Universidade Católica de Brasília

Pró-Reitoria Acadêmica
Escola de Gestão e Negócios
Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Economia

# CONSTRUÇÃO DE UM ÍNDICE DE DIVIDENDOS PARA ANÁLISE DE BOLHAS RACIONAIS NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Autora: Jussara Ribeiro
Orientador: Prof. Dr. Wilfredo Fernando Leiva Maldonado

Brasília - DF
2016

**JUSSARA RIBEIRO**

# CONSTRUÇÃO DE UM ÍNDICE DE DIVIDENDOS PARA ANÁLISE DE BOLHAS RACIONAIS NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Economia da Universidade Católica de Brasília, como requisito parcial para obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Wilfredo Fernando Leiva Maldonado

**Brasília**
**2016**

R484c Ribeiro, Jussara.
Construção de um índice de dividendos para análise de bolhas racionais no mercado de ações brasileiro./ Jussara Ribeiro. – 2016.
63f.; il.: 30 cm

Dissertação (Mestrado) – Universidade Católica de Brasília, 2016.
Orientação: Prof. Dr. Wilfredo Fernando Leiva Maldonado.

1. Economia. 2. Índice de dividendos. 3. Bolhas racionais. 4. Bolhas explosivas. 5. Bolhas que estouram periodicamente. 6. Bolhas intrínsecas. I. Maldonado, Wilfredo Fernando Leiva, orient. II. Título.

CDU 33:347.731.1

Ficha elaborada pela Biblioteca Pós-Graduação da UCB

Universidade Católica de Brasília

Dissertação de autoria de *Jussara Ribeiro*, intitulada "CONSTRUÇÃO DE UM ÍNDICE DE DIVIDENDOS PARA ANÁLISE DA EXISTÊNCIA DE BOLHAS RACIONAIS NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO", requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia, defendida e aprovada, em 10 de março de 2016, pela banca examinadora constituída por:

Prof. Dr. Wilfredo Fernando Leiva Maldonado
Orientador
Universidade Católica de Brasília- UCB

Prof. Dr. Osvaldo Candido da Silva Filho
Examinador Interna
Universidade Católica de Brasília- UCB

Prof. Dr. Daniel Oliveira Cajueiro
Examinador Externo
Universidade de Brasília

Brasília-DF
2016

Ao meu esposo, Frederico, aos meus pais, José Marcos e Lezira, e à minha irmã, Juliana, por serem meus alicerces.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus por ter permitido que eu chegasse ao fim de mais essa etapa em minha vida.

Agradeço imensamente ao Prof. Wilfredo Maldonado por todo ensinamento, ajuda, paciência, disponibilidade e incentivo ao longo desses dois anos.

Agradeço a todos os professores do departamento de Economia por todo ensinamento ao longo do curso. Em especial, agradeço ao Prof. Osvaldo pela ajuda, disponibilidade e contribuições para o aperfeiçoamento da dissertação.

Agradeço a todos os colegas, monitores e funcionários da UCB.

Agradeço ao meu esposo, Frederico, por estar sempre ao meu lado, por todo amor, cumplicidade, compreensão, conselhos e pelas noites e fins de semana de estudo.

Agradeço aos meus pais, José Marcos e Lezira, meus primeiros professores, por todo amor, carinho, incentivo e dedicação. Agradeço à minha irmã, Juliana, por ser um exemplo de determinação e perseverança e por me ensinar a não desistir de um sonho.

Agradeço ao meu avô José Alfeu, que, em sua simplicidade, foi uma das pessoas mais sábias que conheci.

Agradeço aos meus sogros, Kleber e Sônia, aos meus cunhados, Hugo e Nathane, aos meus avôs Mário e Maria Augusta e à minha família por todo o incentivo e apoio.

Agradeço aos meus amigos, Rubiane, Carlos, Wilsimara e Leonardo, por todo companheirismo, bom-humor e discussões. Nossa amizade tornou a caminhada muito mais alegre e prazerosa.

Agradeço a Fabiana, Sabrina e Michel por todas as dicas e ajuda.

Agradeço à turma do mestrado e doutorado 2015 por tornarem nossas monitorias momentos divertidos e agradáveis.

Agradeço à CAPES pelo apoio financeiro.

Enfim, agradeço a todos que de uma maneira ou de outra contribuíram para que este percurso pudesse ser concluído.

“Tenha em mente que tudo que você aprende na escola é trabalho de muitas gerações (...). Receba essa herança, honre-a, acrescente a ela e, um dia, fielmente, deposite-a nas mãos de seus filhos. ”

*Albert Einstein*

## RESUMO

Referência: RIBEIRO, Jussara. **Construção de um índice de dividendos para análise de bolhas racionais no mercado de ações brasileiro**. 2016. 63 folhas. Dissertação de Mestrado em Economia – Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2016.

A presença de bolhas no mercado de ações pode ser detectada por meio da análise da relação existente entre os preços das ações e seus dividendos. Na literatura brasileira, diversos trabalhos utilizam o Índice Bovespa como *proxy* dos preços, mas diferem quanto ao índice utilizado como *proxy* dos dividendos distribuídos no país. Há trabalhos que constroem um índice de dividendos mensal baseado nas carteiras teóricas e na metodologia do Ibovespa. Porém, tal índice apresenta períodos de grande instabilidade decorrentes da concentração na participação de determinadas ações no índice. Diante disso, o objetivo do presente trabalho foi construir um índice que represente a distribuição de dividendos no mercado acionário brasileiro a partir de séries fornecidas pelo Banco Central e pelo IBGE, tendo como referência a Lei das Sociedades por Ações. O índice construído apresentou um comportamento mais suave, sem períodos de grande instabilidade ou quebras. Ele foi, então, utilizado como *proxy* dos dividendos em testes para verificar a presença de bolhas no mercado de ações. Três tipos de bolhas racionais foram estudados: bolhas explosivas, bolhas que estouram periodicamente e bolhas intrínsecas. Os resultados dos testes indicaram que não é possível descartar a presença de bolhas explosivas e detectaram indícios da presença de bolhas que estouram periodicamente no mercado de ações brasileiro no período analisado. Não foram encontrados, porém, indícios da presença de bolhas intrínsecas nesse mercado.



Palavras-chave: Índice de dividendos. Bolhas racionais. Bolhas explosivas. Bolhas que estouram periodicamente. Bolhas intrínsecas.

## ABSTRACT

Reference: RIBEIRO, Jussara. **Construction of a dividend index for analysis of rational bubbles in the Brazilian stock market.** 2016. 63. Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2016.

The existence of bubbles in stock markets can be detected by analyzing the relationship between stock prices and dividends. In Brazil, several studies use the Bovespa index as a proxy for stock prices, but differ in the index used as a proxy for dividends paid in the country. There are studies that create a monthly dividend index based on the theoretical portfolio and on the methodology of the Bovespa index. However, this dividend index has periods of great instability due to high concentration in the participation of some shares in the index. The objective of this study was to create an index that represents the dividend distribution in the Brazilian stock market using series provided by the Central Bank and the IBGE. The dividend index showed a smoother behavior, without periods of great instability or breaks. It was used as a proxy of the dividends in tests to verify the presence of bubbles. Three types of rational bubbles were studied: explosive bubbles, periodically collapsing bubbles and intrinsic bubbles. The tests results indicated that it is not possible to rule out the presence of explosive bubbles and detected evidences of the presence of periodically collapsing bubbles in the Brazilian stock market in this period. However, no evidence of the presence of intrinsic bubbles was found.



Keywords: Dividend index. Rational bubbles. Explosive bubbles. Periodically collapsing bubbles. Intrinsic bubbles.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Testes ADF e PP para o IDIV_CEI ..... 41
Tabela 2 - Testes ADF e PP para o IDIV_BCB_anual. ..... 42
Tabela 3 - Teste KPSS para o IDIV_CEI e IDIV_BCB_anual. ..... 42
Tabela 4 - Testes ADF e PP para o IBOV_a. ..... 49
Tabela 5 - Resultado do teste KPSS para o IBOV_a. ..... 50
Tabela 6 - Resultado dos testes ADF e PP para o IBOV_t. ..... 50
Tabela 7 - Resultado dos testes ADF e PP para o IDIV_BCB. ..... 50
Tabela 8 - Resultado do teste KPSS para o IBOV_t e IDIV_BCB. ..... 50
Tabela 9 - Resultado do teste de raiz unitária para $et$ e $ut$. ..... 51
Tabela 10 - Teste de cointegração de Johansen: IBOV_a e IDIV_CEI. ..... 51
Tabela 11 - Teste de cointegração de Johansen: séries IBOV_t e IDIV_BCB. ..... 51
Tabela 12 - Coeficientes estimados, estatística $t$ e limiar: séries IBOV_a e IDIV_CEI. ..... 52
Tabela 13 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: ausência de cointegração. Séries anuais. ..... 52
Tabela 14 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: simetria. Séries anuais. ..... 53
Tabela 15 - Coeficientes estimados, estatística $t$ e limiar. IBOV_t e IDIV_BCB. ..... 53
Tabela 16 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: ausência de cointegração. ..... 53
Tabela 17 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: simetria. ..... 53
Tabela 18 - Resultado do teste ADF e PP para o ln(IDIV_CEI) e ln(IDIV_BCB). ..... 54
Tabela 19 - Resultado do teste KPSS para ln(IDIV_CEI) e ln(IDIV_BCB). ..... 54
Tabela 20 - Parâmetros do modelo de bolha intrínseca. ..... 54
Tabela 21 - Estimação de todos os parâmetros. ..... 55

## SUMÁRIO

**1. INTRODUÇÃO ... 9**
**2. REVISÃO DE LITERATURA ... 11**
2.1 BOLHAS NOS PREÇOS DOS ATIVOS ... 11
2.2 BOLHAS RACIONAIS ... 14
2.3 TIPOS DE BOLHAS RACIONAIS ... 17
**2.3.1 Bolhas explosivas ... 17**
**2.3.2 Bolhas que estouram periodicamente ... 18**
**2.3.3 Bolhas intrínsecas ... 23**
2.4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO ... 26
2.5 ÍNDICES DE DIVIDENDOS ... 30
**3. METODOLOGIA ... 34**
3.1 DISTRIBUIÇÃO DE DIVIDENDOS NO BRASIL ... 34
3.2 BASE DE DADOS ... 36
**3.2.1 Contas Econômicas Integradas (CEI) ... 36**
**3.2.2 Série Lucros e Dividendos ... 37**
**4. CONSTRUÇÃO DOS ÍNDICES DE DIVIDENDOS ... 39**
**5. ANÁLISE DA PRESENÇA DE BOLHAS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO ... 45**
5.1 RESULTADOS ... 47
**6. CONCLUSÃO ... 57**
**REFERÊNCIAS ... 60**
**APÊNDICE A ... 63**

# 1. INTRODUÇÃO

Bolhas financeiras constituem um tema que há anos desperta curiosidade devido à recorrência ao longo da história e aos efeitos que suas presenças causam à economia. Convencionalmente, são associadas a um forte aumento de preços seguido por uma queda abrupta. Elas ocorrem quando os preços dos ativos apresentam desvios de seus valores fundamentais, ou seja, a bolha é a parte do preço do ativo que não é explicada pelos seus fundamentos.

Estudos sobre o tema são relevantes devido aos impactos causados pela presença de bolhas na economia e na sociedade. Elas podem, por exemplo, distorcer decisões dos agentes, provocando excesso de investimentos em ativos com preços sobrevalorizados (BRUNNERMEIER; OEHMKE, 2013). Além disso, o colapso de uma bolha pode provocar falência de bancos, períodos de crescimento abaixo da tendência e recessões (KINDLEBERGER; ALIBER, 2013).

Considerando que o valor fundamental de um ativo corresponde ao valor presente do fluxo de rendimentos futuros esperado, a presença de bolhas no mercado de ações pode ser detectada através da análise da relação existente entre os preços das ações e os dividendos. A ausência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as duas séries pode ser um indício da presença de bolhas explosivas. Para verificar se existe essa relação, podem ser utilizados os testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen. Se as séries analisadas apresentarem cointegração, descarta-se a presença de bolhas explosivas.

Evans (1991) propõe um modelo de bolha que estoura periodicamente, mas que sempre apresenta valores positivos. Para detectar a presença dessa classe de bolhas são usados os modelos autorregressivos com limiar, *threshold autoregressive* (TAR), e autorregressivos com limiar e efeito momento, *momentum threshold autoregressive* (MTAR).

Outro modelo de bolha racional é apresentado por Froot e Obstfeld (1991) e recebe o nome de bolha intrínseca. De acordo com os autores, bolhas intrínsecas são funções determinísticas dos fundamentos dos ativos e não dependem de fatores extrínsecos. Segundo eles, muitos aspectos intrigantes do comportamento dos preços de ações nos Estados Unidos podem, aparentemente, ser explicados pela presença de bolhas intrínsecas.

No Brasil, diversos trabalhos dedicam-se a estudar a presença de bolhas em diferentes mercados, como o mercado imobiliário, de ações e de câmbio. Considerando o mercado de ações, encontram-se na literatura brasileira vários estudos que utilizam o Ibovespa como *proxy* dos preços das ações. Todavia, eles diferem quanto à série utilizada como *proxy* dos dividendos pagos no país. Há trabalhos que utilizam a série de dividendos fornecida pela *Standard & Poor's* enquanto outros constroem um índice de dividendos mensal baseado nas carteiras teóricas e na metodologia do Ibovespa. Porém, tal índice apresenta períodos de grande instabilidade decorrentes da concentração na participação de determinadas ações no índice.

Assim sendo, o objetivo do presente trabalho foi construir um índice que represente a distribuição de dividendos no mercado acionário brasileiro a partir de séries fornecidas pelo Banco Central e pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tendo como referência a Lei das Sociedades por Ações. O índice foi, então, utilizado como *proxy* dos dividendos em testes para verificar a presença de três tipos bolhas no mercado de ações: bolhas explosivas, bolhas que estouram periodicamente e bolhas intrínsecas.

A dissertação é composta por seis seções incluindo esta introdução. Na seção 2, é apresentada a revisão de literatura sobre bolhas financeiras e sobre tipos de bolhas racionais e são apresentados, também, estudos empíricos e índices de dividendos para o Brasil. A seção 3 apresenta aspectos da legislação sobre distribuição de dividendos no país e descreve o conjunto de dados utilizados na elaboração dos índices de dividendos. A seção 4 apresenta a construção dos índices. A seção 5 dedica-se à análise da presença de bolhas no mercado acionário brasileiro utilizando os índices construídos. Por fim, na seção 6 são relatadas as conclusões do trabalho.

# 2. REVISÃO DE LITERATURA

## 2.1 BOLHAS NOS PREÇOS DOS ATIVOS

A existência de bolhas, bem como seu processo de geração e expansão, são temas que intrigam e desafiam economistas. Ao longo da história, alguns episódios ficaram conhecidos como casos clássicos de presença de bolhas. Pode-se citar como exemplo a bolha no preço das Tulipas na Holanda no século XVII, a bolha no preço das ações da Companhia dos Mares do Sul e do Mississipi em meados do século XVIII e a bolha no preço das ações no final dos anos 1920. Cada um desses episódios envolveu aumentos acentuados dos preços de certos ativos, seguidos por um rápido declínio (KINDLEBERGER; ALIBER, 2013).

Porém, ainda hoje não há consenso sobre a definição deste fenômeno e, até mesmo, sobre sua existência. Segundo Garber (2000), a definição mais utilizada é a que afirma que bolhas correspondem à parcela dos movimentos dos preços de um ativo que não pode ser explicada pelos fundamentos. Fundamentos são uma coleção de variáveis que segundo um modelo econômico, acredita-se, devem dirigir o preço de um ativo.

Shiller (2000) apresenta uma bolha como uma situação na qual os preços temporariamente altos de um ativo são mantidos, principalmente, pelo entusiasmo dos investidores e não por uma estimativa consistente de seu valor real.

De acordo com Brunnermeier (2008), bolhas ocorrem quando o preço de um ativo excede o seu valor fundamental devido à crença de que será possível revendê-lo a um preço ainda maior. E, uma vez que bolhas podem ter efeitos reais na economia, é importante entender as circunstâncias sob as quais os preços se desviam de seu valor fundamental.

O autor também cita quatro grupos de modelos de bolhas, cujos pressupostos são: (1) todos os investidores possuem expectativas racionais e informações idênticas, (2) há assimetria de informação entre os investidores e, assim, bolhas podem surgir mesmo que sua existência não seja de conhecimento geral, (3) agentes racionais negociam com agentes comportamentais (*behavioural traders*), caso em que podem surgir bolhas desde que limites à arbitragem impeçam os agentes racionais de erradicar dos preços o impacto causado pelos agentes comportamentais e (4) investidores têm crenças heterogêneas devido, principalmente, a inclinações psicológicas e “concordam em discordar” sobre o valor fundamental.

Ou seja, os dois primeiros grupos de modelos utilizam a hipótese de racionalidade dos agentes, mas divergem quanto à presença de assimetria de informação. Para o segundo grupo de modelos é fundamental que a informação continue assimétrica mesmo depois dos agentes terem feito inferências usando o preço de mercado e as negociações. O terceiro grupo tem como foco a interação entre agentes racionais e não-racionais (*behavioural traders).* O último grupo apresenta investidores com crenças prévias heterogêneas, possivelmente, devido a influências psicológicas e que, como consequência, discordam sobre o valor fundamental do ativo.

