

Verificação da ocorrência do efeito índice no Ibovespa – 2004-2013

André Nardy

SaintPaul Escola de Negócios – São Paulo/SP, Brasil

Rubens Famá

Universidade de São Paulo – São Paulo/SP, Brasil

José Arnoldo de Hoyos Guevara

Pontifícia Universidade Católica de São Paulo – São Paulo/SP, Brasil

Adriano Mussa

SaintPaul Escola de Negócios – São Paulo/SP, Brasil

Recebido em 05/setembro/2014

Aprovado em 14/janeiro/2015

Sistema de Avaliação: *Double Blind Review*

Editor Científico: Nicolau Reinhard

DOI: 10.5700/rausp1191

RESUMO

No artigo, analisa-se a ocorrência de retornos e volumes anormais para as ações adicionadas ao Ibovespa entre 2004 e 2013, no contexto do efeito índice, uma das anomalias de mercado mais antigas relatadas em finanças, empregando-se a metodologia de estudo de evento. Diferentemente de outros estudos, encontram-se retornos anormais positivos próximos aos dias que antecedem a data de efetivação do índice à nova carteira. Os resultados são invertidos para períodos de estimação superiores àquele de apuração do índice. Os volumes são anormalmente altos. A não persistência dos retornos anormais ao longo da janela de entrada é coerente com a hipótese de pressão de preços e pode ser considerada coerente com a forma de eficiência semiforte de mercado.

Palavras-chave: efeito índice, Ibovespa, anomalias, finanças comportamentais.

1. INTRODUÇÃO

O desafio neste trabalho é avaliar, sob o ponto de vista de finanças, o comportamento de retorno e volume das ações ingressantes na carteira teórica do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), entre 2004 e 2013. Estudos sobre períodos anteriores ou sobre partes desse período demonstram a relevância de entender as datas prévias de anúncio e a data de efetiva entrada dessas ações, sendo relatados retornos negativos em datas de anúncio prévio e retornos anormais positivos em torno da data de efetivação. Estudos divergem quanto à permanência dos retornos anormais após o efetivo ingresso do ativo na carteira teórica do Ibovespa. Cabe propor e atualizar essas questões para o período estudado, carregado de novas situações e algumas antigas inquietações. This is an Open Access article under the [CC BY](#) license.

André Nardy, Doutorando em Administração (Finanças) na Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, é Professor da SaintPaul Escola de Negócios (CEP 01405-002 – São Paulo/SP, Brasil).
E-mail: andre.nardy@saintpaul.com.br

Endereço:

SaintPaul Escola de Negócios
Rua Pamplona, 1616, Portão 3
01405-002 – São Paulo – SP

Rubens Famá, Doutor em Administração (Finanças) pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (CEP 05508-010 – São Paulo/SP, Brasil).
E-mail: rfama@usp.br

Arnoldo Jose de Hoyos Guevara, PhD pela University California, Berkeley, Pós-Doutor pela University Oxford, Reino Unido, é Responsável pelo Núcleo de Estudos do Futuro da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (CEP 05015-901 – São Paulo/SP, Brasil), Representante do Projeto Millennium e do ICIM no Brasil.
E-mail: dehoyos@pucsp.br

Adriano Mussa, Doutor em Administração (Finanças) pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, é Professor e Diretor Acadêmico da SaintPaul Escola de Negócios (CEP 01405-002 – São Paulo/SP, Brasil).
E-mail: adriano@saintpaul.com.br

Os fenômenos relacionados aos ativos que compõem os índices das bolsas de valores têm sido pesquisados desde os anos 1980. Remontam a 1986 (Harris & Gurel, 1986; Shleifer, 1986) trabalhos que relatam o aumento de preços e volume de negócios das ações incluídas no *Standard and Poors Composite Index*, um dos principais *proxies* de desempenho do mercado acionário norte-americano, conhecido pelo acrônimo de S&P 500. Desde então, vêm gerando controvérsias no meio acadêmico e em outros círculos. Como o fato de uma ação ser adicionada ou retirada da carteira de um índice não carrega intrinsecamente conteúdo informacional sobre alterações em seus fundamentos, esses eventos são utilizados para estudar o comportamento de seus preços, retornos, volumes de negócio e correlações com outros ativos e mesmo com o próprio índice, como um evento de conteúdo informacional teoricamente neutro.

Diferentemente do S&P 500, o Ibovespa não busca ser uma representação ou *proxy* do mercado nacional em termos de significância de valor de mercado de sua carteira teórica. Seu conceito de representatividade baseia-se na liquidez dos ativos, a partir de indicadores de volume e negociabilidade. Também diferentemente do índice norte-americano, a metodologia de cálculo e as datas de alteração são conhecidas antecipadamente pelos agentes econômicos. Dessa forma seria possível considerar a capacidade do mercado em prever a recomposição do índice e incorporar (retirar) esse dado no preço do ativo adicionado (ou excluído) no índice Ibovespa. Ressalta-se a importância de estudar o mercado acionário local, por sua especificidade: composição do índice por negociabilidade e liquidez, não por valor de ativos; método de cálculo e divulgação conhecidos de antemão e não alterados desde sua fundação, sendo a primeira carteira com metodologia alterada efetivada em janeiro de 2014, fora do período estudado. Em função dessas características, levanta-se como questão problema a ocorrência do efeito índice para retorno e volume das ações ingressantes na carteira do Ibovespa no período estudado. Caso afirmativo, seria possível encontrar indícios de fatores explicativos para sua ocorrência? Como objetivo do presente trabalho, busca-se testar a ocorrência do efeito índice no Ibovespa entre 2004 e 2013, quanto a retornos e volumes e como este se daria.

No texto, apresentam-se os argumentos iniciais na presente introdução; discutem-se trabalhos anteriores e a base teórica no referencial teórico, apresentando a definição do efeito índice na literatura de finanças e seu estudo para o Ibovespa; em seguida à metodologia, apresentam-se os resultados do estudo empírico; e, na conclusão, resumem-se as contribuições e indicações para futuras pesquisas.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Barberis e Thaler (2003) incluem o efeito índice como uma das anomalias de mercado mais estudadas, discutindo o tema a partir de uma perspectiva de finanças comportamentais e descrevendo-o como retorno anormalmente alto dos preços

dos ativos recentemente adicionados a um índice de mercado. Adições ao índice S&P 500 seriam exemplos de violação da eficiência de mercado. O efeito **manada** e a categorização dos ativos em grupos perceptuais pelos investidores seriam possíveis explicações para esse movimento. A inclusão de uma ação no índice não seria um evento de conteúdo informacional neutro, seja pela sinalização de que a empresa e o setor que ela representa no índice passam a ter mais destaque na economia (no caso da lógica de construção do S&P 500), seja pelo fato de que empresas que compõem índices de mercado têm maior visibilidade para analistas de mercado e para investidores, facilitando suas possibilidades de negociação e liquidez.

