste de raiz unitária em $\log(\text{Ibovespa})$

Null Hypothesis: LOG(IBOVESPA) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.609412	0.8624
Test critical values:	1% level	-3.502238	
	5% level	-2.892879	
	10% level	-2.583553	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Quadro 4: Teste de raiz unitária em log(Dividendos)		
Null Hypothesis: LOG(DIVIDENDOS) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.494867	0.5319
Test critical values:	1% level	-3.502238
	5% level	-2.892879
	10% level	-2.583553
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Augmented Dickey-Fuller Test Equation		

Os Quadros 3 e 4 mostram que as séries do Ibovespa e dos dividendos são ambas $I(1)$, de acordo com o resultado do teste ADF. Após constatar que as séries são $I(1)$, realizou-se o teste de Johansen para as cinco hipóteses nulas descritas na Seção 3.1. Essas hipóteses são: i) A variável em nível y_t não possui tendência determinística e as equações de cointegração não têm interceptos; ii) A variável em nível y_t não possui tendência determinística e as equações de cointegração têm interceptos; iii) A variável em nível y_t possui tendência linear e as equações de cointegração têm interceptos; iv) A variável em nível y_t e as equações de cointegração têm tendências lineares; e v) A variável em nível y_t têm tendência quadrática e as equações de cointegração têm tendências lineares. Os Quadros 5 e 6 mostram os resultados do teste de Johansen para as hipóteses H_2 e H_3 (Seção 3.1). Para as demais hipóteses, os resultados aparecem no Quadro 7, que é um resumo do teste de Johansen para todas as cinco hipóteses.

Quadro 5: Teste de cointegração – Hipótese H_2				
Date: 04/26/07 Time: 16:33				
Sample (adjusted): 1999M05 2006M11				
Included observations: 91 after adjustments				
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)				
Series: LOG(IB) LOG(DI)				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
At most 1	0.024732	2.278872	9.164546	0.7218
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.109770	10.58102	15.89210	0.2844
At most 1	0.024732	2.278872	9.164546	0.7218
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Quadro 6: Teste de cointegração – Hipótese H_3				
Date: 04/26/07 Time: 16:37				
Sample (adjusted): 1999M05 2006M11				
Included observations: 91 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LOG(IB) LOG(DI)				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.109526	10.65021	15.49471	0.2339
At most 1	0.001033	0.094094	3.841466	0.7590
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.109526	10.55611	14.26460	0.1779
At most 1	0.001033	0.094094	3.841466	0.7590
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Observa-se que, ao nível de significância de 5%, a hipótese nula de inexistência de equação de cointegração não pode ser rejeitada para nenhuma das hipóteses nulas do teste, isto é, a não rejeição de todas as hipóteses nulas indica a inexistência de cointegração entre as variáveis. Portanto, os resultados empíricos obtidos apontam para a não-estacionariedade das séries de preço das ações (Ibovespa) e dividendos, porém sem a presença de cointegração entre elas, ou seja, as séries são $I(1)$, mas não-cointegradas. Tal resultado indica que os preços das ações da Bovespa afastaram-se significativamente dos seus valores fundamentais durante o período estudado, caracterizando a existência de bolhas. Tal constatação indica que os valores extremos (*outliers*) observados nos resíduos da regressão (16), visíveis na Figura 3, podem ser manifestações de bolhas especulativas na Bovespa.

Um resultado adicional foi obtido ao se realizar um teste de causalidade Granger (1969) entre os preços das ações e os dividendos, conforme mencionado na Seção 3.2. O resultado desse teste está no Quadro 8. O resultado do teste de Granger confirma os resultados anteriores, uma vez que a hipótese nula de que $\Delta \log(\text{Dividendos})$ não “Granger-causam” $\Delta \log(\text{Ibovespa})$ não pode ser rejeitada, bem como sua recíproca. Portanto, obteve-se mais uma evidência de que, no período estudado, os preços das ações pertencentes ao Ibovespa não foram causados pelos dividendos.

5. Conclusões

O estudo propôs-se a investigar possíveis indícios de bolhas especulativas no mercado acionário brasileiro entre 1999 e 2006. Para tanto, buscou-se verificar se o comportamento dos preços das ações negociadas na bolsa de valores brasileira (Bovespa) naquele período afasta-se significativamente daquele que seria esperado se esses preços fossem próximos dos seus valores fundamentais. Tais valores fundamentais seriam calculados a partir do fluxo de dividendos esperados, descontados a valor presente.