Segundo Flood e Garber (1980), uma bolha pode surgir quando o preço de um ativo depende positivamente de sua variação esperada. Considerando que agentes com expectativas racionais não cometem erros sistemáticos, a relação positiva entre preço e variação esperada gera uma relação similar entre preço e variação real. Assim, as expectativas são autorrealizáveis, afetando o preço do ativo independentemente dos fundamentos de mercado. Porém, os autores ressaltam que determinar se há uma bolha ou se apenas os fundamentos de mercado determinam o preço corrente é algo difícil tanto para os agentes quanto para os economistas que modelam o comportamento dos agentes.

A dificuldade em avaliar a presença de bolhas se deve à subjetividade da definição desse fenômeno, segundo Richards (2003 apud SELODY; WILKINS, 2004, p. 9-10). Essa subjetividade surge devido à dificuldade em determinar quais são os valores fundamentais de cada ativo e, identificando uma diferença entre preço e valor fundamental, a partir de qual ponto esse desvio poderia ser considerado uma bolha.

Segundo Sornette (2004), bolhas e *crashes* são fenômenos recorrentes ao longo da história. Desde o episódio da bolha nos preços das Tulipas na Holanda, eles têm se repetido em diversas localidades, apresentando características gerais quase inalteradas. O autor enumera cinco estágios para a formação de uma bolha:

a) A bolha inicia suavemente com o aumento na produção e venda (ou demanda de alguma *commodity*) em um mercado relativamente otimista.

b) A expectativa de bons ganhos potenciais leva ao aumento de investimentos, possivelmente alavancados por novas fontes, como investidores estrangeiros, por exemplo, inflacionando os preços.

c) Esse cenário atrai investidores menos sofisticados, além disso, a alavancagem é adicionalmente desenvolvida, e há um aumento da demanda por ativos.

d) O comportamento do mercado distancia-se da situação real de produção industrial e de serviços.

e) Com o grande aumento dos preços dos ativos, a quantidade de novos investidores entrando no mercado especulativo diminui. O mercado entra em uma fase de forte nervosismo, até que a instabilidade é revelada e ocorre o colapso.

De acordo com o autor, esse cenário aplica-se a todos os *crashes* de mercado, incluindo casos antigos como o que ocorreu em 1929 nos Estados Unidos, que naquela época era considerado um bom investimento tanto para investidores nacionais quanto para estrangeiros.

Um mecanismo capaz de sustentar uma bolha em um mercado e, posteriormente, provocar seu colapso, é a compra em margem, a compra de ações utilizando recursos obtidos por empréstimos. Quando uma grande quantia de recursos emprestados está presente no mercado, os preços aumentam cada vez mais rapidamente. Se isso não ocorrer, os pagamentos de juros sobre todo o dinheiro emprestado investido no mercado não será realizado. Então, os recursos serão retirados para saldar as dívidas, o que fará com que os preços caiam, provocando uma nova retirada de recursos e uma nova queda nos preços. Essa situação pode provocar um colapso do mercado e falência dos bancos. Este mecanismo esteve presente durante o episódio de bolha na NASDAQ em 2000 (SORNETTE, 2004).

A presença de uma bolha pode causar impactos no setor real da economia e na sociedade. Ela pode distorcer as decisões dos agentes, provocando excesso de investimentos em ativos com preços sobrevalorizados. Exemplos das consequências do estouro de uma bolha são apresentados por Kindleberger e Aliber (2013).

> A implosão das bolhas imobiliárias e de ações no Japão levou à falência em massa dos bancos e a um prolongado período de crescimento abaixo da tendência. A implosão da bolha dos preços de ativos na Tailândia, em meados de 1997, disparou declínios nos valores das moedas e preços dos ativos por toda a região, tendo como resultado recessões (KINDLEBERGER; ALIBER, 2013, p. 21-22).

Devido a essas consequências, é importante compreender sob que circunstâncias bolhas podem surgir e o motivo do preço de um ativo apresentar desvios sistemáticos de seu valor fundamental. A existência de bolhas é abordada

tanto pela teoria econômica clássica, quanto pelas teorias pós-keynesiana e comportamental.

## 2.2 BOLHAS RACIONAIS

De acordo com a Hipótese de Mercados Eficientes (HME), os preços dos ativos financeiros são iguais aos seus valores fundamentais e refletem todo o conjunto de informações disponíveis (FAMA, 1970). O valor fundamental é definido como o valor presente do fluxo de rendimentos futuros esperados. Considerando o mercado acionário, o valor fundamental é igual ao valor presente do fluxo de dividendos futuros esperado. Os agentes possuem expectativas racionais, processam de maneira ótima as informações disponíveis e não cometem erros sistemáticos.

Segundo Tirole (1982), a hipótese de expectativas racionais baseia-se no pressuposto de que os agentes são capazes de inferir a rentabilidade de seus negócios tendo como base o preço de mercado. Eles usam as informações transmitidas pelos preços, bem como suas informações privadas, para definir suas demandas.

Em um mercado eficiente, os preços sofrem alterações apenas quando surgem novas informações relevantes. Os preços seguem um caminho aleatório, sendo que a melhor previsão para o preço futuro é o preço presente.

Porém, é possível que os preços apresentem desvios do valor fundamental. Isso ocorre porque os investidores nem sempre reagem na proporção adequada a novas informações. Os investidores podem, por exemplo, reagir de maneira exagerada, vendendo ações que apresentaram perdas recentes ou comprando ações que ofereceram ganhos recentemente. Tais desvios serão identificados e as negociações seguintes farão com que o preço novamente se iguale ao valor fundamental do ativo (LO, 2008).

As bolhas ocorrem quando o preço do ativo apresenta desvios crescentes do seu valor fundamental. Ou seja, a bolha é a parte do preço do ativo que não é explicada pelos seus fundamentos. Porém esse fenômeno ocorre apenas sob circunstâncias muito particulares.

Um dos modelos pioneiros para bolhas racionais foi apresentado por Blanchard (1979) e Blanchard e Watson (1982). O estudo mostra que o surgimento de bolhas,

que podem seguir diferentes tipos de processos, pode ocorrer mesmo quando os agentes possuem expectativas racionais.

Segundo os autores, comportamento e expectativas racionais, frequentemente, não implicam em um preço de ativo igual ao seu valor fundamental. Ou seja, o preço de um ativo pode apresentar desvios racionais de seu valor fundamental e quando isso ocorre tem-se a presença de uma bolha racional.

Além disso, eles argumentam que o aparecimento de bolhas é mais provável em mercados cujos fundamentos não são facilmente avaliados e que a presença de uma bolha pode ter efeitos reais na economia. Assim, o preço de um ativo possui dois componentes, um relativo aos fundamentos de mercado e outro referente à bolha.

Considerando um mercado eficiente e sem oportunidade de arbitragem, a taxa de retorno de determinado ativo é dada por:

$$r_t = \frac{E_t[P_{t+1}|\Omega_t] + x_t - P_t}{P_t} \tag{1}$$

Onde $P_t$ é o preço do ativo em $t$, $x_t$ representa os dividendos, $r_t$ é a taxa de retorno, $\Omega_t$ é o conjunto de informações disponíveis em $t$ e $E_t[P_{t+1}|\Omega_t]$ é o valor esperado de $P_{t+1}$ condicionado ao conjunto de informações em $t$. Assume-se que esse conjunto de informações é comum a todos os agentes.

Reescrevendo a equação (1), supondo que a taxa de retorno é constante, obtém-se:

$$P_t = \frac{1}{1+r} E_t[P_{t+1}|\Omega_t] + \frac{1}{1+r} x_t \tag{2}$$

Realizando substituições sucessivas e definindo $\theta \equiv (1+r)^{-1}$, obtém-se:

$$P_t = E_t\left[\sum_{i=1}^{N} \theta^i * x_{t+i-1}\right] + E_t[\theta^N * P_{t+N}] \tag{3}$$

Ativos com maturidade finita apresentam preços iguais a zero após o período de maturidade. Nesse caso, o preço do ativo coincide com seu valor fundamental, sendo igual ao valor presente do fluxo de dividendos futuros esperado. Para ativos com maturidade infinita, $N \to \infty$, o preço do ativo será igual ao seu valor fundamental apenas se a condição de transversalidade for satisfeita, conforme equação (4) (BRUNNERMEIER; OEHMKE, 2013).

$$\lim_{N \to \infty} E_t[\theta^N * P_{t+N}] = 0 \tag{4}$$

Quando isso não ocorre, o preço do ativo é dado por:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta^{i+1} E(x_{t+i}|\Omega_t) + B_t = P_t^* + B_t \tag{5}$$

$$E(B_{t+1}|\Omega_t) = \theta^{-1} B_t \tag{6}$$

O preço do ativo divide-se em $P_t^*$, que representa o valor fundamental do ativo e é igual ao valor presente do fluxo de dividendos futuros esperados, dado o conjunto de informações disponíveis, e $B_t$, que representa o componente bolha. Como $\theta^{-1} > 1$, espera-se que a bolha racional cresça ao longo do tempo.

Segundo Brunnermeier (2008), o fato das bolhas crescerem a uma taxa $r$ permite eliminar diversas potenciais bolhas racionais. Por exemplo, uma bolha não pode surgir se existir algum limite superior para seu tamanho, isso ocorre, por exemplo, com bens que possuem substitutos próximos. Bolhas negativas também não são possíveis, pois a presença de uma bolha negativa faria com que, a partir de algum ponto, o preço esperado do ativo fosse negativo contrariando a responsabilidade limitada na aquisição de uma ação. Este resultado, junto com a equação (6), implica que se uma bolha se torna igual a zero em algum instante de tempo, seu valor será igual a zero em qualquer instante seguinte. Ou seja, bolhas racionais não podem surgir dentro de um modelo de precificação de ativo, elas já devem estar presentes quando o ativo começa a ser negociado.

A teoria de bolhas racionais gera controvérsia e muitos trabalhos argumentam que ela possui pouca aplicação no mundo real e não consegue explicar de forma satisfatória o processo de geração das bolhas.

Outra forma de abordar o fenômeno é através da teoria pós-keynesiana. As bolhas seriam decorrentes do aumento cumulativo do “estado de confiança” e da redução da preferência pela liquidez dos agentes econômicos.

A teoria de finanças comportamentais, por sua vez, considera que os agentes não são totalmente racionais e livres de erros cognitivos conforme afirma a teoria clássica. O comportamento humano é apontado como uma das razões para o surgimento de bolhas, uma vez que esse comportamento não é totalmente racional e apresenta falhas cognitivas.

Dessa forma, é possível perceber que as três áreas apresentadas abordam o fenômeno de bolhas a partir de perspectivas distintas. Porém, o foco do presente trabalho são, exclusivamente, as bolhas racionais.

## 2.3 TIPOS DE BOLHAS RACIONAIS

Três tipos de bolhas racionais foram analisadas: bolhas explosivas, bolhas que estouram periodicamente e bolhas intrínsecas.

### 2.3.1 Bolhas explosivas

Bolhas explosivas ocorrem quando não há um equilíbrio de longo prazo entre os preços das ações e os dividendos (NUNES; SILVA, 2009).

Segundo Diba e Grossman (1988), uma dificuldade encontrada ao realizar testes para verificar a presença de bolhas racionais é distinguir a parcela do preço que corresponda à bolha da parcela correspondente aos fundamentos não observáveis. Assim, os autores apresentam um modelo de bolhas explosivas e testes empíricos cujo objetivo é obter evidências contra a presença de bolhas explosivas no mercado de ações, mesmo quando alguns fundamentos não são observáveis.

O modelo analisado define o fundamento de mercado como a soma do valor esperado do fluxo de dividendos e do fundamento não observado, descontado a uma taxa constante. O modelo é dado por:

$$P_t = (1+r)^{-1} E_t[P_{t+1} + \alpha d_{t+1} + u_{t+1}] \tag{7}$$

Onde $P_t$ é o preço da ação em $t$, $d_{t+1}$ representa os dividendos pagos entre $t$ e $t+1$, $r$ é a taxa de juros real e constante, $\alpha$ é uma constante positiva e $u_{t+1}$ é uma variável não observável pelo pesquisador. O valor fundamental do ativo, $P_t^*$, é dado por:

$$P_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t[\alpha d_{t+i} + u_{t+i}] \tag{8}$$

A solução geral da equação (7) é dada pela soma do valor fundamental, $P_t^*$ e do componente bolha, $B_t$. A presença da bolha provoca divergência entre o preço e o valor fundamental e satisfaz a seguinte equação:

$$E_t B_{t+1} - (1+r)B_t = 0 \tag{9}$$

Observando a equação (9), espera-se que a bolha racional cresça a uma taxa $r$. Dessa forma, ao longo do tempo, os preços se afastam cada vez mais do valor fundamental do ativo.

Em situações nas quais a série de dividendos e de fundamentos não observáveis são estacionários em primeira diferença, na ausência de bolhas racionais, os preços das ações devem ser, também, estacionários em primeira diferença (DIBA; GROSSMAN, 1988).

Se o fundamento não observável for estacionário em nível e os dividendos forem estacionários em primeira diferença e se não houver bolhas, os preços e dividendos apresentam cointegração.

Quando os preços das ações são não estacionários em primeira diferença ou quando os preços e os dividendos não são cointegrados, não é possível descartar a presença de bolhas nesse mercado. Porém, conforme apresentado por Diba e Grossman (1988), não é possível afirmar que, de fato, as bolhas estejam presentes, pois tais resultados podem ser provocados por outros fatores. Por exemplo, a não cointegração entre preços e dividendos pode ser causada pela não-estacionaridade do fundamento não observável.

### 2.3.2 Bolhas que estouram periodicamente

Bolhas não parecem ser empiricamente plausíveis a menos que haja uma chance significativa de que elas estourem após alcançar níveis elevados. Porém, se uma bolha racional estoura em algum período $t$, ou seja, $B_t = 0$, é impossível que ela assuma valores positivos em algum período posterior. Evans (1991) propôs um modelo de bolhas racionais que estouram periodicamente, mas que sempre apresentam valores positivos, uma generalização do modelo proposto por Blanchard (1979). Esse tipo de bolha é definido por:

$$B_{t+1} = (1+r)B_t u_{t+1} \quad se\ B_t \leq \alpha \tag{10}$$

$$B_{t+1} = [\delta + \pi^{-1}(1+r)\theta_{t+1}(B_t - (1+r)^{-1}\delta)]u_{t+1} \quad se\ B_t > \alpha \tag{11}$$

Onde $\delta$ e $\alpha$ são parâmetros positivos, tal que $0 < \delta < (1+r)\alpha$; $0 < (1+r)^{-1} < 1$ é a taxa de desconto constante; $u_{t+1}$ é uma variável aleatória

exógena positiva, independente e identicamente distribuída, com $E_t[u_{t+1}] = 1$; $\theta_{t+1}$ é uma variável exógena, independente e identicamente distribuída que segue o processo de Bernoulli e assume valor $1$ com probabilidade $\pi$ e valor $0$ com probabilidade $1 - \pi$, sendo que $0 < \pi \leq 1$.

O modelo proposto satisfaz a equação de bolhas racionais apresentada em (6) e garante que a bolha terá um valor positivo ao longo do tempo, mesmo após estourar. Se $B_t > 0$, então $B_s > 0$ para todo $s > t$.

Enquanto $B_t$ for menor que o limite $\alpha$, a bolha crescerá a uma taxa média $1 + r$ e a probabilidade dela estourar é nula. Porém, após atingir e ultrapassar o limite $\alpha$, a bolha passa a crescer mais rapidamente e a nova taxa de crescimento médio será de $(1 + r)\pi^{-1}$. Nessa fase, a bolha pode estourar com probabilidade $(1 - \pi)$. Quando o estouro ocorre, $B_t$ não se torna zero, e, sim, assume um valor médio pequeno $\delta$ e, então, o processo inicia-se novamente (EVANS,1991).

Variações nos parâmetros $\delta$, $\alpha$ e $\pi$ podem alterar a frequência com que as bolhas estouram e seu tamanho médio.

Evans realizou simulações e testes para o mercado acionário. Gerou séries de dividendos considerando que os mesmos seguem um passeio aleatório com deslocamento:

$$d_t = \mu + d_{t-1} + \epsilon_t \quad , \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \tag{12}$$

Ele também simulou a presença de bolhas de acordo com o processo apresentado em (10) e (11). O preço foi determinado pela soma do componente valor fundamental, obtido a partir de (12), e do componente bolha.

O autor realizou, ainda, testes de raiz unitária e testes de cointegração convencionais para as séries simuladas. Tais testes, essencialmente, verificam se o comportamento dos preços é mais explosivo que o comportamento dos fundamentos. Quando isso não ocorre, descarta-se a presença de bolhas. Os resultados dos testes indicaram, incorretamente, a ausência de bolhas, mostrando que, apesar de serem capazes de detectar bolhas explosivas, não são capazes de detectar a presença de bolhas que estouram periodicamente.

Diante desse cenário, tornou-se necessária a aplicação de outros testes, capazes de capturar mecanismos de ajustes assimétricos, para verificar a presença de bolhas que estouram periodicamente, mas que sempre apresentam valores positivos. Passou-se, então, a utilizar o modelo autorregressivo com limiar (TAR -

*threshold autoregressive*) e o modelo autorregressivo com limiar e efeito momento (MTAR- *momentum threshold autoregressive*) para verificar a presença de bolhas que estouram periodicamente.