Harris e Gurel (1986) propõem que o fato de uma ação ser incluída ou excluída do índice deveria ter conteúdo informacional neutro, porquanto não afeta nenhuma variável fundamental do valor de tal ativo, referindo-se aos movimentos do S&P 500, o que tornaria esses eventos situação privilegiada para testar as hipóteses de relação entre demanda de curto prazo e preço dos ativos. Tais alterações não dependeriam de “projeções de retorno futuro da ação” (Harris & Gurel, 1986, p. 817), mas de considerações quanto à representatividade da empresa e de seu setor na economia norte-americana, ou de falências, incorporações ou cisões. Mesmo que contivesse em si algum valor intrínseco, essas movimentações não deveriam permitir ganhos anormais em uma condição de eficiência informacional, consistente com a hipótese da eficiência de mercado (Fama, 1970). No entanto, dado o desequilíbrio entre demanda e oferta, quando se transacionam grandes volumes de determinado ativo, esta sofre uma situação de desequilíbrio momentâneo, pressionando o preço do mesmo ativo em uma janela de tempo determinada. Isso ocorreria em função da demanda dos fundos de índice e de outros agentes que buscam reproduzir em seus ativos a carteira do índice. Ao final do período de alta de demanda, em que os agentes já transacionaram e cobraram seu prêmio para conferir liquidez ao ativo, o preço retornaria ao equilíbrio, incorporando as novas informações em seu valor real. Harris e Gurel (1986), ao avaliarem o efeito índice no S&P500, o fazem em período de aumento de liquidez dos mercados, e com crescente relevância para o papel dos fundos de índice no mercado norte-americano. O rebalanceamento das carteiras dos fundos nas datas próximas à entrada de novo(s) ativo(s) geraria pressão de demanda e aumento temporário nos preços dos ativos incluídos. Tal inclusão seria um evento livre de informação. Vale lembrar que no período estudado não havia anúncio prévio nas alterações, somente estabelecido em outubro de 1989. A hipótese de pressão de preços (HPP) foi considerada por Harris e Gurel (1986) para explicar esse aumento acelerado e de curto prazo logo após a inclusão das ações no índice, originado por uma limitação de liquidez e revertido quando a demanda adicional não mais existe e o prêmio pago por ela (e consequente falta de liquidez disponível) deixa de ocorrer, refletindo os achados iniciais. Diferentemente, Shleifer (1986) demonstra que a alteração no preço perma-

neceria no longo prazo, encontrando preços anormalmente altos (3,6%) e significativos após 30 dias do ingresso. O autor testa a neutralidade informacional das inclusões e exclusões do S&P 500, comparando as variações nos *ratings* da S&P de títulos privados emitidos por essas companhias, e não encontra variações positivas significativas que sustentassem a ideia de que a inclusão seria uma forma de avaliação positiva do ativo. Shleifer (1986), coerente com os resultados de seu trabalho, não corroborativo ao de Harris e Gurel (1986), propõe aplicar a hipótese de curva de demanda agregada decrescente para o ativo (no original, *downward sloping demand curve*), em que – dado não haver um ativo substituto perfeito (ou hipótese da substituição perfeita – HSP) para o ativo que se busca, caso para o qual a curva de demanda seria perfeitamente horizontal e o preço inelástico dada a demanda crescente – o mercado estabelece novo ponto de equilíbrio de preço para o ativo para refletir essa nova demanda, tornando o efeito de aumento de preços uma situação que tenderia a permanecer no longo prazo.

Lynch e Mendenhall (1997) estudam as variações de preço para listagem e retirada de ações do S&P 500 entre 2000 e 2005 e identificam aumentos (reduções) de preços após a inclusão (exclusão) da ação na carteira do índice acima do normal, o qual era apenas parcialmente revertido no longo prazo. Nos resultados, os autores sustentam as hipóteses de demanda decrescente dos ativos e de conteúdo informacional. O aumento de preços ocorria principalmente no primeiro dia de negociação pós-anúncio. Esse resultado estaria coerente com a atuação dos fundos de índice, que sustentariam a margem adicional para garantir a minimização de *tracking error* na composição de sua carteira de investimentos. Esse aumento era da ordem de 3,8% entre o dia do anúncio e o dia anterior à efetivação da mudança de carteira do S&P 500. O inverso ocorria para as retiradas. Dada a evidência desse padrão de retorno anormal, questionava-se a eficiência de mercado na forma semiforte, pois seria possível a investidores construir estratégias para bater o mercado com informações históricas.

A violação da eficiência de mercado na forma semiforte é sustentada também por Jain (1987), que estuda índices publicados pelo S&P não cobertos por fundos de índice, e por Dhillon e Johnson (1991), que sustentam tal posição por meio dos preços de opções das ações incluídas (excluídas) no índice. Beneish e Whaley (1996; 1997; 2002) consideram que o crescimento anormal do valor das ações participantes do índice S&P 500 é um dado aceito e verificado pela comunidade acadêmica e de mercado. Estudam duas amostras, entre 1989 e 1995 e entre 1996 e 2001. O retorno verificado no período entre o dia do anúncio e o da efetivação no primeiro período foi de 6,25%, enquanto no período seguinte foi de 8,87%. No período em que não havia anúncios prévios à mudança, realizava-se a reconfiguração das carteiras de fundos nos dias pós-entrada das ações nos índices, gerando grandes volumes negociados e resultados anormais logo após esse período. Os autores denominaram esse efeito de S&P *Game*. No entanto, essas variações ao longo do tempo

apresentam nuances em relação não só à mudança do formato e das regras de inclusão e exclusão e datas de anúncio e efetivação das mudanças, mas também no tempo, ante o crescente volume e o peso do índice S&P 500 para o mercado em geral e sobretudo para a indústria de fundos de índice. Em especial, a mudança de formato ocorrida em 1989. Até aquele ano, as mudanças eram anunciadas após o fechamento do pregão e procedia-se à abertura do pregão seguinte já com a nova composição. Após 1989, passa-se a anunciar as alterações cinco dias antes da mudança e efetiva negociação da nova carteira do índice.