Quadro 7: Resumo dos testes de cointegração					
Date: 04/26/07 Time: 21:56					
Sample: 1999M02 2006M11					
Included observations: 91					
Series: LOG(IB) LOG(DI)					
Lags interval: 1 to 2					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	200.2137	200.2137	201.3185	201.3185	201.9892
1	205.2846	205.5042	206.5966	206.8715	207.1472
2	206.3483	206.6436	206.6436	208.3800	208.3800
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-4.224477	-4.224477	-4.204803	-4.204803	-4.175587
1	-4.248013*	-4.230862	-4.232892	-4.216956	-4.201036
2	-4.183479	-4.146014	-4.146014	-4.140220	-4.140220
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-4.003742*	-4.003742*	-3.928884	-3.928884	-3.844485
1	-3.916910	-3.872168	-3.846606	-3.803078	-3.759567
2	-3.742009	-3.649361	-3.649361	-3.588382	-3.588382

A metodologia adotada baseia-se na idéia de que, se os preços das ações baseiam-se em seus valores fundamentais, então existirá uma ou mais combinações lineares estacionárias, isto é, haverá cointegração, entre os preços das ações e os dividendos recebidos pelos detentores dessas ações (DIBA; GROISSMAN, 1988a, 1988b). Ao contrário, se os preços das ações se afastam dos seus valores fundamentais, isto é, dos dividendos, então os preços das ações e os dividendos não serão cointegrados.

Quadro 8: Teste de Causalidade Granger entre Ibovespa e Dividendos (Dlogs)			
Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/27/07 Time: 15:25			
Sample: 1999M02 2006M11			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOG(DI) does not Granger Cause DLOG(IB)	89	1.34087	0.26207
DLOG(IB) does not Granger Cause DLOG(DI)		2.05702	0.09424

Assim, se as séries temporais correspondentes ao Ibovespa e aos dividendos distribuídos na Bovespa fossem cointegradas, rejeitar-se-á a hipótese da existência de bolhas de preços no mercado acionário brasileiro no período abrangido por este estudo.

Inicialmente, por meio do Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), testou-se a hipótese nula de que as séries de preço das ações e dos dividendos distribuídos são ambas $I(1)$, o que é uma condição necessária para a existência de cointegração. O teste revelou que, ao nível de significância de 1%, ambas as séries são, de fato, $I(1)$.

A seguir, foi realizado o teste de cointegração de Johansen entre o Ibovespa e os dividendos. O teste foi realizado para cinco configurações de intercepto e tendência e para dois critérios de avaliação. Constatou-se, em todas as configurações e para os dois critérios de avaliação do teste de Johansen, que não há equações de cointegração entre o Ibovespa e os dividendos.

Finalmente, o teste de causalidade Granger revelou que, no período estudado, a hipótese nula de que os preços das ações não foram causados (no sentido Granger) pelos dividendos, corrobora com os diagnósticos anteriores de que ocorreram bolhas especulativas na Bovespa entre 1999 e 2006.

De acordo com o resultado dos testes, não se pode rejeitar a hipótese de que a volatilidade dos preços das ações negociadas no mercado brasileiro seja decorrente da presença de bolhas especulativas, ou seja, há evidências da existência de bolhas de preços no período estudado. Tal ocorrência poderia estar relacionada ao fato de o mercado acionário brasileiro ser ainda relativamente pequeno, apresentar alguns problemas institucionais, tais como elevada concentração, baixa proteção ao acionista minoritário e ação de *inside traders*, podendo ser caracterizado como um mercado bastante especulativo, conforme indicado em alguns estudos anteriores (DE MEDEIROS; MATSUMOTO, 2006; DE MEDEIROS, 2006; ROCHMAN; EID JR., 2006). Caberia investigar, ainda, se os episódios indicativos de bolhas estão associados a entradas expressivas de capital estrangeiro na bolsa, uma vez que a política monetária brasileira esteve restritiva durante todo o período, com juros reais elevados, o que desestimularia a especulação por parte de investidores locais.

6. Referências

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

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

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

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

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

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

BRENNER, R. Política de Lula levará país à estagnação, diz professor 2004. Disponível em <http://clipping.planejamento.gov.br/Noticias.asp?NOTCod=107814>. Acesso em 11/setembro/2006.