Essa verificação, usando os modelos TAR e MTAR, é feita a partir da relação de cointegração entre preços e dividendos apresentada em (13).

$$P_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 D_t + \mu_t \tag{13}$$

Os resíduos da regressão, $\mu_t$, devem ser capazes de refletir a sequência de aumentos nos preços das ações seguidos de uma queda repentina caso a bolha esteja presente. Esse comportamento pode ser capturado por:

$$\Delta\mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, \Delta\mu_{t-1} + \epsilon_t \tag{14}$$

A variável indicadora $I_t$ é definida, para o modelo TAR, da seguinte forma:

$$I_t = 1 \; se \; \mu_{t-1} \geq \tau \tag{15}$$

$$I_t = 0 \; se \; \mu_{t-1} < \tau \tag{16}$$

Sendo que $\tau$ representa o valor de limiar (*threshold)*. Geralmente, o valor de $\tau$ é desconhecido e precisa ser estimado junto com os valores de $\rho_1$ e $\rho_2$. Entretanto, segundo Enders e Siklos (2001), em muitas aplicações econômicas pode-se adotar $\tau = 0$. A quantidade de defasagens incluídas na equação (14) pode ser obtida através do uso de critérios de informação, como o critério de informação de Akaike (AIC).

Petrucelli e Woolford (1984) mostraram condições necessárias e suficientes para garantir a estacionaridade de $\{\mu_t\}$: $(\rho_1 + 1) < 1$ , $(\rho_2 + 1) < 1$ e $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$, para qualquer valor de $\tau$.

Se essas condições forem satisfeitas, o equilíbrio de longo prazo poderá ser $\mu_t = 0$. Em tais circunstâncias, o ajustamento será $\rho_1 \mu_{t-1}$, se $\mu_{t-1}$ estiver acima do valor de equilíbrio de longo prazo e será $\rho_2 \mu_{t-1}$, se $\mu_{t-1}$ estiver abaixo do equilíbrio de longo prazo (ENDERS; SIKLOS, 2001).

Se $\rho_1 = \rho_2$, o ajustamento será simétrico e o teste de Engle-Granger será um caso particular do modelo TAR.

Se, por exemplo, $-1 < \rho_1 < \rho_2 < 0$, então a fase negativa da sequência de resíduos, $\{\mu_t\}$, tende a ser mais persistente que a fase positiva (ENDERS; GRANGER, 1998).

O modelo M-TAR se diferencia do modelo TAR em relação à especificação da variável indicadora, $I_t$ , conforme equações (17) e (18).

$$I_t = 1 \quad se\ \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \tag{17}$$

$$I_t = 0 \quad se\ \Delta\mu_{t-1} < \tau \tag{18}$$

No modelo TAR, $I_t$ depende dos valores passados de $\mu_t$, já no modelo MTAR, ela depende de $\Delta\mu_{t-1}$.

A dinâmica das bolhas que estouram periodicamente sugere assimetria dos resíduos da regressão de cointegração e a presença dessas bolhas pode ser captada pelo acúmulo de desvios de $\mu_t$ acima do limiar, seguidos por uma queda abrupta para o limiar. Em contraste, desvios abaixo do limiar não apresentam indícios de uma bolha e um posterior colapso (BOHL, 2003).

Se, por exemplo, $\tau = 0$, um valor de $\Delta\mu_{t-1} > 0$ indica um aumento dos preços das ações em relação aos dividendos seguido de uma forte queda. Por outro lado, $\Delta\mu_{t-1} < 0$ indica uma diminuição dos preços em relação aos dividendos seguido de um aumento abrupto até a posição de equilíbrio. Esse segundo comportamento não é esperado, uma vez que bolhas que estouram periodicamente sempre apresentam valores positivos. Portanto, a presença dessa classe de bolhas gera desvios assimétricos do equilíbrio (BOHL, 2003).

Os testes usando os modelos TAR e MTAR para detectar a presença de bolhas analisam, primeiramente, a hipótese nula de ausência de cointegração, $H_0: \rho_1 = 0\ e\ \rho_2 = 0$, que utilizam a estatística $t$, e $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, que utiliza a estatística $F$. Os valores críticos, $t_{max}$ e $F$, que é representada por $\phi$, são fornecidos por Enders e Siklos (2001). A estatística $\phi$ apresenta o maior poder, porém só deve ser utilizada quando as estimativas pontuais de $\rho_1$ e $\rho_2$ indicarem convergência.

Se a hipótese nula de não cointegração é rejeitada, é realizado um segundo teste de hipóteses cuja hipótese nula é a presença de simetria: $H_0: \rho_1 = \rho_2$. Nesse teste, pode ser utilizada a estatística $F$ padrão. Se a hipótese nula não for rejeitada, o preço das ações e os dividendos podem ser cointegrados e os ajustes serão simétricos. Nesse caso, descarta-se a presença de bolhas. Porém, se a estimativa do coeficiente $\hat{\rho}_1$ for estatisticamente significante, negativa e em termos absolutos maior que a estimativa de $\hat{\rho}_2$, rejeita-se a hipótese de ajuste simétrico, portanto há indícios da presença de bolhas que estouram periodicamente (BOHL, 2003).

Em muitas aplicações não há, a princípio, razões para assumir que $\tau = 0$. Nessas situações, o valor de $\tau$ deve ser estimado junto com os valores de $\rho_1$ e $\rho_2$ (ENDERS; SIKLOS, 2001).

A estimação do limiar pode ser feita utilizando a metodologia de Chan (1993). A série de resíduos estimada é ordenada de forma crescente, onde $T$ representa o número de observações usadas $\mu_1^\tau < \mu_2^\tau < \mu_3^\tau < \cdots < \mu_T^\tau$. Os 15% maiores e menores valores de $\{\mu_i^\tau\}$ devem ser descartados. Os valores restantes, 70% da série, são considerados possíveis estimadores do limiar. Para cada um dos possíveis limiares, é feita a estimação das equações do modelo TAR e do modelo MTAR. Será escolhido como limiar o candidato que apresentar a menor soma do quadrado dos resíduos (ENDERS; SIKLOS, 2001).

Os modelos que utilizam um limiar $\tau$ obtido através do método proposto por Chan (1993) serão denominados “MTAR consistente” (MTARC) e “TAR consistente” (TARC).

Diversos estudos foram realizados para investigar a presença desse tipo de bolha em diferentes mercados.

Bohl (2003) investigou a presença de bolhas que estouram periodicamente no mercado acionário americano utilizando séries de dados anuais e mensais da *Standard and Poor’s* nas análises.

Foram realizados testes de raiz unitária, testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen e o teste MTAR consistente. Os resultados dos testes de cointegração convencionais indicaram cointegração entre as séries de preços reais e de dividendos no período entre 1871 e 1995, uma evidência da ausência de bolhas explosivas no mercado acionário dos Estados Unidos nesse período. Porém, conforme Evans (2001), esses testes não são capazes de detectar bolhas que estouram periodicamente, por isso não se pode descartar a presença de bolhas racionais. Para o período entre 1871 e 2001, os testes convencionais rejeitaram a existência de cointegração, indicando a possibilidade de presença de bolhas explosivas.

Os resultados dos testes de cointegração MTAR rejeitaram a hipótese de não cointegração para todos os períodos analisados. O segundo teste de hipótese não rejeitou a presença de ajustes simétricos para as séries anuais e mensais no período entre 1871 e 1995, descartando a presença de bolhas. Porém, para os períodos 1871-1999 e 1871-2001, rejeitou-se a hipótese de ajustes simétricos. Para confirmar a

presença de bolhas que estouram periodicamente, foi feita a análise dos coeficientes estimados $\hat{\rho}_1$ e $\hat{\rho}_2$. Para a série anual, o valor encontrado para $\hat{\rho}_1$ foi positivo e estatisticamente significante, portanto não poderia ser interpretado como um mecanismo válido de correção de erros. A série mensal, por outro lado, apresentou valor negativo e estatisticamente significante para $\hat{\rho}_1$, enquanto que $\hat{\rho}_2$ estimado foi não significante. Baseando-se nos resultados encontrados, Bohl concluiu que foram encontradas evidências de bolhas que estouram periodicamente no período entre 1871 e 2001.

Nunes e Silva (2007) investigaram a presença de bolhas racionais no mercado acionário de 22 países emergentes. Foram utilizados dados mensais de preços e dividendos do *Standard & Poors' Emerging Markets Data Base*. Os países analisados foram: África do Sul, Argentina, Brasil, Chile, China, Colômbia, Coréia do Sul, Filipinas, Indonésia, Índia, Israel, Malásia, México, Peru, Polônia, República Tcheca, Rússia, Sri Lanka, Tailândia, Taiwan, Turquia e Venezuela.

Foram realizados testes de cointegração convencionais, Engle-Granger e Johansen, e testes de cointegração com limiar, TAR, TARC, MTAR e MTARC. Foram encontradas evidências da presença de bolhas racionais em todos os mercados analisados. Os únicos países que não apresentaram indícios da presença de bolhas explosivas foram Chile, Coreia do Sul, Filipinas e Indonésia. Mas pelo menos um dos testes de cointegração com limiar indicou a presença de bolhas que estouram periodicamente para esses países. Outros países que também apresentaram evidências da presença dessa classe de bolhas foram: Brasil, China, Colômbia, Índia, México, Peru, Polônia e Venezuela.

### 2.3.3 Bolhas intrínsecas

Um tipo específico de bolhas racionais é apresentado por Froot e Obstfeld (1991) e recebe o nome de bolha intrínseca. Segundo os autores, bolhas intrínsecas são funções determinísticas dos fundamentos dos ativos e não dependem de fatores extrínsecos. Para um determinado nível dos fundamentos, a bolha permanece constante ao longo do tempo. Porém, quando ocorrem mudanças nos fundamentos, esse tipo de bolha pode provocar uma reação excessiva dos preços dos ativos. Assim, essa classe de bolhas prevê que fundamentos estáveis e persistentes implicam sobrevalorizações ou subvalorizações estáveis e persistentes.

Considerando o mercado de ações, o preço de um ativo obtido quando a taxa de retorno esperada é constante é dado por:

$$P_t = e^{-r} E_t[D_t + P_{t+1}] \tag{19}$$

Nessa equação, $P_t$ corresponde ao preço real de uma ação no início do período $t$, $D_t$ representa os dividendos reais pagos por ação ao longo do período $t$, $r$ é a taxa de juros real instantânea constante e $E_t[\cdot]$ é a esperança condicional dado o conjunto de informações conhecidas em $t$. Quando há uma bolha, o preço de uma ação é dado pela soma do valor fundamental do ativo e da bolha, conforme apresentado pela equação (20).

$$P_t = P^{PV} + B_t\,, \;\; sendo\; B_t \neq 0 \tag{20}$$

O primeiro termo do lado direito da equação (20) corresponde ao valor fundamental da ação, $P_t^{PV}$.

$$P_t^{PV} = \sum_{s=t}^{\infty} e_t^{-r(s-t+1)} E_t[D_s] \tag{21}$$

A bolha racional é dada por:

$$B_t = e^{-r} E_t[B_{t+1}] \tag{22}$$

As bolhas intrínsecas são funções dos fundamentos que satisfazem a equação (22), a equação de uma bolha racional. No caso do mercado acionário, as bolhas intrínsecas são funções dos dividendos apenas.

Os autores supõem que o logaritmo dos dividendos, $d_t$, segue um passeio aleatório com deslocamento.

$$d_{t+1} = \mu + d_t + \xi_{t+1} \tag{23}$$

Onde $\xi_{t+1} \sim N(0, \sigma^2)$. Assim, o valor fundamental da ação, tendo como referência a equação (23), é proporcional aos dividendos.

$$P_t^{PV} = kD_t \tag{24}$$

Sendo que:

$$k = \left(e^r - e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}\right)^{-1} \tag{25}$$

Para que a soma em (21) seja convergente, a seguinte condição deve ser satisfeita:

$$r > \mu + \frac{\sigma^2}{2} \tag{26}$$

A bolha intrínseca é dada por:

$$B(D_t) = cD_t^{\lambda} \tag{27}$$

Sendo $c$ uma constante e $\lambda$ a raiz positiva da equação (28).

$$\frac{\sigma^2}{2}\lambda^2 + \mu\lambda - r = 0 \tag{28}$$

Portanto, o preço de uma ação é dado por:

$$P_t(D_t) = kD_t + cD_t^{\lambda} \tag{29}$$

O preço, $P_t$, é uma função dos dividendos e não depende do tempo ou de outros fatores extrínsecos. A presença de uma bolha nos preços ocorre quando $c > 0$. Assume-se que $c$ não pode apresentar valores negativos, pois isso acarretaria preços de ações negativos. Derivando a equação (29) em relação a $D_t$ obtém-se:

$$\frac{dP_t}{dD_t} = k + \lambda c D_t^{\lambda-1} > k \tag{30}$$

Portanto, a variação dos preços devido a mudanças dos dividendos é maior do que a variação prevista pela fórmula de valor presente.

Como os regressores da equação (29) podem apresentar colinearidade, a estimação dos parâmetros é feita utilizando a equação (31).

$$\frac{P_t}{D_t} = k + cD_t^{\lambda-1} + \eta_t \tag{31}$$

Para verificar a presença de bolha intrínseca em um mercado, define-se como hipótese nula a ausência de bolhas, que ocorre quando $c = 0$. A hipótese alternativa corresponde à presença de bolhas, ou seja, $c > 0$. Se, ao realizar a estimação da equação (31), apenas a constante $k$ for estatisticamente significante, não há indícios da presença de bolhas nesse mercado. Se for encontrado para a constante $c$ um valor positivo e estatisticamente significante, os preços tornam-se cada vez mais sobrevalorizados em relação ao seu valor fundamental, $P_t^{PV}$, com o aumento dos

dividendos. Por outro lado, dividendos menores levam à diminuição do componente bolha e, dessa forma, $P_t$ aproxima-se de $P_t^{PV}$.

Froot e Obstfeld (1991) analisaram a presença de bolhas intrínsecas no mercado de ações dos Estados Unidos. O período estudado foi de 1900 a 1988 e a periodicidade dos dados utilizados foi anual. Os valores obtidos através da estimação da equação (23) foram: $\mu = 0{,}011$ e $\sigma = 0{,}122$. Utilizando a média amostral dos retornos reais das ações, $e^r = 1{,}090$ por ano, e os parâmetros estimados, foram feitos os cálculos $k$ e $\lambda$. Os valores encontrados foram $k = 14{,}0$ e $\lambda = 2{,}74$. As estimações da equação (31) foram feitas usando um modelo com restrição, $\lambda = 2{,}74$, e outro modelo irrestrito, no qual $\lambda$ foi estimado livremente. O parâmetro $\hat{c}$ encontrado foi estatisticamente significante.

As estimações revelaram uma forte relação não linear entre os preços e os dividendos. Verificou-se que há uma correlação positiva entre a parcela do preço não explicada pelo modelo de valor presente e os dividendos, conforme previsto pelo modelo de bolhas intrínsecas. Segundo os autores, muitos aspectos intrigantes do comportamento dos preços de ações nos Estados Unidos podem, aparentemente, ser explicados pela presença de bolhas intrínsecas.

## 2.4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

Ao longo dos anos, diversos trabalhos têm se dedicado à busca de evidências da presença de bolhas racionais no mercado de ações brasileiro.

Fernandes e Medeiros (2009) analisaram a presença de bolhas no mercado de ações brasileiro entre 1994 e 2007 através de testes de raiz unitária ADF (teste Dickey - Fuller Aumentado), testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen e teste de causalidade de Granger. Foram realizadas análises para o mercado acionário brasileiro de forma geral e, também, para setores específicos da economia. A classificação dos setores utilizada no trabalho foi obtida através do sistema Economática®, que divide o mercado de ações brasileiro em vinte setores. No estudo, dezessete setores foram considerados, sendo que três setores não foram utilizados devido à falta de dados.

Os autores utilizaram como *proxy* dos preços o Ibovespa e construíram um índice de dividendos com frequência mensal baseado nas carteiras teóricas e na metodologia do Ibovespa. O índice de dividendos foi calculado usando o somatório da

multiplicação da quantidade teórica de cada ação pertencente à carteira teórica do Ibovespa pelo dividendo pago por ela naquele mês. Os dados utilizados para construir o índice de dividendos foram obtidos por meio do Economática®.

O índice de dividendos construído, entre 1994 e 1999, oscilou em torno de um determinado valor, apresentando comportamento estacionário, segundo os autores. Após esse período, a série passou a apresentar uma tendência de crescimento. O teste de raiz unitária ADF, realizado por meio do *Eviews,* rejeitou a hipótese nula de raiz unitária, indicando que a série era estacionária. O mesmo teste foi realizado para o Ibovespa e indicou a presença de uma raiz unitária.

Com base nesse resultado, os autores concluíram que não existe cointegração entre o Ibovespa e o índice de dividendos. A ausência de cointegração foi considerada uma evidência da presença de bolhas no mercado de ações brasileiro nesse período.

Realizaram, então, o teste de causalidade de Granger para verificar se os dividendos causam, ou seja, precedem, os preços das ações. O resultado do teste indicou que os dividendos não causam os preços, o que reforçou a hipótese de presença de bolhas, segundo os autores.

Como o índice de dividendos apresentou comportamento estacionário até 1999 e não-estacionário após essa data, os autores decidiram dividi-lo em duas séries e repetir os testes realizados para cada uma delas.

Os testes ADF, considerando o período entre 1994 e 1999, indicaram que o Ibovespa possui uma raiz unitária e que o índice de dividendos é estacionário, indicando ausência de cointegração entre as duas séries. O teste de causalidade de Granger mostrou que não há relação de causalidade entre os dois índices. Esses resultados foram semelhantes aos encontrados para o período entre 1994 e 2007.

Como os testes ADF indicaram que preços e dividendos possuem raiz unitária no período entre 2000 e 2007, foram realizados os testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen e os resultados de ambos apontaram ausência de cointegração.

Com base nos resultados obtidos, Fernandes e Medeiros (2009) concluíram que há fortes evidências da presença de bolhas no mercado de ações brasileiro no período analisado.