Da mesma forma, no trabalho de 2002, Beneish e Whaley demonstram que os retornos anormais continuam por um período significativo após a saída dos papéis do índice. Também ocorre uma alteração na forma de os gestores procederem às mudanças a partir de 1996, quando passam a retirar do índice ações que entendem não serem mais representativas do mercado em geral. Anteriormente, só se retiravam ações por falências, aquisições ou fusões. Denis, McConnell, Ovitchinnikov e Yu (2003) estudam o possível conteúdo informacional não neutro das inclusões no S&P 500, estabelecendo uma relação entre ele e o desempenho corporativo superior de uma empresa recém-incluída no S&P 500 e indicando que o efeito da visibilidade provoca em certa medida também um aprimoramento de gestão, que leva a uma melhor avaliação do ativo pelos analistas e investidores, inversamente à teorização de que a inclusão no índice seria como um possível selo de qualidade (Harris & Gurel, 1986). Chen, Noronha e Singal (2004) estudam a assimetria de resultados para ingresso e retirada de papéis da carteira do índice entre 1962 e 2000: as ações adicionadas têm aumento anormal nos preços, porém as exclusões não sofrem reduções equivalentes, ao contrário mantem-se o preço pós-exclusão.

Em tal hipótese, denominada de conteúdo informacional (HCI), considera-se a situação em que a entrada de uma ação no índice não é um evento neutro de informação, dada a maior visibilidade e maior cobertura de analistas; adicionalmente, poderia ensejar uma mudança de visão por parte dos analistas com relação às expectativas de geração de valor, medidas na previsão de geração de caixa trazida a valor presente, ou no ganho por ação, como apresentado por Denis *et al.* (2003). Elliott, Van Ness, Walker e Warr (2006) denominam essa vertente de melhoria operacional (*operating improvement*), pois indica que a inclusão no índice enseja uma visão mais positiva sobre o desempenho da ação da empresa, comparada com seus pares no setor. Por fim, uma possível mudança de percepção pelos investidores perante um ativo incluído ou excluído do índice de mercado poderia afetar seu preço, como nos conceitos de *investor awareness* (Merton, 1987) e comovimento (Vijh, 1994; Barberis & Shleifer, 2003). Para Merton (1987), os investidores tenderiam a transacionar somente uma parte dos ativos de mercado, conseqüentemente subotimizando sua diversificação, devido a suas limitações de percepção sobre a totalidade dos ativos disponíveis, e dessa forma criando categorias de ativos em função dessas limitações de visibilidade, ou seja, de quanto

os investidores são sensibilizados em relação à existência e consequente possibilidade de investir em determinado ativo disponível. Grupos de investidores tenderiam a transacionar aqueles ativos com os quais estariam mais acostumados, e tenderiam a cobrar um prêmio adicional por aqueles ativos dos quais não têm conhecimento, evidenciando uma assimetria informacional. Esse *portfolio* subotimizado teria um risco de escolha, ou risco idiossincrático embutido, levando a um retorno inferior ao mercado devido à falta de diversificação e de informação incompleta.

Elliott *et al.* (2006), em uma análise multivariada de cinco hipóteses, concluem que o modelo que melhor explica o efeito índice do S&P 500 é o do *investor awareness*, que implica assimetria de informação pelos investidores frente aos ativos disponíveis no mercado, refletindo um *shadow cost* para os ativos de pouca visibilidade. O conceito de comovimento origina-se da visão de assimetria de informação sobre os ativos de Merton (1987), porém foca a seleção dos grupos de ativos pelos investidores e suas razões de escolha, além do verificado em forma de preço e beta (Vijh, 1994; Barberis & Shleifer, 2003). Vijh (1994) estuda o efeito que teria essa visão para o grupo de ativos dentro da carteira do S&P 500 (*on basket*) se comparado ao grupo daqueles de fora da carteira (*off basket*), comparados pela correlação positiva das variações de preço, beta mensal, semanal e diário, internamente mais forte dentro de cada grupo do que externamente a eles. Posteriormente, Barberis e Shleifer (2003) e Barberis, Shleifer e Wuergler (2005) dariam uma explicação comportamental a esse fenômeno denominado por eles de comovimento dos ativos, a partir da categorização das ações por grupos perceptuais e por rupturas nos preços, como os que ocorrem nas inclusões ou exclusões do índice de ações, a partir da recategorização dos ativos pelos investidores.

Outros mercados também foram objeto de pesquisa para verificação da ocorrência do efeito índice. Vespro (2006) analisa o comportamento das ações ingressantes nos índices CAC40 e SBF120 (França) e no FTSE100 britânico. O total de ações da carteira do índice é fixo nos três, como no S&P 500, e a seleção de uma nova ação ocorre pela capitalização de mercado e valor de mercado (somente FTSE100). Entretanto, os ciclos de revisão da carteira são conhecidos e ocorrem a cada quadrimestre (França) ou trimestre (Reino Unido). Nos índices franceses, há um período pré-inclusão de quatro semanas entre anúncio e efetivação. No britânico, o período pré-inclusão é de cerca de dez dias e há uma lista pré-selecionada e pública de ações que potencialmente seriam as substitutas ou ingressantes. Há, em decorrência, maior previsibilidade para os investidores para alterações na composição da carteira do índice, o que fortaleceria a eficiência desses mercados em sua forma semiforte. Vespro (2006) constata, no entanto, retornos anormais imediatamente após a data do anúncio, os quais se revertem até dois dias após essa data, coerentemente com a hipótese de pressão de preços. O estudo testa também a liquidez anormal e o conteúdo informacional, sem verificar sua ocorrência. Em função da di-

nâmica, seria possível antecipar um potencial novo ingressante no FTSE100 e de fato encontra-se aumento significativo de retornos nos ativos pré-selecionados. Portanto, uma primeira possibilidade é de que índices e mercados diferentes poderiam conduzir a outro comportamento de preço e volume dos ativos, dada sua especificidade. Destaca-se também certa similaridade com o que ocorre com o Ibovespa, com regras predefinidas e revisões periódicas e conhecidas da carteira teórica.