- CAMPBELL, J., SHILLER R. Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. **The Journal of Finance**, v.43, p. 661-76, July, 1988.
- CAMPBELL, J., SHILLER R. The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. **Review of Financial Studies**, v.1, n.3, p. 195-228, 1989.
- COCHRANE, J.H. Explaining the Variance of Price Dividend Ratios. **Review of Financial Studies**, v.5, n.2, pp. 243-80, 1992.
- COGLEY, T. Should the Fed take deliberate steps to deflate asset price bubbles? **FRBSF Economic Review**, n.1, 1999. p.43-53 1999..
- DE MEDEIROS, O. R. . Reaction of the Brazilian Market to Positive and Negative Shocks. In: Global Finance Conference, 2006, Rio de Janeiro. **Global Finance Conference Proceedings**, 2006.
- DE MEDEIROS, O. R. ; MATSUMOTO, A. S. . Market Reaction to Stock Issues in Brazil: Insider Trading, Volatility Effects and the New Issues Puzzle. **Investment Management and Financial Innovations**, v. 3, n. 1, p. 142-150, 2006.
- DIBA, B., GROSSMAN, H. Explosive Rational Bubbles in Stock Prices? **American Economic Review**, v.78, p. 520-30, June 1988a.
- DIBA, B., GROSSMAN, H. The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices. **The Economic Journal**, v.98, p. 746- 54, Sep. 1988b.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica** 55, 251-76.
- ENGSTED, T., TANGGAARD, C. Speculative bubbles in stock prices? Tests based on the price-dividend ration. **Journal of Economic Literature**, 2004.
- FLOOD, R. P.; GARBER, P. M. Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests. **Journal of Political Economy**, v. 88, n. 4, p. 745-70, Aug. 1980.
- GORDON, M.J. Dividends, Earnings, and Stock Prices. **Review of Economic and Statistics**, v.41, n.2, p.1, p. 99-105, May, 1959.
- GORDON, M.J. Optimal Investment and Financing Policy. **The Journal of Finance**, v.18, n.2, p. 264-72, May, 1963.
- GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, 37, 424-38, 1969.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** 12, 231-54, 1988.
- JOHANSEN, S.; JOSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 169-210, 1990.
- KAHNEMAN, D., TVERSKY, A. Prospect theory: an analysis of decision making under risk. **Econometrica**, v.47, n.2, p.263-291, 1979.
- KELLEHER, D., KIM, G.S., KIM, S. Evidence of bubbles in the Korean Stock Markets. **Journal of Economic Literature**, April, 2001.
- LEROY, S. F. Rational Exuberance. **Journal of Economic Literature**, v. 42, n. 3, Sep. 2004.
- LEROY, S., PORTER, R. The Present Value Relation: Tests Based on Variance Bounds. **Econometrica**, v.49, n.3, May, p. 555-574, 1981.

- LINTZ, A., RENVI, L. Estudo do comportamento de administradores de capital de terceiros frente a situações de risco: uma análise através da teoria das expectativas. Anais do 22º Enanpad, Foz do Iguaçu – PR, Setembro, 1998.
- LINTZ, A.C. Dinâmica de bolhas especulativas e finanças comportamentais: um estudo aplicado ao mercado de cambio brasileiro. Tese (Doutorado não Publicada) FEA/USP, São Paulo, 2004.
- MARTIN, D. M. L., KIMURA, H., NAKAMURA W. T., KAYO E. K. Identificando Bolhas Especulativas Racionais no IBOVESPA (Pós-Plano Real), a partir de Regimes Markovianos de Conversão. **Economia – Revista da ANPEC**, v. 5, n.1, Jan/Jun., 2004.
- MUTH, J.F. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. **Econometrica**, v.29, n.3, p. 315-35, Jul. 1961.
- NEUMANN-Von J., MORGENSTERN. O. **Theory of games and economic behavior**. Princeton, New Jersey, Princeton University Press, 1944.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometric models and economic forecasts**. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 1998.
- QMS – Quantitative Micro Software. **E-Views 5 User’s Guide**. Irvine, CA: QMS, 2004.
- ROCHMAN, R.R; EID JR., W. Insiders Conseguem Retornos Anormais?: Estudos de Eventos Sobre as Operações de Insiders das Empresas de Governança Corporativa Diferenciada da Bovespa. Enanpad, Salvador, 2006.
- SHILLER, R. **Exuberância irracional**. São Paulo: Editora Makron Books, 2000.
- SHILLER, R. From efficient markets theory to behavioral finance. **Journal of Economic Perspectives**, v. 17, n.1, p. 83-104, Winter, 2003.
- SHILLER, R. Stock prices and Social Dynamics. **Brookings Papers on Economic Activity**, v.2, p. 457-510, 1981.
- SHLEIFER, A., SUMMERS, L. H. The noise trader approach to finance. **Journal of Economic Perspectives**, v.4, n.2, p.19-33, Spring, 1990.
- 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.
- STIGLITZ, J. E. Symposium on bubbles. **Journal of Economic Perspectives**, v.4, n. 2, p. 13-18, Spring, 1990.
- WEST, K. D. A Specification Test for Speculative Bubbles. **Quarterly Journal of Economics**, v.102, p.553-580, 1987.
- WU, Y. Rational bubbles in the stock market: accounting for the US stock price volatility. **Economic Inquiry**, v. 25, p.309-319, April, 1997.

¹ Diba e Grossman (1988b) demonstram que a impossibilidade de existir bolhas negativas no preço das ações implica teoricamente que uma bolha não pode reiniciar uma vez estourada. (EVANS, 1991). Já o trabalho de Evans (1991) admite a possibilidade da existência de bolhas que constantemente colapsam ou encolhem e reiniciam-se novamente.