Nunes e Silva (2009) investigaram a presença de bolhas racionais no preço das ações no período entre julho de 1994 e dezembro de 2006, através de testes de cointegração linear e não linear. Foram analisadas bolhas explosivas, bolhas que

estouram periodicamente e bolhas intrínsecas. Os dados utilizados no estudo foram as séries mensais do Ibovespa e de dividendos fornecidas pela *Standard & Poors*, deflacionadas pelo IPCA, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. Nas análises, foram usados os logaritmos naturais das séries.

Os autores realizaram os testes de cointegração de Engle-Granger e Johansen para verificar a presença de bolhas explosivas. Os resultados não permitiram que a hipótese nula de ausência de cointegração fosse descartada, indicando a ausência de equilíbrio de longo prazo entre preços e dividendos.

Nunes e Silva (2009) também realizaram testes de cointegração usando os modelos TAR, TARC, MTAR e MTARC para investigar a presença de bolhas que estouram periodicamente. Os modelos TAR e MTAR, com limiar igual a zero, não rejeitaram a hipótese nula de ausência de cointegração. Já os modelos TARC e MTARC descartaram a hipótese nula de ausência de cointegração. Rejeitou-se, também, a hipótese nula de ajuste simétrico.

Para testar a hipótese de presença de bolhas intrínsecas, os autores fizeram estimações do modelo restrito e do modelo irrestrito, de acordo com a equação (31).

Nunes e Silva (2009) concluíram que os resultados dos testes empíricos indicaram a presença de bolhas racionais explosivas e de bolhas que estouram periodicamente no Ibovespa, no período analisado. Descartou-se, porém, a presença de bolhas intrínsecas.

Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011) buscaram evidências de bolhas no mercado acionário brasileiro através da aplicação do filtro de Kalman e dos modelos de valor presente e de bolhas intrínsecas. Os autores consideraram que a bolha pode explodir e recomeçar continuamente e que ela pode assumir valores negativos.

O período analisado foi de julho de 1994 a março de 2009. O Ibovespa foi utilizado como *proxy* do preço das ações. Foram utilizados os valores de fechamento do último dia de cada mês para compor a série mensal do Ibovespa. Um índice de dividendos foi construído seguindo metodologia de cálculo do Ibovespa, semelhante à adotada por Fernandes e Medeiros (2009). Ele foi obtido através da soma ponderada da quantidade de cada ação presente na carteira teórica do Ibovespa multiplicada pelos dividendos pagos pela ação naquele mês. As séries foram deflacionadas utilizando o IPCA.

Assim como Fernandes e Medeiros (2009), ao analisar a evolução do índice de dividendos gerado, os autores constataram que, entre julho de 1994 e dezembro de

1999, o índice oscilou em torno de um determinado valor, passando a apresentar uma tendência de crescimento após esse período.

De acordo com os autores, entre 1994 e 1999, o índice de dividendos construído apresentou grande instabilidade sem correspondência com preços ou outros eventos. Para investigar o que provocou esse comportamento da série, eles calcularam a participação de cada ativo na composição do índice de dividendos. Os resultados apontaram que, no período compreendido entre 1994 e 1999, ocorreu uma grande concentração na participação de ativos no índice, sendo que a média das maiores participações foi de 68% e, em determinados meses, apenas um ativo representou mais de 90% do índice.

Com o objetivo de evitar problemas decorrentes dessa grande concentração, os autores limitaram o estudo ao período entre 2000 e 2009, descartando, assim, o período de maior instabilidade.

Segundo os autores, os resultados obtidos utilizando o filtro de Kalman e o modelo de bolhas intrínsecas indicaram a presença de bolhas no mercado acionário brasileiro no período analisado, sendo que o segundo apresentou resultados mais precisos. Ao estimar a equação (31) do modelo de bolhas intrínsecas, foi encontrado um valor estatisticamente significante para $c$, porém negativo. Por sua vez, o modelo de valor presente não apresentou um ajuste adequado.

Scolari (2011) utilizou os modelos autorregressivos com limiar para verificar a presença de bolhas que estouram periodicamente na Bolsa de Valores de São Paulo entre 1994 e 2009.

Foram utilizadas no estudo a série de valores mensais do Ibovespa e uma série de índice de dividendos, que agrega os pagamentos de dividendos e de juros sobre o capital próprio, deflacionadas pelo IPCA. A série de dividendos foi gerada pelo autor, utilizando metodologia semelhante à utilizada por Fernandes e Medeiros (2009) e por Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011). O índice foi obtido através da soma ponderada da quantidade teórica das ações que compõem a carteira teórica do Ibovespa pelo dividendo pago por ela no mês.

Segundo o autor, o índice de dividendos apresentou grandes oscilações entre 1994 e 1999. Após esse período, tornou-se menos instável, apresentando crescimento moderado, com algumas quedas durante o período.

Os resultados dos testes de cointegração de Johansen e Engle-Granger não indicaram a presença de relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços e os

dividendos, indicando a presença de uma bolha explosiva no mercado de ações brasileiro. Os resultados dos testes com o modelo MTAR rejeitaram a hipótese nula de não cointegração e a hipótese nula de ajustamento simétrico. Indicando a presença de bolhas que estouram periodicamente. Os demais testes TAR, TARC e MTARC não identificaram a presença dessa classe de bolhas.

O autor realizou novamente os testes de cointegração considerando apenas o período entre setembro de 1999 e maio de 2008. O objetivo foi verificar se o período de grande oscilação, entre 1994 e 1999, poderia ter alterado os resultados. Utilizando o novo período, nenhum modelo detectou a presença de bolhas que estouram periodicamente.

Os resultados obtidos por cada um dos trabalhos citados, bem como os tipos de bolhas analisados, são apresentados no Quadro 1, ao final da seção 5.

## 2.5 ÍNDICES DE DIVIDENDOS

No item anterior foram apresentados trabalhos que se dedicaram ao estudo de bolhas racionais no mercado de ações brasileiro. Eles têm em comum o uso do Ibovespa como *proxy* do preço médio das ações.

O Ibovespa é o principal índice da BM&FBOVESPA e reflete o desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro.

A BM&FBOVESPA, porém, não possui um índice que apresente, apenas, a evolução dos dividendos distribuídos pelas empresas listadas na Bolsa ao longo do tempo. Existe um índice denominado Índice Dividendos BM&FBOVESPA – IDIV, que tem por objetivo oferecer uma visão segmentada do mercado acionário, medindo o comportamento do retorno das ações das empresas que se destacaram em termos de remuneração dos investidores, sob a forma de dividendos e juros sobre o capital próprio.

Segundo descrição apresentada pela BM&FBOVESPA (2014), compõem a carteira teórica do IDIV, as empresas listadas na BM&FBOVESPA que apresentaram os maiores *dividend yields* nos últimos 24 meses anteriores a seleção da carteira. As ações que estiverem dentro dos 25% da amostra com os maiores *yields* participam da carteira.

Porém o IDIV é um índice de retorno total, que, de acordo com a BM&FBOVESPA, corresponde ao valor do índice de preços acrescido do reinvestimento de dividendos e outros proventos distribuídos pelas empresas emissoras

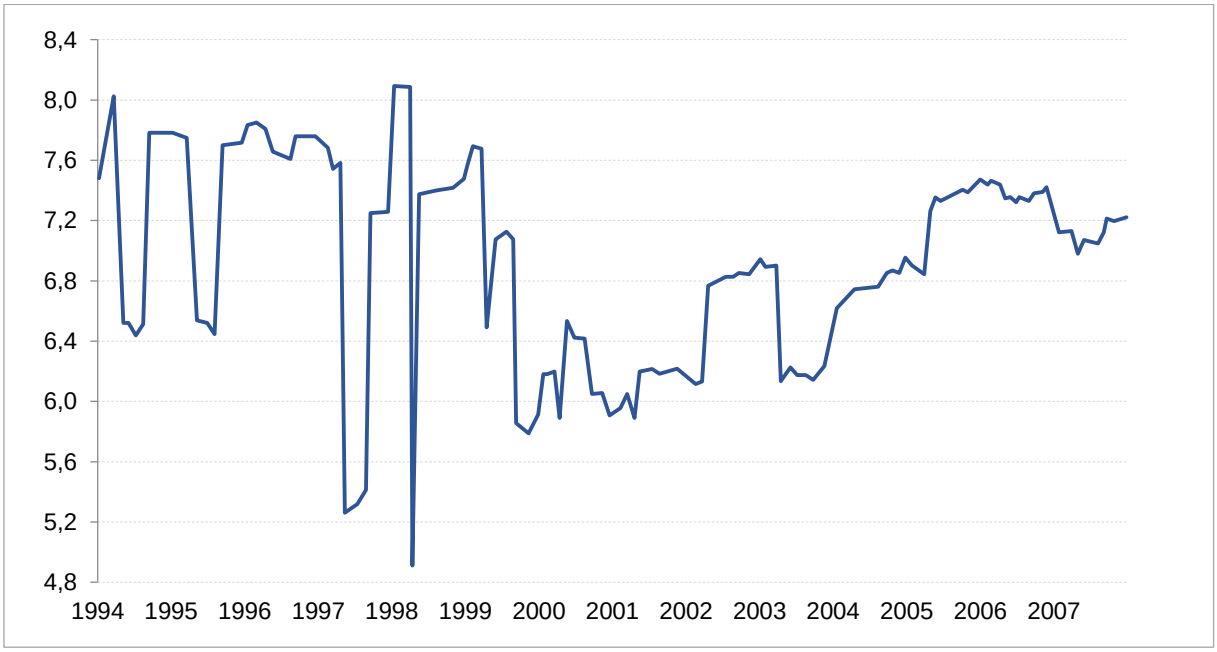
Diante disso, diferentes índices são utilizados como *proxy* dos dividendos distribuídos no Brasil.

Fernandes e Medeiros (2009), Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011) e Scolari (2011) construíram índices de dividendos para o mercado brasileiro, com periodicidade mensal, baseado nas carteiras teóricas do Ibovespa. Os índices foram obtidos por meio do somatório da multiplicação da quantidade teórica de cada ação integrante do índice Ibovespa pelo dividendo pago por ela em cada mês. Os dados foram obtidos no sistema Economática®.

Nunes e Silva (2009), por sua vez, utilizaram a série de dividendos fornecidas pela *Standard & Poors* em testes para investigar a presença de bolhas racionais no preço das ações no país. O índice apresenta, em alguns períodos, tendência distinta da observada nos índices obtidos a partir da metodologia do Ibovespa.

Os Gráficos 1 e 2 apresentam os índices de dividendos construídos a partir da metodologia do Ibovespa pelos autores citados.

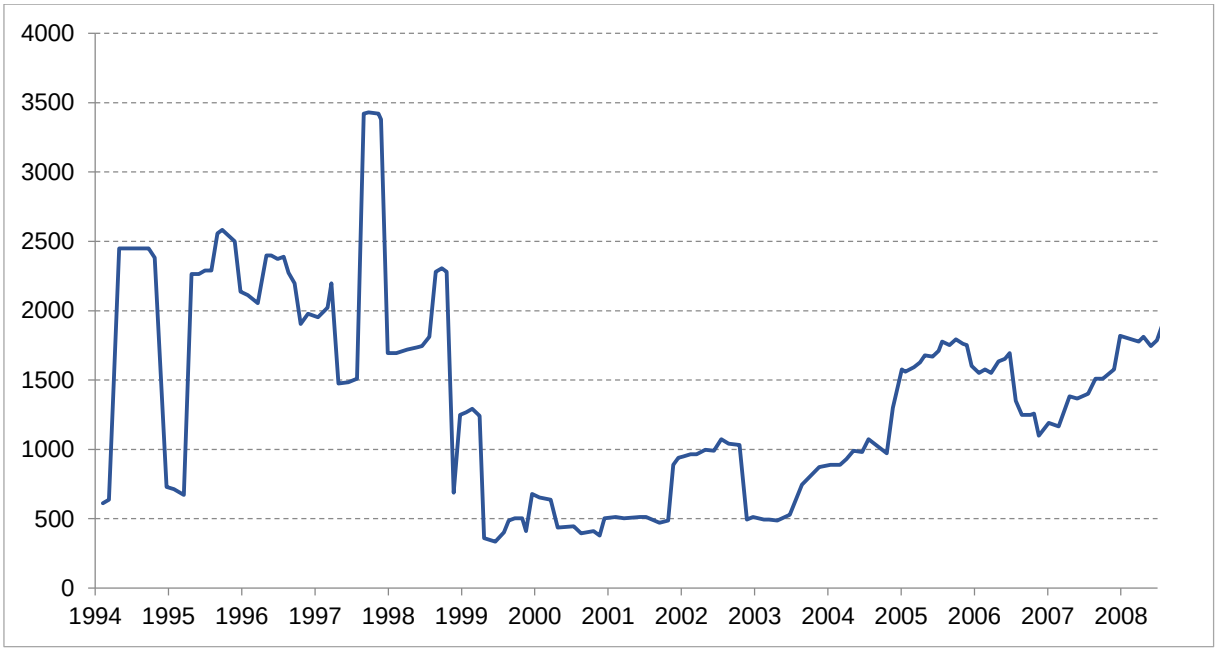
Gráfico 1- Evolução do índice de dividendos em logaritmo construído por Fernandes e Medeiros (2009)




Fonte: Fernandes e Medeiros (2009)

O índice de dividendos elaborado por Scolari (2011) é semelhante ao índice apresentado no Gráfico 2 e por isso não foi incluído.

Gráfico 2 - Evolução do índice de dividendos elaborado por Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011)




Fonte: Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011).

Uma limitação encontrada, segundo Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011), ao aplicar essa metodologia é que a mesma prevê rebalanceamentos das quantidades teóricas das ações que compõem a carteira teórica do Ibovespa como forma de se ajustar à distribuição de proventos, porém as informações sobre a magnitude desses rebalanceamentos não foram encontradas. Por isso, tais ajustes não foram feitos para os índices de dividendos construídos.

Os três estudos também destacaram que os índices de dividendos construídos a partir das carteiras teóricas e da metodologia do Ibovespa apresentaram uma grande instabilidade entre os anos de 1994 e 1999, sem aparente correspondência com os preços ou outros eventos.

Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011) constataram que, nesse período de grande instabilidade, ocorreram concentrações muito altas na participação de determinados ativos na composição do índice de dividendos, pois os dividendos pagos por uma única ação representavam até 90% do índice em certos meses, sendo que a média das maiores participações foi de 68%.

Para evitar problemas decorrentes dessa concentração, eles excluíram da análise esse período de instabilidade, restringindo o estudo ao período posterior a 1999.

# 3. METODOLOGIA

Com o objetivo de construir um índice que seja uma *proxy* da distribuição de dividendos no mercado acionário brasileiro, foram feitas pesquisas em busca de informações sobre a distribuição de dividendos no país e de dados que pudessem ser utilizados na elaboração do índice. Nessa seção são apresentados aspectos da legislação sobre políticas de dividendos vigente e a descrição das bases de dados utilizadas no trabalho.

## 3.1 DISTRIBUIÇÃO DE DIVIDENDOS NO BRASIL

A Lei 6.404/76, Lei das Sociedades por Ações, com alterações e acréscimos feitos pela Lei 10.303/2001, estabelece, no artigo 202, que os acionistas têm direito de receber como dividendo obrigatório, em cada exercício, a parcela dos lucros estabelecida no estatuto. Porém, caso o estatuto seja omisso, a lei determina que o dividendo mínimo obrigatório será de 50% do lucro líquido ajustado. Os ajustes que podem ser realizados no lucro líquido, apresentados em lei, correspondem à constituição da reserva legal e à formação da reserva para contingências e reversão da mesma reserva formada em exercícios anteriores.

Portanto, a Lei 6.404/76 permite que as empresas definam suas políticas de dividendos de acordo com suas particularidades. Não há limite mínimo para o dividendo obrigatório de novas companhias, pois os futuros acionistas, ao adquirirem as ações, terão conhecimento prévio da política de dividendos, presente no estatuto. Mas se o estatuto for omisso, o dividendo mínimo obrigatório será de 50% do lucro líquido ajustado, conforme a Lei das Sociedades por Ações.

De acordo com o artigo 202, parágrafo 2º, quando o estatuto for omisso, as empresas podem convocar assembleia geral e definir um novo limite desde que ele não seja inferior a 25% do lucro líquido ajustado.

Se por um lado a Lei das Sociedades por Ações determina que a política de dividendos das empresas seja clara e que, em caso de omissão, o percentual mínimo distribuído é definido em lei, por outro lado, a Lei, no artigo 202, parágrafo 4º, permite às empresas o não pagamento dos dividendos mínimos caso a administração informe à assembleia geral ser ele incompatível com a situação financeira da empresa.

De acordo com o documento Exposição de Motivos nº 196, do Ministério da Fazenda, o objetivo dessas regras é proteger os acionistas minoritários, garantindo a

participação nos lucros da empresa através dos dividendos, sem comprometer a sobrevivência da empresa. Ou seja, buscar um equilíbrio entre os interesses dos acionistas e das empresas.

Como, antes de 1976, nenhum limite mínimo para os dividendos havia sido estabelecido por lei, muitas empresas não possuíam políticas de dividendos bem definidas. Após a Lei 6.404/76, elas tiveram um ano para convocar assembleias e adequar seus estatutos à lei, podendo definir um limite mínimo inferior a 25%, desde que os acionistas dissidentes dessa deliberação pudessem retirar-se da empresa, mediante reembolso de suas ações (AMBROZINI, 2011).

Um dividendo mínimo de 25% do lucro líquido também é reforçado em outros pontos da Lei, como, por exemplo, nos artigos referentes a ações preferenciais e à participação nos lucros por parte dos administradores.