Soe e Dash (2008), avaliando dois períodos de evolução (1998-2003 e 2004-2008), dos retornos anormais pré, durante e pós-evento para cinco índices (S&P 500, S&P TSX 60, Nikkei 225, FTSE 100 e DAX 30), verificaram que tais retornos decaíam na amostra mais recente e somente ocorriam nos dias pré-evento e no dia do anúncio da mudança das ações, indicando que o efeito índice poderia estar se esgotando nesses mercados, como resultado do próprio sucesso anterior como oportunidade de arbitragem e da atuação mais eficiente dos grandes gestores de carteiras e fundos de índice. Para FTSE100 e DAX 30, com regras que permitiriam cálculos de previsão de entrada e saída das ações da carteira do índice, os retornos eram significativamente menores. O efeito índice como anomalia de mercado estaria sumindo com o tempo, mais um indicador de que o estudo da eficiência de mercado requereria janelas mais longas para testar a permanência de um evento no tempo, como propõe Fama (1998).

O efeito índice no Ibovespa também foi objeto de estudo. Pesquisa sobre a literatura a esse respeito levou à identificação de quatro trabalhos sobre o tema, desde 1997, com resultados diversos. Três deles são estudos de evento produzidos por autores brasileiros. O quarto é um painel de estudos de eventos do qual o Ibovespa faz parte como objeto de pesquisa. Os resultados são relatados a seguir.

A primeira pesquisa sobre o comportamento das ações ingressantes nos índices de bolsa brasileiros é de Salazar (1997), que em sua tese de doutorado aborda um estudo empírico sobre as ações ingressantes (17 empresas) e excluídas (29) da carteira teórica do Ibovespa. O período de estudo compreende os eventos entre 1990 e 1995. Os retornos foram medidos a partir do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), conforme o modelo de Fama e French (1995; 1996). O período de estimação do estudo de evento foi de cinco anos, e a janela de evento compreendeu D-30, D+15. Salazar (1997) conclui que as ingressantes teriam retornos anormalmente altos nos dias próximos à data de ingresso efetivo na carteira e retornos acumulados positivos significativos em toda a janela pós-evento. As ações retiradas sofreriam retornos negativos em todo o período, fato que Salazar (1997) relaciona à baixa atratividade já sofrida por esses papéis, refletida na redução de negociabilidade que por fim provoca sua retirada do Ibovespa por não atender aos parâmetros mínimos de liquidez para permanecer no índice. Em ambos os casos os valores encontrados dos retornos anormais foram significativos, o que leva o autor a concluir pela ineficiência de mercado.

Procianoy e Verdi (2006) testam a ocorrência do efeito índice para volume e retornos de inclusões e exclusões da carteira teórica de quatro índices brasileiros, Ibovespa (nas datas de efetivação e primeira prévia), IbrX-50, IbrX-100, todos entre 1994-2002, e o FGV100 para 2000-2002. O retorno anormal foi medido pelo modelo de mercado e risco (como no presente trabalho) e pelo retorno diário médio do ativo ante o mercado, uma forma simplificada. A janela de estimação foi de 120 dias, e a janela de evento, D-5, D+5. Os autores encontram evidências de retornos positivos na data de entrada no IbrX-50, que se torna negativa ao final do período. Não encontram evidências de retornos anormais no IbrX-100 e no FGV100 no período pesquisado. Para o Ibovespa, indicam a ocorrência do efeito índice nas inclusões (amostra de 47 ativos) e exclusões (37 ativos) para a data de efetivação, mas não nas prévias. Encontram retornos positivos nas adições em D-4 e D-1, este de 2,38%, a 1%, com retornos negativos significantes em uma janela de até cinco dias após a efetiva entrada. Verificam também que o volume de negócios cresce de forma significativa nas datas próximas ao D+0. Nas exclusões do Ibovespa, os retornos são negativos por todo o período.

Serra, Lima, Martelanc e Lima (2011) testam para a ocorrência de retornos anormais no preço em torno das janelas das datas de efetivação e de anúncio prévio (30 dias, 15 dias e na data de efetivação), considerando amostra de 55 inclusões no índice entre 1994 e 2009 para a data de efetivação e a partir de 1998 para as prévias, data de implantação desse procedimento pela Bovespa. Os autores verificam a ocorrência de pressão de preços no período pré-efetivação, o que equivale a dizer que constatam ocorrência do efeito índice e de retorno negativo no pós-efetivação, o que condiz com a hipótese de pressão de preços, bem como de variação negativa anormalmente alta no período pré-anúncio, entre 30 e 15 dias antes da efetiva inclusão, o que não encontrava suporte na literatura sobre o efeito índice. Esse resultado poderia ser considerado coerente com o observado por Procianoy e Verdi (2006). A prévia de 30 dias, chamada de primeira prévia, é a mais relevante, pois é o primeiro anúncio ao mercado, Serra *et al.* (2011) encontram também para esse evento retornos anormais predominantemente negativos ao redor da data da prévia. Na prévia de 15 dias, verificam retornos negativos ao redor dos dias mais próximos e negativos para o restante da janela. Os autores dividem a amostra em dois grupos, com e sem a prévia de 30 dias de janeiro de 2000, quando não houve a prévia de 15 dias, mas ocorreram sete prévias em outras janelas de data. Para essa prévia de 30 dias, verificam em três das janelas pré-evento preços anormalmente abaixo do esperado, com significância de 1%. Para a prévia de 15 dias, os resultados significativos são somente para 10% de significância, e nenhum deles se sustenta em análise retirando-se os *outliers*. Dessa forma os autores consideram que não é possível questionar por esse viés a eficiência semiforte do mercado acionário brasileiro, pois não seria possível obter retornos anormais com as informações de inclusão. Essa conclusão contrasta com a obtida por Salazar

(1997) para observações do início dos anos 1990. Como as medidas de retorno anormal utilizadas são divergentes, não permitem comparação direta válida. Uma possível explicação, para além das questões metodológicas, é o fenômeno do encolhimento dos retornos anormais, fruto da difusão da prática de transacionar essas ações ingressantes antes do período de alta previsto, e posterior venda aos agentes, em especial fundos que acompanham o índice, próximo à data de mudança da carteira, semelhante ao relatado em outros índices por Beneish e Whaley (1996; 1997; 2002) para o S&P 500, e por Soe e Dash (2008) para outros índices de bolsa.

Em Claessens e Yaffeh (2013), o Ibovespa é um dos índices pesquisados no período 2001-2010. O beta semanal e a cobertura de analistas muda significativamente no período pós-inclusão a 5%. Beta diário, *turnover* diário, *turnover* semanal (ações negociadas / ações totais) e alavancagem também mudam, porém a 10%. Como o beta pós-inclusão aumenta significativamente no caso do Ibovespa, seria também compatível com o conceito de comovimento por difusão de informação, assim como para Canadá e Austrália, o que questionaria qual a prevalência de conceitos de comovimento, entre difusão de informação e demanda (categoria / habitat). Os retornos são anormalmente altos para a data de evento.