De acordo com o artigo 17, parágrafo 1º, as ações preferenciais sem direito a voto ou com restrições a esse direito somente serão negociadas no mercado de valores mobiliários se a elas for atribuída pelos menos uma das seguintes vantagens:

> a) direito de participar do dividendo a ser distribuído, correspondente a, pelo menos, 25% (vinte e cinco por cento) do lucro líquido do exercício, calculado na forma do art. 202 (...);
>
> b) direito ao recebimento de dividendo, por ação preferencial, pelo menos 10% (dez por cento) maior do que o atribuído a cada ação ordinária;
>
> c) direito de serem incluídas na oferta pública de alienação de controle, nas condições previstas no art. 254-A, assegurado o dividendo pelo menos igual ao das ações ordinárias. (BRASIL, 2001).

O artigo 152 define, por sua vez, que a empresa pode atribuir aos administradores participação nos lucros da companhia somente se o estatuto da empresa fixar o dividendo obrigatório em 25% ou mais do lucro líquido.

Atualmente muitas empresas adotam em suas políticas de dividendos o pagamento mínimo de 25% do lucro líquido ajustado. O número de empresas que utilizam essa regra é tão expressivo que muitas pessoas acreditam, erroneamente, que esse valor é definido por lei. Conforme apresentado, a Lei determina o dividendo obrigatório mínimo apenas quando o estatuto da empresa for omisso e nesse caso, o valor será de 50% do lucro líquido ajustado.

Martins (2010) analisou a distribuição de dividendos definida em estatuto de 313 empresas brasileiras de capital aberto e que apresentaram alguma negociação em bolsa no período compreendido entre 2005 e 2009. O autor concluiu que 88% das empresas, adotaram em seus estatutos um dividendo mínimo de 25% do lucro líquido

ajustado, 10% definiram um valor superior a 25% e apenas 2% escolheram um valor inferior a 25%.

## 3.2 BASE DE DADOS

Durante as pesquisas dois conjuntos de dados mostraram-se adequados ao propósito de elaborar um índice que pudesse ser usado como *proxy* dos dividendos distribuídos no Brasil: os dados sobre “dividendos e retiradas” disponibilizados pelo IBGE nas Contas Econômicas Integradas e a série de “lucros e dividendos – exclusive lucros reinvestidos – total (despesas)” fornecida pelo Banco Central.

### 3.2.1 Contas Econômicas Integradas (CEI)

Segundo a publicação *Sistema de Contas Nacionais do IBGE* (2004), as Contas Econômicas Integradas representam o núcleo do Sistema de Contas Nacionais, fornecendo uma visão do conjunto da economia do país. São apresentados, por meio de uma única tabela, a renda gerada no processo produtivo, sua distribuição entre os agentes econômicos, sua utilização em consumo final e, ainda, o montante da poupança destinado à acumulação de ativos não-financeiros.

Na referida tabela estão dispostas, em colunas, as contas dos setores institucionais, do resto do mundo e de bens e serviços, incluindo uma coluna para a soma dos setores institucionais, isto é, o total da economia onde os macroagregados são diretamente visíveis. Nas linhas encontram as operações, por grupo de contas.

O conjunto de dados de interesse para o presente trabalho corresponde à operação de “dividendos e retiradas”, um dos componentes da conta “alocação da renda primária”.

Ainda segundo a mesma publicação, a operação de “dividendos e retiradas” representa todas as rendas que as empresas, em vista dos resultados de sua atividade, decidem distribuir, sob a forma de dividendos e outros rendimentos, aos detentores do seu capital (os acionistas). Os dividendos devem ser registrados no momento em que são efetivamente pagos. Os dividendos distribuídos pelas sociedades são estimados de forma indireta, resumida a seguir:

- Empresas públicas não-financeiras: considera-se o valor constante nas demonstrações financeiras de origens e aplicações de recursos, defasando-se um período. Assim, os dividendos a distribuir em função

do resultado do exercício do ano $n$ foram considerados como distribuídos no exercício $n + 1$.

- Empresas privadas não-financeiras: 25% sobre o lucro líquido do exercício anterior acrescido do excesso de retirada de sócios e proprietários, da participação de administradores e do excedente operacional das empresas.
- Instituições financeiras: 25% sobre o valor da poupança da conta intermediária do exercício anterior.

Observa-se que ao realizar a estimação dos dividendos distribuídos pelas empresas e instituições financeiras, o IBGE utiliza o percentual de 25% para o cálculo. A escolha desse valor é coerente com a Lei das Sociedades por Ações. Os resultados apresentados por Martins (2010) demonstram a representatividade desse percentual para o mercado acionário brasileiro.

Foram extraídas das tabelas das Contas Econômicas Integradas os dados correspondentes à operação de “dividendos e retiradas”, entre 1995 e 2013. Dessa forma obteve-se uma série anual de dividendos e retiradas que, posteriormente, foi utilizada na elaboração de um índice de dividendos.

Porém, como o índice tem frequência anual, a série utilizada continha apenas dezenove observações, o que pode afetar a precisão dos valores críticos fornecidos para cada teste.

Diante dessa limitação, elaborou-se um outro índice baseado na série “lucros e dividendos” fornecida pelo Banco Central.

### 3.2.2 Série Lucros e Dividendos

O Banco Central disponibiliza, no Sistema Gerenciador de Séries Temporais, as séries de dados chamadas “lucros e dividendos”. Conforme descrito no sistema, as séries “lucros e dividendos – (receitas)” correspondem à remuneração dos investimentos brasileiros no exterior e “lucros e dividendos – despesas” registram a remuneração paga aos investidores estrangeiros decorrentes de investimentos no Brasil. Portanto, a série de interesse para o presente trabalho corresponde àquela denominada “lucros e dividendos – exclusive lucros reinvestidos – total (despesa)”.

A série foi utilizada na elaboração de um índice com frequência trimestral, para o período compreendido entre o 1º trimestre de 1995 e o 4º trimestre de 2014.

Portanto, a limitação referente à quantidade reduzida de dados que ocorre quando utiliza-se a série das Contas Econômicas Integradas é mitigada usando-se a série do Banco Central.

Por considerar apenas uma parcela dos dividendos distribuídos no país, foram realizados testes para verificar se o índice construído poderia ser utilizado como *proxy* dos dividendos distribuídos no país. Foram analisados os comportamentos dos dois índices gerados, ambos com frequência anual. Apesar da quantidade reduzida de dados, as séries abrangem um período de quase duas décadas, e, portanto, foi realizado o teste de cointegração de Johansen para analisar a relação de longo prazo entre elas.

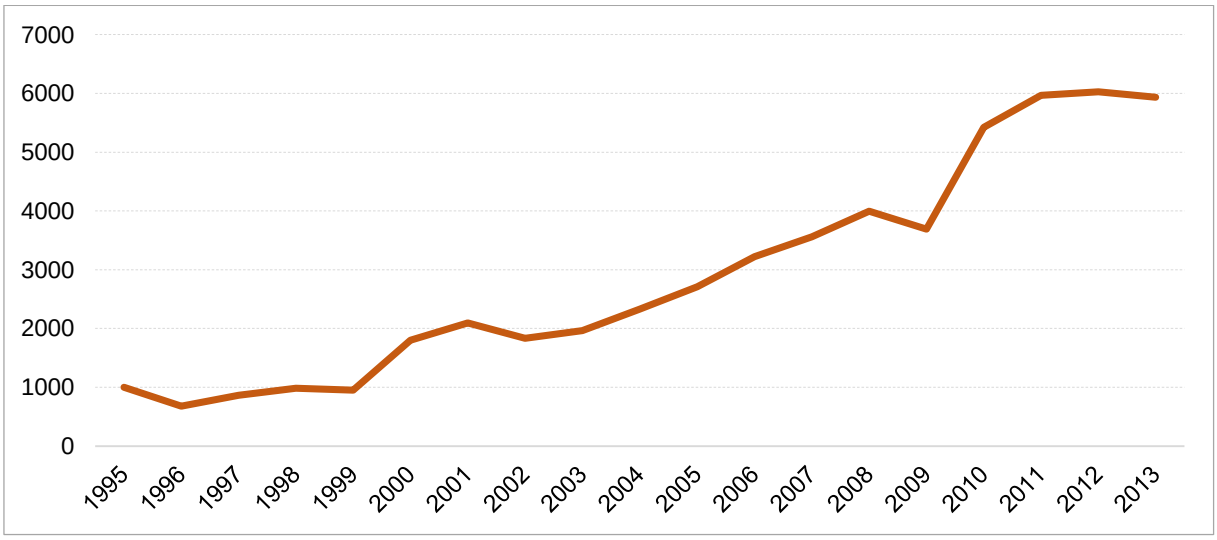
## 4. CONSTRUÇÃO DOS ÍNDICES DE DIVIDENDOS

A partir dos dados extraídos das Contas Econômicas Integradas, elaborou-se um índice de dividendos, denominado IDIV_CEI, com frequência anual, para o período compreendido entre 1995 e 2013. Definiu-se como ano-base 1995 e o cálculo do índice foi feito da seguinte forma:

$$IDIV_CEI_t = \frac{D_t}{D_0} * 1000 \tag{32}$$

Onde $IDIV_CEI_t$ representa o valor do índice em $t$, $D_t$ representa o valor da série de dividendos e retiradas em $t$ e $D_0$, o valor da série em 1995. A série utilizada foi deflacionada pelo IPCA antes da construção do índice. A evolução do IDIV_CEI é apresentada no Gráfico 3.

Gráfico 3: Evolução do IDIV_CEI.




Fonte: Elaborado pela autora.

Analisando o Gráfico 3, é possível perceber que o IDIV_CEI apresenta uma tendência de crescimento entre 1996 e 2011, embora ocorram algumas quedas no período, e que, a partir de 2012, essa tendência é interrompida e o índice apresenta valores muito próximos nos três últimos anos.

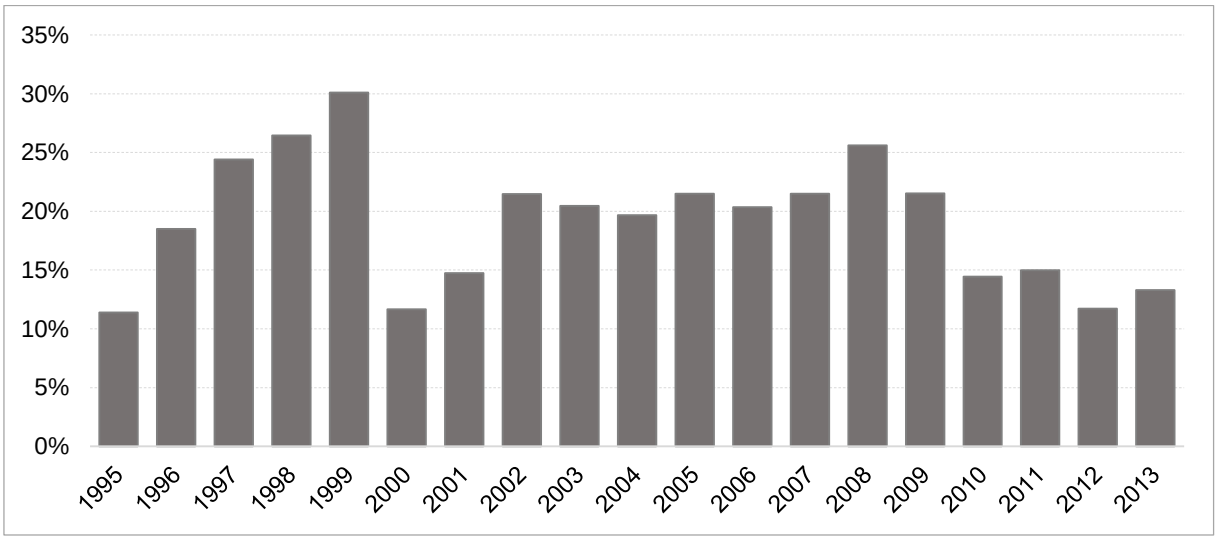
O IDIV_CEI foi utilizado em testes para detectar evidências da presença de bolhas racionais no mercado acionário brasileiro. Porém, a quantidade reduzida de observações poderia implicar na diminuição da precisão dos valores críticos fornecidos pelos testes.

Diante disso, optou-se pela elaboração de um segundo índice de dividendos, com frequência trimestral, a partir da série de “lucros e dividendos – (despesas)”, fornecida pelo Banco Central.

Contudo a referida série registra a remuneração paga aos investidores estrangeiros decorrentes de investimentos realizados no Brasil, ou seja, apenas uma parte dos dividendos distribuídos é considerada. Assim, foram feitas análises para verificar se o índice gerado a partir dessa série poderia ser usado como *proxy* da distribuição total de dividendos no país.

Primeiramente, analisou-se o percentual dos lucros e dividendos que é enviado ao exterior anualmente. Os valores foram obtidos dividindo-se a soma anual da série de “lucros e dividendos – (despesa)” fornecida pelo Banco Central, que representa a parcela enviada ao exterior, pela série de “dividendos e retiradas” fornecida pelo IBGE, que representa o montante total de dividendos distribuídos. O resultado obtido é apresentado no Gráfico 4.

Gráfico 4 - Evolução do percentual de lucros e dividendos enviados ao exterior.

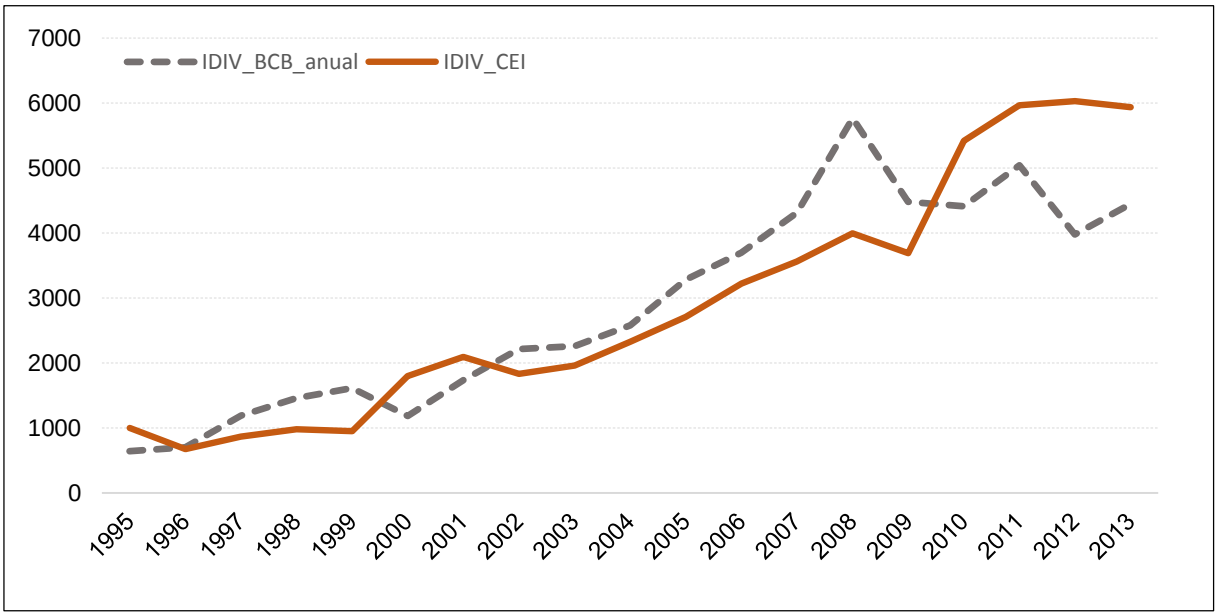



Fonte: Elaborado pela autora.

Entre 1995 e 1999, o percentual de dividendos enviado ao exterior apresentou uma tendência de crescimento que foi interrompida em 2000, quando houve uma queda, retornando a um valor próximo do apresentado em 1995. A partir de então a série parece oscilar em torno de um determinado valor. Durante o período considerado, o percentual médio foi de 19% com um desvio padrão de 5,4%.

A etapa seguinte teve como objetivo verificar se o IDIV_CEI, *proxy* da distribuição anual de dividendos no Brasil, e a série de dividendos remetidos a investidores no exterior apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo. Para isso, foi construído um índice, chamado IDIV_BCB_anual, a partir da série de "lucros e dividendos - (despesas)", fornecida pelo Banco Central, com periodicidade anual. O Gráfico 5 apresenta a evolução dos dois índices, IDIV_CEI e IDIV_BCB_anual.

Gráfico 5 - Comparação entre o IDIV_CEI e IDIV_BCB_anual.




Fonte: Elaborado pela autora.

Foram utilizados os testes ADF, Phillips – Perron (1988), teste PP, e o teste KPSS, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), para analisar presença de raiz unitária. Os testes ADF e PP têm como hipótese nula a presença de raiz unitária e avaliam modelos com constante e tendência, apenas com constante e sem constante e sem tendência. Os resultados obtidos são apresentados nas Tabelas 1, 2 e 3.