3. METODOLOGIA

Para orientar o desenvolvimento deste trabalho, construiu-se um conjunto de hipóteses a fim de verificar a ocorrência do efeito índice para retornos e volumes anormais, bem como para o entendimento de suas hipóteses explicativas aplicadas ao fenômeno estudado.

- **Hipótese 1** — H0: Não há retornos anormais para a amostra das ações ingressantes no Ibovespa entre 2004-2013.
Hipótese alternativa: Há retornos anormais para a amostra das ações ingressantes no Ibovespa entre 2004-2013.
- **Hipótese 2** — H0: Não há volumes anormais para a amostra das ações ingressantes no Ibovespa entre 2004-2013.
Hipótese alternativa: Há volumes anormais para a amostra das ações ingressantes no Ibovespa entre 2004-2013.
- **Hipótese 3** — Análise qualitativa dos resultados obtidos a partir do referencial teórico do trabalho para apontamento de possíveis evidências sobre as causas do efeito índice, se verificado nas hipóteses anteriores correspondentes.

A metodologia do trabalho baseia-se em estudo de evento, conforme MacKinlay (1997), com janela de evento de 30 dias antes (D-30) até 30 dias depois (D+30) ao redor da data do evento (D+0), com uma janela de estimação de 120 dias (D-36 a D-155) para cálculo do beta a partir do método dos mínimos quadrados. Um intervalo de cinco dias separa a janela de evento

da janela de estimação. Estimam-se a partir daí retornos anormais (AR – *abnormal return*) e retornos anormais acumulados (CAR – *cumulative abnormal return*).

O retorno anormal é calculado a partir do modelo de mercado, ou método dos mínimos quadrados (MacKinlay, 1997) e utilizado por Serra *et al.* (2011) e por Procianoy e Verdi (2006).

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \times R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0; \text{var}(\varepsilon_{it}) = \sigma^2 \varepsilon_{it}$$

em que:

R_{it} = retornos no período t do título i ;

R_{mt} = retornos no período t da carteira de mercado;

ε_{it} = ruído branco;

$\alpha_i, \beta_i, \sigma^2 \varepsilon_{it}$ = itens a estimar do modelo.

O Ibovespa foi utilizado como a carteira de mercado.

Os retornos foram calculados de forma logarítmica para estimar α e β , diariamente, para 120 dias:

$$R_{it} = \ln(R_{i,t} \div R_{i,t-1})$$

$$R_{mt} = \ln(R_{m,t} \div R_{m,t-1})$$

A diferença entre o retorno obtido e o retorno do mercado é o retorno anormal (AR), dado pela equação [2].

$$RA_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i \times R_{mt}) \quad [2]$$

em que:

RA_{it} = retorno anormal de i para o período t ;

R_{it} = retorno em t do título i ;

R_{mt} = retorno da carteira de mercado em t ;

α_i e β_i = parâmetros estimados pelo modelo.

O retorno anormal acumulado (RAA) é dado por:

$$RAA = \frac{1}{N} \sum_i^t RA \quad [3]$$

em que:

RA = retorno acumulado;

N = número de ações da amostra;

t, i = intervalo da janela estudada.

Os betas obtidos para as janelas de regressão de 120 dias foram testados quanto a sua significância e p -values superiores a 5% foram descartados, eliminando-se os ativos da amostra de pesquisa.

Os volumes anormais foram calculados conforme o modelo utilizado por Beneish e Whaley (1996), controlando-se a variação de volume pela variação do volume de mercado, com o período de apuração do volume médio de mercado e do ativo coincidindo com a janela de estimação (120 dias), conforme a equação [4].

$$VR = (V_{it} \div V_{mt}) \times (VM_m \div VM_i) \quad [4]$$

em que:

VR = *volume ratio*, ou volume de transações anormal controlado pelo volume do mercado, medidos em R\$;

V_{it} = volume diário do ativo i no tempo t ;

V_{mt} = volume diário do mercado;

VM_m = média do volume de transações do mercado nos últimos 120 dias pré-janela de eventos;

VM_i = média do volume de transações do ativo i nos últimos 120 dias pré-janela de eventos.

A normalidade das amostras foi verificada pelo teste Shapiro-Wilk. A significância estatística foi avaliada a partir do teste paramétrico T de Student quando as amostras apresentavam distribuição normal, e por teste não paramétrico de *ranking* de sinais de Wilcoxon quando a amostra não tinha tal distribuição, considerando-se nos dois casos significância a 5%. Os dados de retornos e volumes foram obtidos no aplicativo da Economatica® e os cálculos realizados com os *software* Gretl® e SPSS® v.19 da IBM.

Os eventos considerados para os ativos foram a data de efetiva entrada da ação no Ibovespa, a primeira, a segunda e a terceira prévias do índice foram obtidas a partir de acessos aos boletins de divulgação da Bovespa / BMFBovespa (s.d.). O índice de mercado utilizado foi o Ibovespa, comparado a cada ativo ingressante no índice.

Para retirar possíveis resultados afetados pela crise dos mercados financeiros, excluíram-se da amostra as observações de ativos ingressantes entre o terceiro trimestre de 2007 e o primeiro trimestre de 2009. Considerando o período estudado, ressalta-se aquele de crise dos mercados financeiros globais. Dada sua excepcionalidade, faz-se necessário excluir da amostra estudada os ativos ingressantes nesse período. Filardo *et al.* (2009) propõem uma cronologia para definir o período crítico do evento entre o terceiro trimestre de 2007, quando os fundos do banco BNP são suspensos e começam a ocorrer as primeiras iniciativas de apoio à liquidez nos mercados, e o final do primeiro trimestre de 2009, caracterizado por fortes intervenções nos mercados, recessão sincronizada no G3 e estímulos fiscais na economia.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Verifica-se no período estudado o ingresso de 48 ações ao Ibovespa. Dessas, para três (Perdigão, Cosan e EDP) não foram encontradas as cotações nas bases disponíveis, e duas foram excluídas por haver ocorrido eventos corporativos significativos na janela de estimação (BMFBovespa e Submarino, ambas devido a fusões), o que poderia ter influenciado no preço das ações. Das 43 ações restantes (Tabela 1), nove foram retiradas em função de entrada dentro do período de crise dos mercados. Para as restantes, analisaram-se a força explicativa do beta e

Tabela 1

Amostra de Ativos Ingressantes (43 Observações)

Ativo	Primeira Prévia	Segunda Prévia	Terceira Prévia	Data de Efetivação	Crise 2007-2009
CMET4	03/08/2004	N/D	31/08/2004	01/09/2004	N
GOAU4	31/03/2005	18/04/2005	29/04/2005	02/05/2005	N
UBBR11	31/03/2005	18/04/2005	29/04/2005	02/05/2005	N
SDIA4	01/08/2006	16/08/2006	31/08/2006	01/09/2006	N
CCR03	03/04/2006	não entrou	28/04/2006	02/05/2006	N
GOLL4	não entrou	16/08/2006	não entrou	não entrou	N
ALL11	não entrou	16/08/2006	31/08/2006	01/09/2006	N
NATU3	01/08/2006	16/08/2006	31/08/2006	01/09/2006	N
PCAR4	01/08/2006	16/08/2006	31/08/2006	01/09/2006	N
TAMM4	01/08/2006	16/08/2006	31/08/2006	01/09/2006	N
CYRE3	não entrou	18/12/2006	28/12/2006	02/01/2007	N
GOLL4	não entrou	18/12/2006	28/12/2006	02/01/2007	N
CPFE3	31/03/2007	16/04/2007	30/04/2007	02/05/2007	N
LREN3	31/03/2007	16/04/2007	30/04/2007	02/05/2007	N
DURA4	não entrou	16/08/2007	31/08/2007	03/09/2007	S
GFSA3	01/08/2007	16/08/2007	31/08/2007	03/09/2007	S
LAME4	01/08/2007	16/08/2007	31/08/2007	03/09/2007	S
BNCA3	03/12/2007	17/12/2007	28/12/2007	02/01/2008	S
JBSS3	01/04/2008	16/04/2008	30/04/2008	02/05/2008	S
RSID3	01/04/2008	16/04/2008	30/04/2008	02/05/2008	S
USIM3	01/04/2008	16/04/2008	30/04/2008	02/05/2008	S
RDCD3	01/08/2008	18/08/2008	29/08/2008	01/09/2008	S
MMXM3	03/08/2009	17/08/2009	31/08/2009	01/09/2009	S
LLXL3	01/12/2009	16/12/2009	30/12/2009	04/01/2010	N
MRVE3	não entrou	não entrou	30/12/2009	04/01/2010	N
OGXP3	não entrou	16/12/2009	30/12/2009	04/01/2010	N
PDGR3	não entrou	não entrou	30/12/2009	04/01/2010	N
AGEI3	02/04/2010	16/04/2010	30/04/2010	03/05/2010	N
BISA3	não entrou	16/08/2010	31/08/2010	01/09/2010	N
MRF3	não entrou	não entrou	31/08/2010	01/09/2010	N
SANB11	02/08/2010	16/08/2010	31/08/2010	01/09/2010	N
HYPE3	01/12/2010	16/12/2010	30/12/2010	03/01/2011	N
BRML3	01/08/2011	16/08/2011	02/09/2011	05/09/2011	N
HGT3	não entrou	não entrou	02/09/2011	05/09/2011	N
DASA3	não entrou	não entrou	29/12/2012	02/01/2012	N
RENT3	01/12/2011	16/12/2011	29/12/2012	02/01/2012	N
CTIP3	não entrou	16/08/2012	31/08/2012	03/09/2012	N
SUZB5	não entrou	16/08/2012	31/08/2012	03/09/2012	N
ENBR3	não entrou	17/12/2012	04/01/2013	07/01/2013	N
BBDC3	não entrou	não entrou	03/05/2013	03/05/2013	N
BRPR3	01/04/2013	16/04/2013	03/05/2013	03/05/2013	N
AEDU3	01/08/2013	16/08/2013	30/08/2013	02/09/2013	N
KROT11	01/08/2013	16/08/2013	30/08/2013	02/09/2013	N

Notas: Crise de 2007-2009: N = não retirada; S = retirada em função de entrada ter ocorrido no período definido como de crise dos mercados financeiros.

sua significância (Tabelas 2 e 3). Betas com valor p superiores a 5% foram descartados como não significativos. Ressalta-se também que somente uma ação incluída em uma das prévias não ingressou no Ibovespa (Gol, em 2006).

Foram analisados os quatro eventos significativos de informação ao mercado, primeira, segunda e terceira prévias e a data de efetivação do ingresso na carteira teórica do Ibovespa, cujas amostras são apresentadas nas Tabelas 2 e 3. A primeira prévia situa-se usualmente no primeiro dia de pregão do mês anterior à entrada da nova carteira do índice; a segunda, a 15 dias; e a terceira prévia, no dia anterior à efetivação da nova carteira.

Para as amostras estudadas, encontram-se resultados significativos somente para a data de efetivação. A primeira prévia apresenta resultados anormais negativos de D-3 até D+0 e para o período acumulado até D-1, e resultados positivos após a efetivação, porém nenhum deles é significativo a 5%. Dado o tamanho da amostra disponível de apenas 13 observações, os riscos de enviesamento dos resultados são um fator a considerar, não sendo possível concluir-se definitivamente. A segunda prévia também não encontra valores significativos estatisticamente, porém ressalta-se que, em D-1 e D+0, os valores passam a ser positivos. Em ambas as janelas (-30,+30) os resultados são negativos. Na primeira prévia, os valores observados são positivos em D-3 e D-2 e negativos em D-1 e D+0, porém novamente não significativos. Para a data de efetivação, D-3 é positivo em 0,89% e significativa a 2,5%, e D-2 possui resultado anormal de 1,07% positivo e significativa a 1%, indicando que a data de efetivação tem relevância na dinâmica de retornos anormais das ações ingressantes no Ibovespa, apesar de a data de efetivação propriamente dita não ter retorno anormal significativo (é negativo em 0,02%).

Dessa forma, pode-se aceitar para a data de ingresso efetivo na carteira teórica do Ibovespa a hipótese alternativa de que há retornos anormais. Para os demais eventos, aceita-se H_0 .