Tabela 1 - Testes ADF e PP para o IDIV_CEI

| **IDIV_CEI** | **Teste ADF** | | **Teste PP** | | **Valores Críticos (5%)** | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Modelos** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** |
| Constante e tendência | -2,71 | -3,89 | -2,68 | -4,45 | -3,69 | -3,76 |
| Constante | 1,89 | -4,53 | 0,89 | -4,53 | -3,08 | -3,05 |
| Sem constante e sem tendência | 1,28 | -3,28 | 2,15* | -3,28 | -1,98 | -1,96 |

*Valor crítico 1%: 2,70.
Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 2 - Testes ADF e PP para o IDIV_BCB_anual.

| IDIV_BCB_anual | Teste ADF | | Teste PP | | Valores Críticos (5%) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Modelos** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** |
| Constante e tendência | -2,72 | -5,10 | -2,14 | -5,23 | -3,69 | -3,76 |
| Constante | -1,17 | -5,10 | -1,10 | -5,21 | -3,08 | -3,05 |
| Sem constante e sem tendência | 0,64 | -2,92 | 0,81 | -4,58 | -1,98 | -1,96 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 3 - Teste KPSS para o IDIV_CEI e IDIV_BCB_anual.

| KPSS | IDIV_CEI | | IDIV_BCB_anual | | Valores Críticos (5%) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Modelos** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** |
| Constante e tendência | 0,17 | 0,12 | 0,16 | 0,06 | 0,15 | 0,15 |
| Constante | 0,56 | 0,29 | 0,54 | 0,30 | 0,46 | 0,46 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Os resultados obtidos por meio dos testes ADF e PP não rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária para as séries em nível, mas rejeitaram para as séries em primeira diferença. Os resultados dos testes KPSS rejeitaram a hipótese de estacionaridade para a série em nível e não rejeitaram para a série em primeira diferença. Portanto, conclui-se que os índices apresentam uma raiz unitária, sendo, portanto, integrados de ordem um, $I(1)$.

Apesar da quantidade reduzida de dados, as séries abrangem um período de quase duas décadas, e, portanto, foi realizado o teste de cointegração de Johansen para analisar a relação de longo prazo entre elas. A hipótese de ausência de cointegração, ou seja, número de vetores cointegrantes igual a zero, foi rejeitada usando tanto a estatística $\lambda\ traço$ quanto a $\lambda\ max$. Os valores encontrados para as duas estatísticas foram 20,907 e 20,906, respectivamente. E os valores críticos a 5%, 12,32 e 11,22, respectivamente.

Com base nesse resultado é possível concluir que as séries apresentam cointegração e, portanto, possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, a utilização do índice construído a partir da série “lucros e dividendos”, fornecida pelo Banco Central, como *proxy* da distribuição de dividendos no Brasil mostrou-se adequada.

Para construir o índice de dividendos, utilizou-se a série disponibilizada pelo Banco Central com periodicidade trimestral.

Como a série apresentava os valores em milhões de dólares, foi feita a conversão dos valores para reais. A partir da série de taxa de câmbio mensal, fornecida pelo Banco Central, calculou-se a taxa de câmbio média de cada trimestre e esses valores foram utilizados na conversão. Em seguida, a série já em reais foi deflacionada pelo IPCA.

Observou-se que há uma concentração maior de pagamentos de dividendos no segundo e no quarto trimestres de cada ano. O apêndice A apresenta a distribuição de pagamentos entre os trimestres de cada ano.

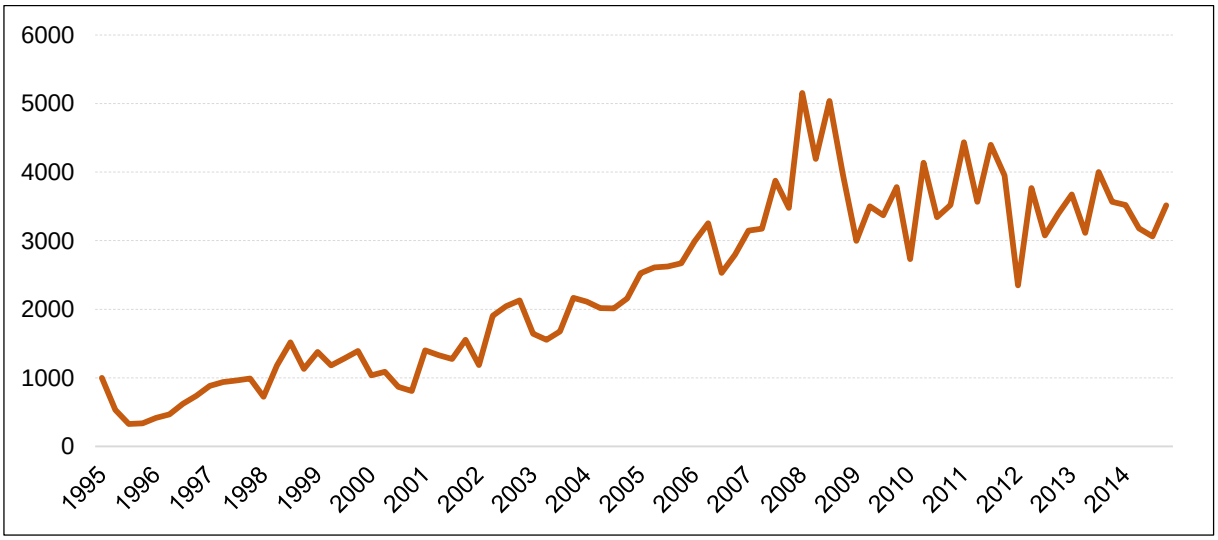
Para realizar o ajuste sazonal, optou–se pela utilização da metodologia X12-ARIMA, metodologia usada por institutos de estatística de vários países, incluindo o IBGE.

Com a série dessazonalizada, construiu-se o índice, doravante denominado IDIV_BCB. Definiu-se como ano-base 1995 e o cálculo do índice foi feito da seguinte forma:

$$IDIV_BCB_t = \frac{D_t}{D_0} * 1000 \tag{33}$$

O $IDIV_BCB_t$ representa o valor do índice em $t$, $D_t$ representa o valor da série dessazonalizada em $t$, e $D_0$, o valor da série em 1995. O Gráfico 6 apresenta a evolução do IDIV_BCB.

Gráfico 6: Evolução do IDIV_BCB.




Fonte: Elaborado pela autora.

Portanto, foram construídos dois novos índices, a partir de dados disponibilizados pelo IBGE e pelo Banco Central, que apresentam um comportamento

mais suave, sem períodos de grande instabilidade ou quebras e que podem ser utilizados como *proxy* dos dividendos em testes para detecção de bolhas no mercado acionário brasileiro.

# 5. ANÁLISE DA PRESENÇA DE BOLHAS NO MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO

A busca por evidências da presença de bolhas racionais no mercado acionário brasileiro foi realizada através da análise da relação existente entre os preços das ações e os dividendos. Foi utilizado como *proxy* dos preços o Ibovespa e, como *proxy* dos dividendos distribuídos no Brasil, o IDIV_CEI e o IDIV_BCB, índices gerados a partir de séries fornecidas pelo IBGE e pelo Banco Central, conforme apresentado na seção anterior.

A princípio, todos os testes foram realizados usando o IDIV_CEI e o Ibovespa, ambos com periodicidade anual. Posteriormente, os testes foram realizados utilizando o Ibovespa e o IDIV_BCB, ambos com frequência trimestral.

Para gerar as séries do Ibovespa anual e trimestral foram considerados os valores apresentados no último dia de cada ano e trimestre, respectivamente. As séries foram, então, deflacionadas pelo IPCA. A série anual foi denominada IBOV_a e a série trimestral, IBOV_t.

Por meio das séries anuais, IDIV_CEI e IBOV_a, foi analisado o período compreendido entre 1995 e 2013. O uso das séries trimestrais permitiu a análise de um período maior, de 1995 a 2014, e com um número maior de observações, mitigando, portanto, a limitação apresentada pelas séries anuais relacionada à precisão dos valores críticos devido à quantidade reduzida de dados.

Três tipos de bolhas foram analisados: bolhas explosivas, bolhas que estouram periodicamente, conforme proposto por Evans (1991), e bolhas intrínsecas, de acordo com o modelo apresentado por Froot e Obstfeld (1991).

Para tentar detectar indícios da presença dos tipos de bolha citados acima, foram realizados os testes mais adequados às características de cada um segundo a literatura de bolhas racionais.

Foram realizados os testes ADF, PP e KPSS para verificar a presença de raiz unitária nas séries e testes de cointegração de Johansen e de Engle-Granger com o objetivo de verificar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços das ações e os dividendos. Os resultados obtidos por meio desses testes foram utilizados na análise de bolhas explosivas.

Apesar de serem indicados para a análise de bolhas explosivas, os testes de cointegração convencionais não são adequados para testar o segundo tipo de bolhas.

Assim, para detectar a presença de bolhas que estouram periodicamente, foram utilizados o modelo auto regressivo com limiar (TAR), o modelo auto regressivo com limiar e efeito momento (MTAR) e os modelos TAR consistente e MTAR consistente.

Por fim, a existência de bolhas intrínsecas no mercado de ações brasileiro foi investigada. Antes, porém, foram feitos pequenos ajustes nas equações do modelo de bolhas intrínsecas. A capitalização contínua foi substituída pela capitalização discreta, buscando maior adequação ao cenário brasileiro. A desigualdade (34) apresenta a condição que deve ser satisfeita para que a soma apresentada na equação (21) seja convergente. As equações (35) e (36) são utilizadas na calibração do parâmetros $\lambda$ e $k$ do modelo.

$$ln(1+r) > \mu + \frac{\sigma^2}{2} \tag{34}$$

$$\frac{\sigma^2}{2} * \lambda^2 + \mu * \lambda + ln(1+r)^{-1} = 0 \tag{35}$$

$$k = \left((1+r) - e^{\frac{\sigma^2}{2}+\mu}\right)^{-1} \tag{36}$$

Após os ajustes, foram realizados os testes ADF, PP e KPSS para verificar a estacionariedade das séries IDIV_CEI e IDIV_BCB em logaritmo natural e, em seguida, foram estimados os parâmetros $\mu$ e $\sigma^2$ da equação (23) pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Utilizando esses valores e o retorno médio do Ibovespa em cada período analisado, foram calibrados os parâmetros $\lambda$ e $k$, por meio das equações (35) e (36).

Depois de calcular todos os parâmetros do modelo, foram feitas duas estimações da equação (31) para cada par de séries. A primeira considerou um modelo restrito, que utilizou os valores de $\lambda$ e $k$ calibrados e estimou apenas o parâmetro $c$. A segunda estimação utilizou um modelo irrestrito e, nesse caso, todos os parâmetros foram estimados livremente.

Em um primeiro momento, as estimações foram feitas utilizando o método de mínimos quadrados, porém os resíduos estimados obtidos eram autorregressivos. Por isso, foram realizadas novas estimações utilizando o método de Máxima Verossimilhança com erros autorregressivos, conforme apresentado por Davidson e MacKinnon (2003).

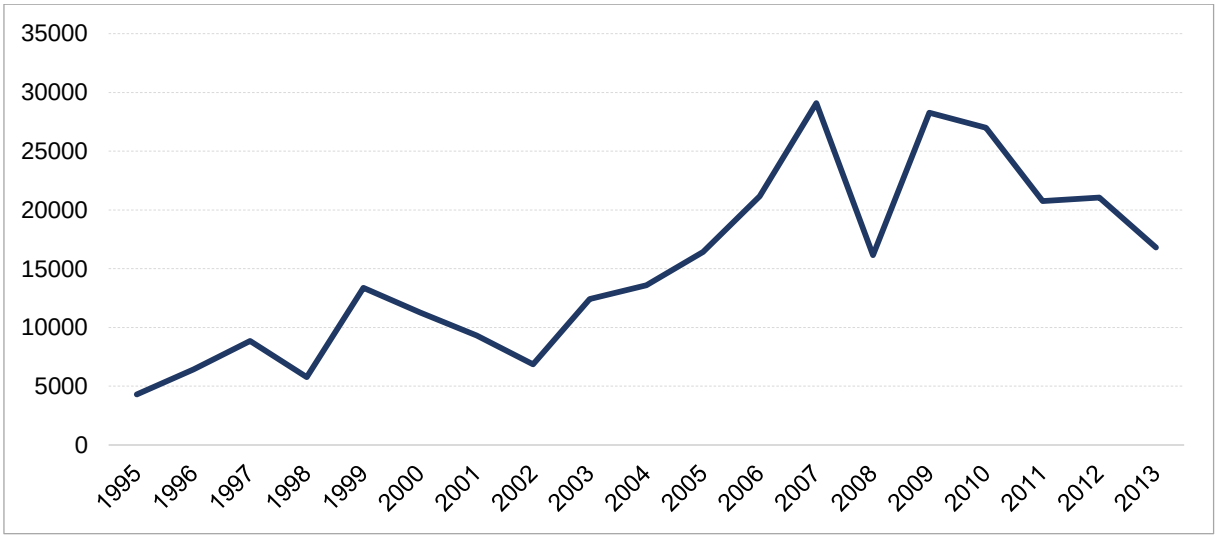
Foi feita a análise da significância estatística de cada parâmetro estimado e por meio dos resultados obtidos foi possível identificar indícios da presença ou da ausência desse tipo de bolha racional.

Os testes citados foram realizados nos *softwares Eviews* e *Matlab.*

## 5.1 RESULTADOS

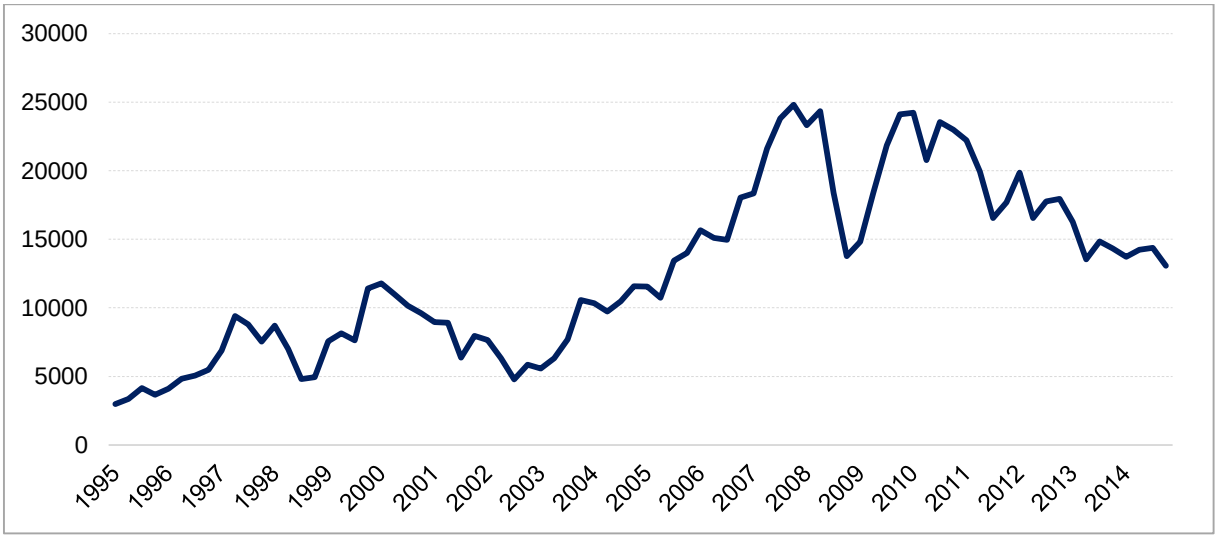
Foram utilizadas nos testes de bolhas racionais séries do Ibovespa, com periodicidade anual e trimestral, como *proxy* do preço das ações. Os Gráficos 7 e 8 apresentam a evolução de cada uma das séries.

Gráfico 7: Evolução do IBOV_a.




Fonte: Dados extraídos do site da BM&FBOVESPA deflacionados pelo IPCA. Elaborado pela autora.

Gráfico 8: Evolução do IBOV_t.

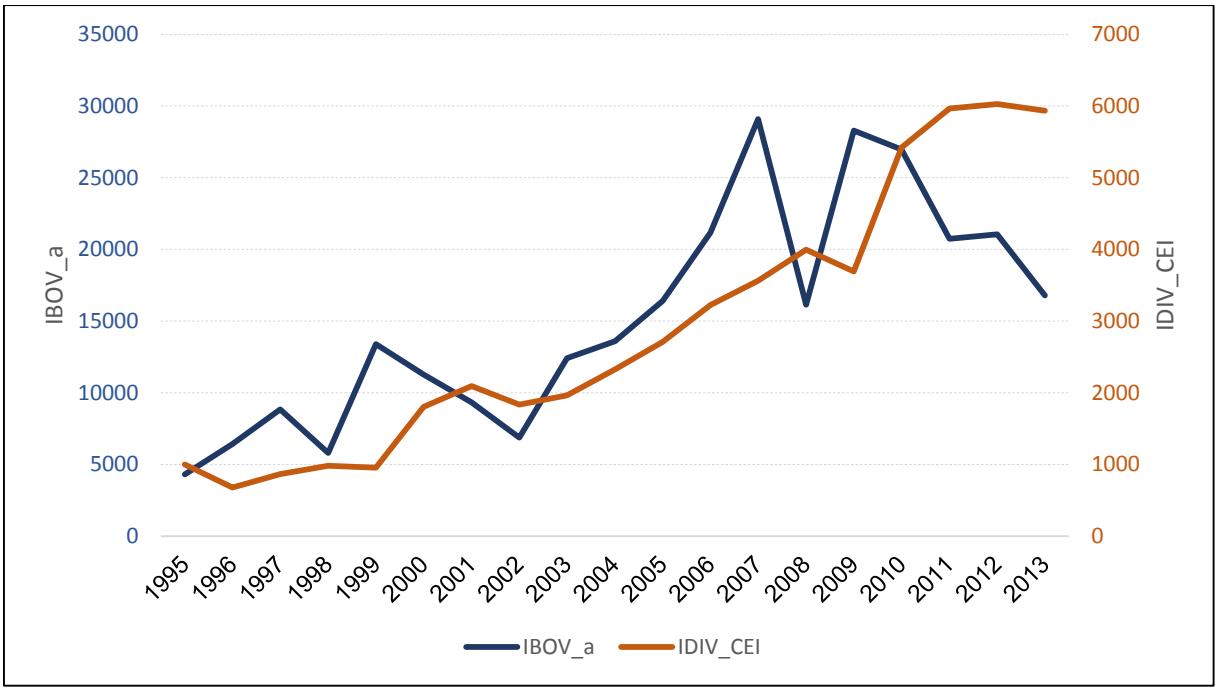



Fonte: Dados extraídos do *site* da BM&FBOVESPA, deflacionados pelo IPCA. Elaborado pela autora.

Por meio da observação dos gráficos, é possível notar que o Ibovespa apresentou um período de elevado crescimento entre 2001 e 2008, ano no qual o índice apresentou uma queda acentuada. O período da queda coincide com a crise financeira internacional. Após essa queda, o índice teve uma alta expressiva e em seguida iniciou-se um período com tendência de queda.

Os Gráficos 9 e 10 permitem a comparação da evolução dos índices IDIV_CEI e IDIV_BCB, *proxy* dos dividendos pagos, e das séries IBOV_a e IBOV_t.

Gráfico 9: Comparação entre o IDIV_CEI e IBOV_a.

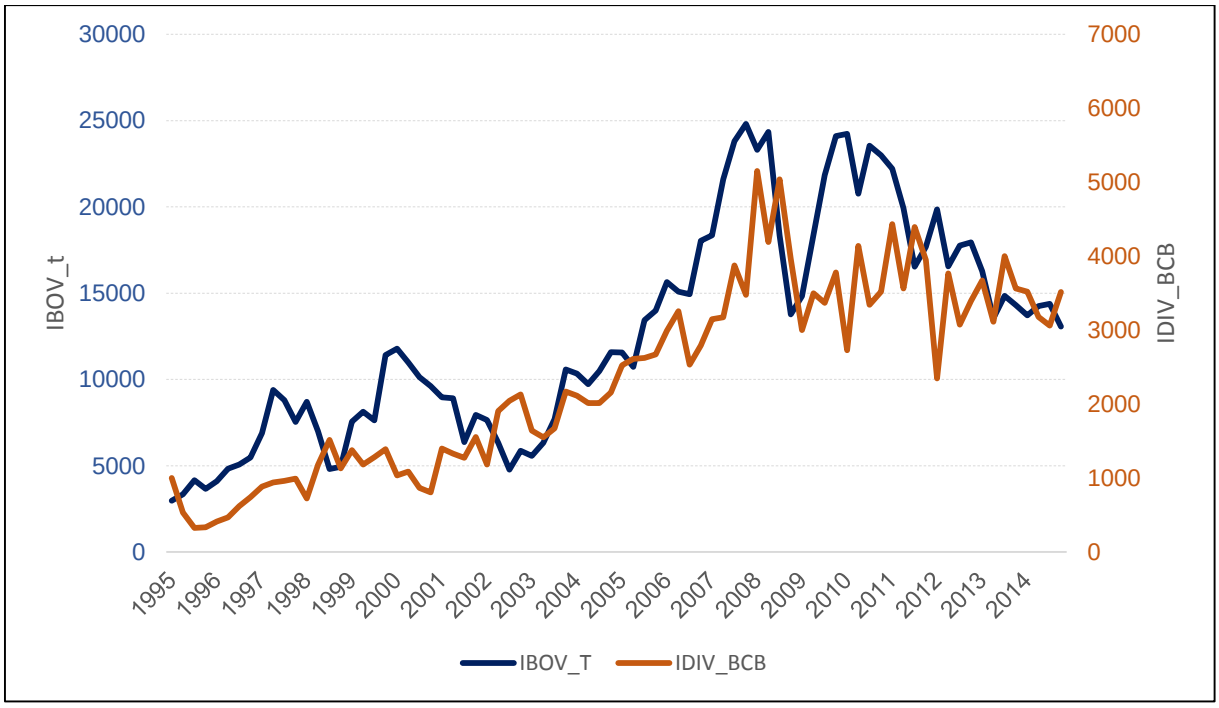



Fonte: dados do Ibovespa extraídos do *site* da BM&FBOVESPA e deflacionados pelo IPCA. Elaborado pela autora.

Observando o Gráfico 9, nota-se que os dois índices apresentam tendência de crescimento até 2008, apesar de ocorrerem quedas no período. Em 2008, porém, o IBOV_a apresenta uma forte queda, seguida de uma rápida elevação no ano seguinte, enquanto que a queda no IDIV_CEI só é observada em 2009, sendo bem menos acentuada. Esse período coincide com a crise financeira internacional. A partir de 2010, o IBOV_a inicia um período com tendência de queda. O IDIV_CEI, por outro lado, continua apresentando crescimento até 2011, ano em que se inicia um período mais estável. Além disso, observa-se que o IBOV_a apresenta, no geral, uma maior volatilidade, com períodos de altas mais acentuadas, seguidas de quedas mais abruptas.

O Gráfico 10 apresenta a evolução do IBOV_t e do IDIV_BCB e permite comparar a evolução das duas séries.

Gráfico 10: Comparação entre o IDIV_BCB e IBOV_t.




Fonte: dados do Ibovespa extraídos do *site* da BM&FBOVESPA e deflacionados pelo IPCA. Elaborado pela autora.

Foram realizados os testes ADF, PP e KPSS para verificar a presença de raiz unitária nas séries em nível e em primeira diferença. As Tabelas 4 a 8 apresentam os resultados dos testes realizados para as séries IBOV_a, IBOV_t e IDIV_BCB. Os resultados dos testes para a série IDIV_CEI já foram apresentados na seção anterior e indicaram que a série é integrada de ordem um.

Tabela 4 - Testes ADF e PP para o IBOV_a.

| **IBOV_a** | **Teste ADF** | | **Teste PP** | | **Valores Críticos (5%)** | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Modelos** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** |
| Constante e tendência | -2,84 | -6,35 | -2,82 | -6,71 | -3,69 | -3,76 |
| Constante | -2,01 | -6,35 | -2,00 | -6,62 | -3,08 | -3,05 |
| Sem constante e sem tendência | 0,13 | -6,38 | -0,14 | -6,49 | -1,98 | -1,96 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Os testes ADF e PP não rejeitaram a presença de raiz unitária para a série em nível e rejeitaram para a série em primeira diferença.

Tabela 5 - Resultado do teste KPSS para o IBOV_a.

| IBOV_a | Teste KPSS | | Valores críticos 5% | |
|---|---|---|---|---|
| **Modelo** | **Nível** | **1ª Diferença** | **Nível** | **1ª Diferença** |
| Constante e tendência | 0,16 | 0,12 | 0,15 | 0,15 |
| Constante | 0,48 | 0,48 | 0,46 | 0,74* |

*Valor crítico 1%.
Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

O teste KPSS rejeitou a hipótese nula de estacionariedade para a série em nível e não rejeitou a hipótese nula para a série em primeira diferença. Portanto, a série IBOV_a possui uma raiz unitária, sendo $I(1)$.

Tabela 6 - Resultado dos testes ADF e PP para o IBOV_t.

| IBOV_t | Teste ADF | | PP | | Valores Críticos 5% |
|---|---|---|---|---|---|
| **Modelo** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | |
| Constante e tendência | -2,07 | -7,54 | -1,64 | -7,46 | -3,47 |
| Constante | -1,94 | -7,50 | -1,86 | -7,45 | -2,89 |
| Sem constante e sem tendência | -0,24 | -7,53 | -0,30 | -7,47 | -1,95 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 7 - Resultado dos testes ADF e PP para o IDIV_BCB.

| IDIV_BCB | Teste ADF | | PP | | Valores Críticos 5% |
|---|---|---|---|---|---|
| **Modelo** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | |
| Constante e tendência | -1,59 | -6,28 | -5,13 | -16,81 | -3,47 |
| Constante | -1,38 | -6,23 | -1,49 | -16,68 | -2,89 |
| Sem constante e sem tendência | 0,69 | -6,00 | 0,04 | -16,30 | -1,95 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 8 - Resultado do teste KPSS para o IBOV_t e IDIV_BCB.

| KPSS | IBOV_t | | IDIV_BCB | | Valores Críticos 5% |
|---|---|---|---|---|---|
| **Modelo** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | |
| Constante e tendência | 0,34 | 0,06 | 0,16 | 0,04 | 0,15 |
| Constante | 0,92 | 0,13 | 1,13 | 0,04 | 0,46 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Os testes indicam que as séries IDIV_BCB e IBOV_t possuem uma raiz unitária, sendo integradas de ordem um.

Portanto, é possível executar os testes de cointegração de Engle-Granger, visto que todas as séries são $I(1)$. Para que as séries sejam consideradas cointegradas, deve existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária, $I(0)$.

Os modelos de longo prazo, conforme equações (37) e (38), foram estimados, usando o método de mínimos quadrados, e foram obtidos os resíduos estimados.

$$IBOV_a_t = c + IDIV_CEI_t + e_t \quad (37)$$

$$IBOV_t_t = c + IDIV_BCB_t + u_t \quad (38)$$

Foram feitos os testes de raiz unitária ADF para os resíduos estimados $\hat{e}_t$ e $\hat{u}_t$ e os resultados são apresentados na Tabela 9. Os valores críticos utilizados nos testes foram obtidos em MacKinnon (2010).

Tabela 9 - Resultado do teste de raiz unitária para $\hat{e}_t$ e $\hat{u}_t$.

| Variável | Estatística t | Valores Críticos 5% |
|---|---|---|
| $\hat{e}_t$ | -3,15 | -3,68 |
| $\hat{u}_t$ | -3,18 | -3,41 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Portanto, considerando os resultados apresentados, conclui-se que a hipótese de presença de raiz unitária nos resíduos não pode ser descartada para nenhum dos modelos, a um nível de significância de 5%. Isso indica que não há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, pois elas não apresentam cointegração. A ausência de cointegração não permite que a presença de bolhas explosivas seja descartada.

Além do teste de cointegração de Engle-Granger, foi realizado o teste de cointegração de Johansen usando o modelo com tendência linear. Os resultados dos testes são reportados nas Tabelas 10 e 11.

Tabela 10 - Teste de cointegração de Johansen: IBOV_a e IDIV_CEI.

| Nº de vetores cointegrantes | $\lambda$ traço | Valores Críticos a 5% | $\lambda$ max | Valores Críticos a 5% |
|---|---|---|---|---|
| Zero | 5,10 | 15,49 | 4,11 | 14,26 |
| No máximo 1 | 0,99 | 3,84 | 0,99 | 3,84 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 11 - Teste de cointegração de Johansen: séries IBOV_t e IDIV_BCB.

| Nº de vetores cointegrantes | $\lambda$ traço | Valores Críticos a 5% | $\lambda$ max | Valores Críticos a 5% |
|---|---|---|---|---|
| Zero | 11,39 | 15,49 | 9,16 | 14,26 |
| No máximo 1 | 2,23 | 3,84 | 2,23 | 3,84 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

A hipótese nula de ausência de cointegração não é rejeitada em nenhum dos testes. Portanto, não existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries. Nesse cenário, não é possível descartar a presença de bolhas no mercado de ações.

Com base nos resultados dos testes de cointegração, não é possível afirmar que exista uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços das ações e os dividendos. Portanto, a presença de bolhas explosivas no mercado brasileiro, nos períodos analisados, não pode ser descartada. Porém, Diba e Grossman (1988) declaram que não é possível afirmar que, de fato, as bolhas estejam presentes, pois tais resultados podem ser provocados por outros fatores.

A segunda classe de bolhas analisada foi a das bolhas que estouram periodicamente, segundo modelo proposto por Evans (1991).

Foram utilizados os modelos TAR, MTAR, TARC e MTARC para buscar indícios da presença dessa classe de bolhas no mercado acionário brasileiro.

Os valores críticos utilizados nos testes foram tabulados por Ender e Siklos (2001). Os modelos TARC e MTARC utilizaram limiares obtidos pelo método de Chan (1993).

Primeiramente, os testes foram realizados para as séries IBOV_a e IDIV_CEI. Os quatro modelos não rejeitaram a hipótese nula de ausência de cointegração, a um nível de significância de 5%, ($H_0: \rho_0 = \rho_1 = 0$). Além disso, nenhum modelo rejeitou a hipótese de ajustamento simétrico ($H_0: \rho_0 = \rho_1$). Portanto, não foram detectados indícios de bolhas que estouram periodicamente pelos testes realizados com dados anuais. Nas Tabelas 12 a 14 são apresentados os resultados dos testes.

Tabela 12 - Coeficientes estimados, estatística $t$ e limiar: séries IBOV_a e IDIV_CEI.

| | **TAR** | **MTAR** | **TARC** | **MTARC** |
|---|---|---|---|---|
| $\rho_1$ | -0,80 | -0,56 | -0,87 | -0,44 |
| $t_1$ | -2,69 | -1,15 | -3,18 | -0,98 |
| $\rho_2$ | -0,72 | -0,86 | -0,34 | -0,92 |
| $t_2$ | -1,46 | -2,91 | -0,60 | -3,10 |
| Limiar | 0 | 0 | -3554 | -3430 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 13 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: ausência de cointegração. Séries anuais.

| | **TAR** | **MTAR** | **TARC** | **MTARC** |
|---|---|---|---|---|
| $\varphi$ | 4,69 | 4,90 | 5,23 | 5,28 |
| $\varphi$crit (5%) | 6,20 | 6,73 | 7,24 | 7,12 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 14 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: simetria. Séries anuais.

| | TAR | MTAR | TARC | MTARC |
|---|---|---|---|---|
| $\varphi$simetria | 0,02 | 0,28 | 0,70 | 0,77 |
| $\varphi$crit (simetria) | 4,60 | 4,70 | 4,60 | 4,70 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Em seguida, foram realizados testes semelhantes para as séries IBOV_t e IDIV_BCB. Os quatro modelos rejeitaram a hipótese nula de ausência de cointegração, a um nível de significância de 5% ($H_0: \rho_0 = \rho_1 = 0$). Os modelos MTAR e MTARC rejeitaram a hipótese de ajustamento simétrico ($H_0: \rho_0 = \rho_1$). A análise dos coeficientes mostrou que $\rho_1$ é estatisticamente significante e que $\rho_2$ não é significante. Dessa forma, segundo Bohl (2003), há indícios da presença de bolhas que estouram periodicamente. Os resultados obtidos são reportados nas Tabelas 15 a 17.

Tabela 15 - Coeficientes estimados, estatística $t$ e limiar. IBOV_t e IDIV_BCB.

| | TAR | MTAR | TARC | MTARC |
|---|---|---|---|---|
| $\rho_1$ | -0,55 | -0,59 | -0,56 | -0,69 |
| $t_1$ | -4,41 | -4,77 | -4,47 | -5,55 |
| $\rho_2$ | -0,35 | -0,27 | -0,34 | -0,17 |
| $t_2$ | -2,32 | -1,74 | -2,27 | -1,22 |
| Limiar | 0,00 | 0,00 | 938 | 663 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 16 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: ausência de cointegração.

| | TAR | MTAR | TARC | MTARC |
|---|---|---|---|---|
| $\varphi$ | 12,42 | 12,87 | 12,55 | 16,16 |
| $\varphi$crit (5%) | 5,98 | 6,51 | 6,95 | 6,78 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 17 - Estatística $\varphi$ e valores críticos. Hipótese nula: simetria.

| | TAR | MTAR | TARC | MTARC |
|---|---|---|---|---|
| $\varphi$simetria | 1,05 | 5,04 | 1,26 | 7,54 |
| $\varphi$crit (simetria) | 4,0 | 4,0 | 4,0 | 4,0 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

A diferença entre os resultados dos testes obtidos usando o IDIV_BCB, que detectaram a presença de bolhas que estouram periodicamente, e o IDIV_CEI, que não detectou, pode ser explicada pelo número reduzido de observações apresentado pelo segundo índice.

Por fim, analisou-se a presença de bolhas intrínsecas no mercado acionário brasileiro. Foram realizados os testes ADF, PP e KPSS para verificar a presença de raiz unitária nas séries IDIV_CEI e IDIV_BCB em logaritmo natural e os resultados mostraram que as séries possuem raiz unitária em nível, mas são estacionárias em primeira diferença. Os resultados são apresentados nas Tabelas 18 e 19.

Tabela 18 - Resultado do teste ADF e PP para o ln(IDIV_CEI) e ln(IDIV_BCB).

| | **Teste ADF** | | **PP** | | **Valores Críticos 5%** |
|---|---|---|---|---|---|
| | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | |
| Ln(IDIV_CEI) | -0,98 | -4,03 | -0,02 | -9,67 | -3,04 |
| Ln(IDIV_BCB) | -2,78 | -6,54 | -1,38 | -12,49 | -2,90 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Tabela 19 - Resultado do teste KPSS para ln(IDIV_CEI) e ln(IDIV_BCB).

| | **LN(IDIV_CEI)** | | **LN(IDIV_BCB)** | | **Valores críticos 5%** |
|---|---|---|---|---|---|
| **KPSS** | **Nível** | **1ª Dif.** | **Nível** | **1ª Dif.** | |
| Constante | 0,57 | 0,36 | 1,11 | 0,05 | 0,46 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Comparando as estatísticas $t$ obtidas nos testes ADF e PP com os valores críticos, conclui-se que a hipótese de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada para as séries em nível. Contudo, a hipótese de raiz unitária para as séries em primeira diferença é rejeitada. O teste KPSS indica que a hipótese de estacionariedade é rejeitada para as séries em nível e não é rejeitada para as séries em primeira diferença.

Estimou-se, então, o parâmetro $\mu$ da equação (23) pelo método dos mínimos quadrados e, por meio dos resíduos estimados, obteve-se $\sigma^2$. Além dos valores encontrados, foi utilizado o retorno médio do Ibovespa no período analisado para calibrar os parâmetros $\lambda$ e $k$ do modelo de bolha intrínseca. Os parâmetros obtidos são apresentados na Tabela 20.