Os volumes observados ao redor da data de evento são todos anormalmente altos e significativos, medidos pelo *volume ratio*,

sendo os volumes em D-1 e D-0 particularmente altos, 6,1 e 3,9, respectivamente, conforme a Tabela 4. Portanto é possível rejeitar a hipótese H_0 para os volumes, aceitando-se a hipótese alternativa. Diferentemente das amostras de retornos, em que a distribuição não era normal, os volumes mostram-se com distribuição normal ao longo de toda a janela (Figura 1). Essa conclusão é coerente com Procianny & Verdi (2006) que, no entanto, encontram retornos anormais negativos significativos para o período estudado, diferentemente do presente trabalho.

Com relação à hipótese explicativa para o fenômeno e a discussão subjacente sobre seu caráter como anomalia de mercado, verifica-se na Tabela 5 que os retornos são positivos em 3,24% entre D-30 e D-1 e negativos em -1,43% para D+1 e D+30; no acumulado entre D-30 e D+30, o retorno é positivo em 1,80%.

Entretanto, nenhum dos valores é significativo a 5%, não apresentando o período uma alteração significativa de retornos, entre antes e depois da data de efetivação, o que seria coerente com a hipótese da demanda decrescente. Na Figura 2, apresenta-se a medição dos retornos anormais diários (AR) e acumulados (CAR) para todo o período. Observa-se também o fenômeno relatado por Serra *et al.* (2011) de retornos negativos acumulados para parte da janela de evento. Uma questão, no entanto, é o fato de os volumes mais significativamente superiores a um ocorrerem quando os retornos são negativos. Os retornos positivos ocorrem nos dias exatamente anteriores a esses maiores volumes (D-3 e D-2). Essa situação poderia ser interpretada como evidência de maior demanda, ainda escassa na oferta, e cujo desequilíbrio momentâneo levaria a aumento de preços, revertido nos dias seguintes com maior oferta, o que estaria de acordo com a hipótese da pressão de preços. Ao realizar-se um teste pareado de amostras dos *volume ratios* (teste de sinais e *ranking* de Wilcoxon, dado que a amostra pós-evento não é normal), antes e depois de D+0, obtém-se um p -value de 0,0507, o que indica que, ao menos para o período estudado, não se pode concluir que os volumes mudam de patamar após a entrada da ação na carteira teórica do Ibovespa, apesar de o volume médio

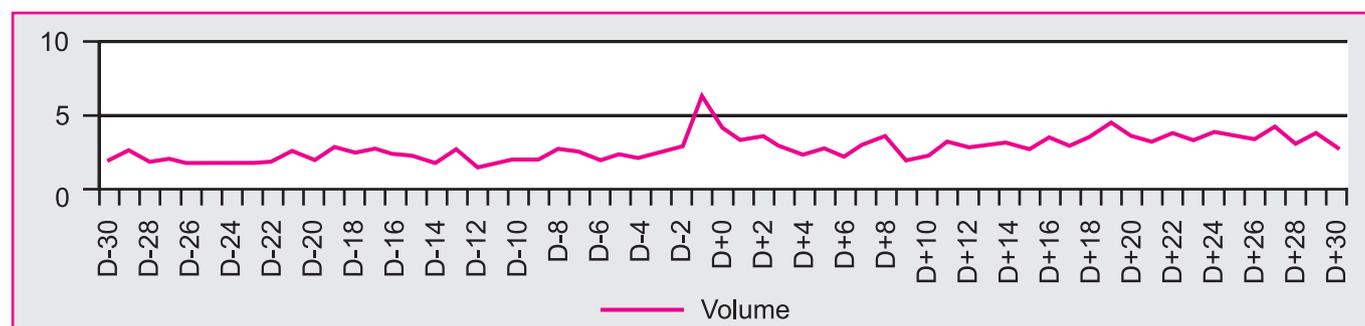


Figura 1: Volumes para a Data de Efetivação

Nota: Volume medido em VR = *Volume Ratio*, conforme apresentado na metodologia do trabalho.

Tabela 2

Cálculo dos Betas dos Ativos das Amostras por Data de Evento – Terceira Prévia e Efetivação

Ativo	Data de Efetivação			Terceira Prévia		
	P-Valor	R-quadrado	Beta	P-Valor	R-quadrado	Beta
AEDU3	0,0844	2,50%	0,2575	0,1225	2,01%	0,2323
ALLL11	0,0001***	12,43%	0,5500	0,0001***	12,18%	0,5472
BBDC3	0,0000***	20,88%	0,7526	0,0000***	20,96%	0,7548
BISA3	0,0000***	39,05%	1,2387	0,0000***	39,31%	1,2460
BRML3	0,0001***	12,73%	0,6830	0,0001***	12,92%	0,6946
BNCA3	0,0000***	28,14%	0,6978	0,0000***	28,24%	0,7018
BRPR3	0,1151**	1,26%	0,2144	0,0972	2,31%	0,2241
CCRO3	0,0000***	12,44%	0,5926	0,0000***	13,38%	0,5976
CMET4	0,0000***	36,69%	0,8161	0,0000***	36,74%	0,8163
CPFE3	0,0000***	25,29%	0,4272	0,0000***	25,01%	0,4265
CTIP3	0,0000***	13,35%	0,4785	0,0000***	13,55%	0,4822
CYRE3	0,0000***	36,15%	1,3376	0,0000***	35,73%	1,3338
DASA3	0,0004***	10,20%	0,3966	0,0003***	10,39%	0,4037
DURA4	0,0000***	23,94%	0,7003	0,0000***	23,26%	0,6985
AGEI3	0,0000***	18,89%	1,0464	0,0000***	18,78%	1,0439
ENBR3	0,0908	2,40%	0,1732	0,0531	3,13%	0,2007
GFA3	0,4128	0,57%	-4,5711	0,4152	0,56%	-4,5510
GOAU4	0,0000***	42,63%	1,0163	0,0000***	43,29%	1,0264
GOLL4	0,0000***	22,64%	0,7755	0,0000***	21,86%	0,7568
HGTX3	0,0000***	13,37%	0,6870	0,0000***	13,57%	0,6792
HYPE3	0,0002***	11,04%	0,5665	0,0001***	12,11%	0,5819
JBSS3	0,0000***	24,76%	0,9138	0,0000***	24,06%	0,9078
KROT11	0,0117**	5,26%	0,3293	0,0126**	5,15%	0,3295
LAME4	0,0000***	27,91%	0,6931	0,0000***	28,03%	0,6957
LLXL3	0,0000***	23,30%	1,0186	0,0000***	23,29%	1,0172
LREN3	0,0000***	21,06%	0,7653	0,0000***	20,55%	0,7603
MMXM3	0,0000***	24,64%	1,0927	0,0000***	24,74%	1,0872
MFRG3	0,0000***	27,99%	0,7719	0,0000***	26,76%	0,7420
MRVE3	0,0000***	32,30%	1,1172	0,0000***	32,06%	1,1121
NATU3	0,0000***	19,04%	0,7767	0,0000***	18,71%	0,7738
OGXP3	0,0000***	13,32%	0,7474	0,0000***	13,59%	0,7573
PCAR4	0,0000***	28,80%	0,7286	0,0000***	28,00%	0,7156
PDGR3	0,0000***	38,68%	1,1494	0,0000***	37,93%	1,1400
RDCD3	0,0000***	36,07%	1,0113	0,0000***	38,16%	1,0406
RENT3	0,0000***	40,85%	0,7875	0,0000***	40,52%	0,7972
RSID3	0,0000***	33,07%	0,9910	0,0000***	31,96%	0,9706
SANB11	0,0000***	40,18%	0,8935	0,0000***	45,71%	0,9834
SDIA4	0,0000***	19,88%	0,5721	0,0000***	21,05%	0,5885
SUZB5	0,0000***	15,00%	0,7513	0,0000***	14,29%	0,7311
TAMM4	0,0000***	23,44%	0,8733	0,0000***	22,02%	0,8345
UBBR11	0,0000***	14,77%	0,6047	0,0000***	13,62%	0,5812
USIM3	0,0000***	45,58%	0,9970	0,0000***	44,56%	0,9719