Tabela 20 - Parâmetros do modelo de bolha intrínseca.

| | $\boldsymbol{\mu}$ | $\boldsymbol{\sigma^2}$ | $\lambda$**_positivo** | $\boldsymbol{k}$ |
|---|---|---|---|---|
| IDIV_CEI | 0,01 | 0,05 | 2,54 | 7,31 |
| IDIV_BCB | 0,00 | 0,05 | 2,31 | 8,10 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Eviews*.

Foram realizadas as estimações dos modelos restritos para determinar o valor da constante $c$ utilizando os parâmetros $\sigma^2$, $\lambda$ e $k$ obtidos, conforme equações abaixo.

$$\frac{P_t}{D_t} = 7{,}31 + cD_t^{1{,}54} + \eta_t \tag{39}$$

$$\frac{P_t}{D_t} = 8{,}10 + cD_t^{1{,}31} + \eta_t \tag{40}$$

Para os dois índices de dividendos, foram encontrados valores iguais a zero para a constante $c$, indicando a ausência de bolhas intrínsecas.

Em seguida, foram feitas as estimações do modelo irrestrito, nas quais todos os parâmetros do modelo de bolha intrínseca, de acordo com a equação (31), foram estimados. Os valores encontrados são reportados na Tabela 21.

Tabela 21 - Estimação de todos os parâmetros.

| | **IDIV_CEI** | | **IDIV_BCB** | |
|---|---|---|---|---|
| | **Parâmetro** | **Desvio Padrão** | **Parâmetro** | **Desvio Padrão** |
| $\hat{k}$ | 5,78 | 2,19 | 5,80 | 2,50 |
| $\hat{c}$ | 0,32 | 0,55 | 0,16 | 0,21 |
| $\hat{\lambda} - 1$ | 0,02 | 0,31 | 0,001 | 0,01 |

Fonte: Elaborado pela autora. *Software* utilizado: *Matlab.*

Ao estimar os modelos irrestritos foram encontrados valores positivos para $\hat{c}$ e $\hat{\lambda} - 1$, porém não significativos. Portanto, considerando os resultados obtidos, rejeita-se a hipótese da presença de bolhas intrínsecas no mercado acionário brasileiro, nos períodos analisados.

Dessa forma, considerando todos os resultados apresentados, conclui-se que foram encontrados indícios da presença de bolhas que estouram periodicamente no mercado acionário brasileiro no período analisado. Também não é possível descartar a presença de bolhas explosivas nos preços dos ativos, visto que não foram identificadas relações de equilíbrio de longo prazo entre o Ibovespa e os índices construídos através dos testes de cointegração de Johansen e de Engle-Granger. Descarta-se, contudo, a presença de bolhas intrínsecas.

Os índices de dividendos construídos, IDIV_CEI e IDIV_BCB, apresentaram comportamentos mais suaves quando comparados com os índices calculados a partir da carteira teórica e da metodologia do Ibovespa. A comparação da evolução dos índices e do Ibovespa mostraram semelhanças.

O Quadro 1 apresenta um resumo dos resultados obtidos no presente trabalho, assim como os resultados encontrados por trabalhos já mencionados na seção 2.

Quadro 1 - Resumo dos estudos de bolhas racionais para o mercado de ações brasileiro.

| Autor | Tipo de bolha | Período | Série de dividendos | Presença de bolha |
|---|---|---|---|---|
| Fernandes e Medeiros (2009) | Bolhas explosivas | 1994-1999 | **Metodologia Ibovespa (mensal)** | Sim |
| | | 2000-2007 | | Sim |
| | | 1994-2007 | | Sim |
| Nunes e Silva (2009) | Bolhas explosivas | 1994-2006 | **S&P (mensal)** | Sim |
| | Bolhas intrínsecas | | | Não |
| | Bolhas que estouram periodicamente | | | Sim |
| Queiroz, Medeiros e Oliveira Neto (2011) | Bolhas intrínsecas Filtro de Kalman | 2000-2009 | **Metodologia Ibovespa (mensal)** | Sim |
| Scolari (2011) | Bolhas que estouram periodicamente | 1994-2009 | **Metodologia Ibovespa (mensal)** | Sim |
| | | 1999-2008 | | Não |
| Presente trabalho | Bolhas explosivas | 1995-2013 | **IDIV_CEI (anual)** | Sim |
| | Bolhas intrínsecas | | | Não |
| | Bolhas que estouram periodicamente | | | Não |
| Presente trabalho | Bolhas explosivas | 1995-2014 | **IDIV_BCB (trimestral)** | Sim |
| | Bolhas intrínsecas | | | Não |
| | Bolhas que estouram periodicamente | | | Sim |

Elaborado pela autora.

# 6. CONCLUSÃO

Convencionalmente, as bolhas econômicas são associadas a um forte aumento de preços seguido por uma queda abrupta. Elas ocorrem quando os preços dos ativos apresentam desvios persistentes de seus fundamentos. Os impactos causados na economia pelo colapso de uma bolha e a sua recorrência ao longo da história demonstram a relevância do tema. A existência de bolhas nos preços dos ativos é abordada tanto pela teoria econômica clássica quanto pelas teorias pós-keynesiana e comportamental.

Diversos trabalhos dedicam-se a estudar a presença de bolhas em diferentes mercados, como o mercado imobiliário, de ações e de câmbio. A presença de bolhas no mercado de ações, por exemplo, pode ser detectada através da análise da relação existente entre os preços das ações e os dividendos.

Na literatura brasileira, vários trabalhos utilizam o Ibovespa como *proxy* dos preços, mas diferem quanto ao índice usado como *proxy* dos dividendos distribuídos no Brasil. Há trabalhos que constroem um índice de dividendos mensal baseado nas carteiras teóricas e na metodologia do Ibovespa. Contudo, tal índice apresenta períodos de grande instabilidade decorrentes da concentração na participação de determinadas ações no índice. Outros estudos, por sua vez, utilizam a série de dividendos fornecida pela *Standard & Poor's.*

Dessa forma, o objetivo do presente trabalho foi construir um índice que pudesse ser utilizado como *proxy* da distribuição de dividendos no mercado acionário brasileiro que apresentasse um comportamento mais suave e utilizá-lo para verificar a presença de bolhas racionais nesse mercado.

Dois índices de dividendos foram elaborados a partir de dados fornecidos pelo IBGE e pelo Banco Central, tendo como referência a Lei das Sociedades por Ações.

O índice IDIV_CEI foi construído utilizando dados de "dividendos e retiradas" extraídos das Contas Econômicas Integradas, que são disponibilizadas pelo IBGE. A frequência do índice é anual e o período analisado foi de 1995 até 2013. Apesar de ser uma *proxy* dos dividendos distribuídos no país, a quantidade reduzida de observações foi uma limitação encontrada para utilização desse índice em testes para detecção de bolhas racionais.

Diante disso, construiu-se um segundo índice, denominado IDIV_BCB, a partir da série de "lucros e dividendos (despesas)", fornecida pelo Banco Central. O índice

gerado possui periodicidade trimestral e abrange o período compreendido entre o 1º trimestre de 1995 e o 4º trimestre de 2014. Portanto, a limitação encontrada para o IDIV_CEI, é mitigada no IDIV_BCB.

Como a série utilizada na construção do índice representa as rendas enviadas para os investidores estrangeiros decorrentes de investimentos no Brasil, foi necessário verificar se o IDIV_BCB poderia ser, de fato, utilizado como *proxy* da distribuição total de dividendos no país.

Foram analisados os comportamentos das séries IDIV_CEI, *proxy* da distribuição dos dividendos no país, e do IDIV_BCB, ambos os índices com frequência anual. Apesar da quantidade reduzida de observações, as séries abrangem um período de quase duas décadas, e, portanto, foi realizado o teste de cointegração para analisar a relação de longo prazo entre elas. O resultado apontou que as duas séries apresentam cointegração, ou seja, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, e, assim, o uso do IDIV_BCB como *proxy* da distribuição de dividendos no Brasil mostrou-se adequado.

Portanto, foram construídos dois novos índices, a partir de dados disponibilizados pelo IBGE e pelo Banco Central, que apresentam um comportamento mais suave, sem períodos de grande instabilidade ou quebras e que podem ser utilizados como *proxy* dos dividendos em testes para detecção de bolhas no mercado acionário brasileiro.

Assim, os índices construídos, juntamente com o Ibovespa, foram usados em testes para buscar indícios da presença dos seguintes tipos de bolhas racionais: bolhas explosivas, bolhas que estouram periodicamente e bolhas intrínsecas.

Os testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen foram usados para verificar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços das ações e os dividendos. A ausência desse equilíbrio não permite que a presença de bolhas explosivas seja descartada.

A análise da presença de bolhas que estouram periodicamente foi feita por meio dos modelos autorregressivos com limiar TAR e MTAR. Foram utilizados valores de limiar iguais a zero e valores obtidos por meio do método de Chan (1993).

Também analisou-se a presença de bolhas intrínsecas no mercado brasileiro. Foram feitas estimações de modelos restritos e de modelos irrestritos, segundo equações apresentadas por Froot e Obstfeld (1991).

Os resultados obtidos permitem concluir que há indícios da presença de bolhas que estouram periodicamente no mercado acionário brasileiro no período analisado. Também não é possível descartar a presença de bolhas explosivas nos preços dos ativos. Descarta-se, contudo, a presença de bolhas intrínsecas.

# REFERÊNCIAS


AMBROZINI, Marcelo Augusto. **Políticas de dividendos no Brasil: um modelo de apoio à decisão.** 2011. 236 f. Tese (Doutorado em Administração de Organizações) – Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Séries Temporais – Metadados.** Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=preparar TelaLocalizarSeries>. Acesso em: 12 de novembro de 2015.

BLANCHARD, Olivier J. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economic Letters**, n. 3, p. 387-389, 1979.

BLANCHARD, Olivier J.; WATSON, Mark W. Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets. ***NBER Working Paper Series***, n. 945, p.1- 30, 1982.

BM&FBOVESPA. METODOLOGIA DO ÍNDICE BM&FBOVESPA DIVIDENDOS (IDIV). 2014. Disponível em: <http://www.bmfbovespa.com.br/Indices/download/IDIV-Metodologia-pt-br.pdf>. Acesso em: 19 de novembro 2015.

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

BRASIL. **Exposição de Motivos nº 196**, de 24 de junho de 1976, do Ministério da Fazenda. Disponível em: <http://www.cvm.gov.br/export/sites/cvm/legislacao/leis/anexos/EM196-Lei6404.pdf> Acesso em: 09 de novembro de 2015.

BRASIL. **Lei nº 6.404**, de 15 de dezembro de 1976. Dispõe sobre as Sociedades por Ações. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l6404compilada.htm. Acesso em: 09 de novembro de 2015.

BRASIL. **Lei nº 10.303**, de 31 de outubro de 2001. Altera e acrescenta dispositivos na Lei no 6.404, de 15 de dezembro de 1976, que dispõe sobre as Sociedades por Ações, e na Lei no 6.385, de 7 de dezembro de 1976, que dispõe sobre o mercado de valores mobiliários e cria a Comissão de Valores Mobiliários. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LEIS_2001/L10303.htm#art2>. Acesso em: 09 de novembro de 2015.

BRUNNERMEIER, Marcus K. Bubbles. In **The New Palgrave Dictionary of Economics.** DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. (Eds). Palgrave Macmillan, Second Edition, 2008.

BRUNNERMEIER, Marcus K.; OEHMKE, Martin. Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk. In: CONSTANTINIDES, G.M.; HARRIS,M.; STULZ, R. M. (Eds). **Handbook of the Economics of Finance.** Elsevier, vol. 2, part B, p. 1221-1288, 2013.

CHAN, K. S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. In **Annals of Statistics**, v. 21, n. 1, p. 520 - 533, 1993.

DAVIDSON, Russell; MACKINNON, James G. **Econometric Theory and Methods.** New York: Oxford University Press**,** 2003. 768 p.

DIBA, Behzad T.; GROSSMAN, Herschel I. Explosive Rational Bubbles in Stock Prices? **The American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 520-530, 1988.

ENDERS, Walter; GRANGER, C. W. J. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 16, p. 304 - 311,1998.

ENDERS, Walter; SIKLOS, Pierre L. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 19, p. 166 - 176,2001.

ENGLE, Robert F., & GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251 - 276, 1987.

EVANS, George W. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. **American Economic Review**, v. 81, p. 922 - 930, 1991.

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383 - 417,1970.

FERNANDES, Bruno V.R.; MEDEIROS, Otávio R. Evidências de Bolhas de Preços no Mercado Acionário Brasileiro. In: **Anais do 9º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, 2009.

FLOOD, Robert P.; GARBER, Peter M. Market fundamentals versus price-level bubbles: the first tests. **Journal of Political Economy**, v. 88, n.4, p. 745 - 770, 1980.

FROOT, Kenneth A.; OBSTFELD, Maurice. Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices. **The American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1189 - 1214, 1991.

GARBER, Peter M. **Famous First Bubbles:** The Fundamentals of Early Manias. Cambridge: The MIT Press, 2000. 176 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais do IBGE**. Rio de Janeiro, vol. 24, 2004

JOHASEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control** 12, p. 231 - 254, 1988.

KINDLEBERGER, Charles. P.; ALIBER, Robert Z. **Manias, pânicos e crises:** Uma história das crises financeiras. Tradução de Kraszczuk, E. Sexta Edição. Editora Saraiva, 2013.

KWIATKOWSKI, D; PHILLIPS, P.C.B; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics,** 54, p. 159 - 178, 1992.

LO, A. W. Efficient markets hypothesis. In: **The New Palgrave Dictionary of Economics.** DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. (Eds). Palgrave Macmillan, Second Edition, 2008.

MACKINNON, James G. Critical Values for Cointegration Tests. **Queen's Economics Department Working Paper**, n. 1227, 2010.

MARTINS, Theo C. **Leis de dividendo mínimo obrigatório protegem acionistas minoritários?** 2010. 51 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

NUNES, Mauricio; SILVA, Sergio. Rational bubbles in emerging stockmarkets. **MPRA Paper**, n. 4641, 2007.

NUNES, Mauricio; SILVA, Sergio. Bolhas Racionais no Índice Bovespa. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p. 119 - 134, 2009.

PETRUCCELLI, Joseph D.; WOOLFORD, Samuel W. A threshold AR(1) model. **Journal of Applied Probability**, v. 21, p. 270 - 286, 1984.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biométrika**, 75, p. 335 - 346, 1988.

QUEIROZ, Thiago B.; MEDEIROS, Otávio R.; OLIVEIRA NETO, José C.C. Evidências de Bolhas Especulativas na BOVESPA: Uma Aplicação do Filtro de Kalman. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 9, n. 2, 2011.

RICHARDS, A. Asset prices and monetary policy. In **Conference Held at the H.C Coombs Center for Financial Studies**, Kirribilli, 2003.

SCOLARI, Bruno Decimo. **Detecção de bolhas que estouram periodicamente no Brasil usando modelos auto-regressivos com limiar**. 2011. 76 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade de Brasília, Brasília, 2011.

SELODY, J.; WILKINS,C. Asset prices and monetary policy: a Canadian perspective on the issues. **Bank of Canada Review**, 2004.

SHILLER, Robert J. **Irrational exuberance.** Princeton: Princeton University Press, 2000. 296 p.

SORNETTE, Didier. **Why stock markets crash:** critical events in complex financial systems. Princeton: Princeton University Press, 2004. 448 p.

TIROLE, Jean. On the possibility of speculation under rational expectations. **Econometrica**, v. 50, n. 5, p. 1163 -1182, 1982.

# APÊNDICE A

Distribuição dos pagamentos de lucros e dividendos a cada ano.

Observando a tabela é possível perceber que há uma concentração de pagamentos no segundo e quarto trimestres.

| Ano | Trimestre | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 1º | 2º | 3º | 4º |
| **1995** | 46% | 23% | 16% | 16% |
| **1996** | 18% | 20% | 29% | 33% |
| **1997** | 22% | 24% | 27% | 27% |
| **1998** | 15% | 27% | 33% | 26% |
| **1999** | 23% | 25% | 23% | 29% |
| **2000** | 24% | 32% | 20% | 24% |
| **2001** | 21% | 28% | 18% | 33% |
| **2002** | 14% | 31% | 21% | 35% |
| **2003** | 20% | 26% | 17% | 37% |
| **2004** | 22% | 29% | 17% | 31% |
| **2005** | 22% | 30% | 18% | 30% |
| **2006** | 23% | 33% | 16% | 27% |
| **2007** | 20% | 28% | 22% | 29% |
| **2008** | 24% | 28% | 22% | 25% |
| **2009** | 18% | 30% | 20% | 32% |
| **2010** | 16% | 35% | 20% | 30% |
| **2011** | 22% | 26% | 23% | 30% |
| **2012** | 15% | 33% | 20% | 32% |
| **2013** | 22% | 24% | 24% | 31% |
| **2014** | 22% | 25% | 19% | 33% |
| **Média** | **21%** | **28%** | **21%** | **30%** |

Universidade
Católica de Brasília

Campus I - QS 07 – Lote 01 – EPCT – Águas Claras – Brasília – DF CEP: 71966-700 - (61) 3356-9000
Campus Avançado Asa Norte - SGAN 916 Módulo B Avenida W5 - CEP: 70790-160 - Brasília/DF - Telefone: (61) 3448-7134
Campus Avançado Asa Sul - SHIGS 702 Conjunto 2 Bloco A - CEP: 70330-710 - Brasília/DF - Telefone: (61) 3226-8210