Notas: P-valor significativo a: 1% ou menos (***); acima de 1% até 2,5% (**); acima de 2,5% até 5% (*).

Tabela 3

Cálculo dos Betas dos Ativos das Amostras por Data de Evento – Primeira Prévia e Segunda Prévia

Ativo	Primeira Prévia			Ativo	Segunda Prévia		
	P-Valor	R-quadrado	Beta		P-Valor	R-quadrado	Beta
AEDU3	0,1992	1,39%	0,2053	AEDU3	0,1772	1,54%	0,2340
ALLL11	0,0002***	10,98%	0,5309	BRML3	0,0002***	11,26%	0,6448
BISA3	0,0000***	36,18%	1,2627	BNCA3	0,0000***	23,97%	0,6453
BRML3	0,0001***	12,51%	0,7050	BRPR3	0,1012	2,26%	0,2139
BNCA3	0,0000***	27,72%	0,6867	CCRO3	0,0000***	14,79%	0,5230
BRPR3	0,0427*	3,44%	0,2816	CMET4	0,0000***	38,14%	0,8683
CPFE3	0,0000***	20,48%	0,4651	CPFE3	0,0000***	23,46%	0,5088
CTIP3	0,0009***	8,89%	0,3516	GFA3	0,0000***	16,68%	0,6716
CYRE3	0,0000***	38,51%	1,3998	GOAU4	0,0000***	43,03%	0,9958
DURA4	0,0000***	27,57%	0,7506	HYPE3	0,1148	2,09%	-0,2411
ECOD3	0,0000***	22,85%	1,1181	JBSS3	0,0000***	30,09%	0,9658
ENBR3	0,1264	1,97%	0,1613	KROT11	0,5526	0,30%	0,0915
GFA3	0,0000***	18,10%	0,6669	LAME4	0,6601	0,16%	0,0937
GOAU4	0,0000***	44,22%	1,0324	LLXL3	0,1525	1,73%	0,3854
GOLL4 (2007)	0,0000***	23,50%	0,7832	LREN3	0,0000***	18,69%	0,8193
GOLL4 (2006)	0,0000***	13,53%	0,7341	MMXM3	0,0000***	19,78%	1,0316
HYPE3	0,0000***	19,14%	0,7882	NATU3	0,0000***	14,32%	0,6782
JBSS3	0,0000***	26,18%	0,9165	PCAR4	0,0000***	28,18%	0,7639
KROT11	0,3174	0,85%	0,1451	RDCD3	0,0000***	40,10%	1,1506
LAME4	0,0000***	32,03%	0,7734	RENT3	0,0000***	42,79%	0,8958
LLXL3	0,3395	0,77%	0,2802	RSID3	0,0000***	38,29%	0,9638
LREN3	0,0000***	17,95%	0,8274	SANB11	0,0000***	40,18%	0,8935
MMXM3	0,0000***	21,50%	1,0977	SDIA4	0,0000***	20,73%	0,5691
NATU3	0,0000***	16,86%	0,7715	TAMM4	0,0000***	17,63%	0,8109
OGXP3	0,0009***	8,96%	0,6648	UBBR11	0,0000***	14,06%	0,5882
PCAR4	0,0000***	27,68%	0,7271	USIM3	0,0000***	54,58%	1,0750
RENT3	0,0000***	40,97%	0,8276				
RSID3	0,0000***	33,68%	1,0025				
SANB11	0,0000***	42,44%	0,9336				
SDIA4	0,0000***	21,05%	0,8646				
SUZB5	0,0000***	13,16%	0,6929				
TAMM4	0,0000***	20,75%	0,8232				
UBBR11	0,0001***	12,38%	0,5475				
USIM3	0,0000***	49,23%	1,0308				

Notas: P-valor significativo a: 1% ou menos (***); acima de 1% até 2,5% (**); acima de 2,5% até 5% (*).

Tabela 4

Volumes para a Data de Efetivação

Tipo	Evento	Volumes – Data de Efetivação (33 Observações)				
		Norm.		Valor	Desvio Padrão	P-Valor
AR	D-3	0,0000	S	2,0658	1,6886	0,0001***
	D-2	0,0000	S	2,5889	2,4840	0,0000***
	D-1	0,0000	S	6,0809	8,7910	0,0000***
	D+0	0,0000	S	3,8777	4,9239	0,0000***
	D+1	0,0000	S	2,4303	2,4135	0,0000***
	D+2	0,0000	S	2,9441	2,6778	0,0000***
	D+3	0,0000	S	2,1571	2,7197	0,0000***

Notas: AR = Retorno Anormal; Norm. = Normalidade (teste Shapiro Wilk); N = Amostra não possui normalidade de distribuição; S = Amostra com distribuição normal; P-valor = para as amostras normais, obtido através de teste T de Student, e para as amostras sem distribuição normal, por teste de Sinais e *Ranking* de Wilcoxon. P-valor significativo a: 1% ou menos (***); acima de 1% até 2,5% (**); acima de 2,5% até 5% (*).

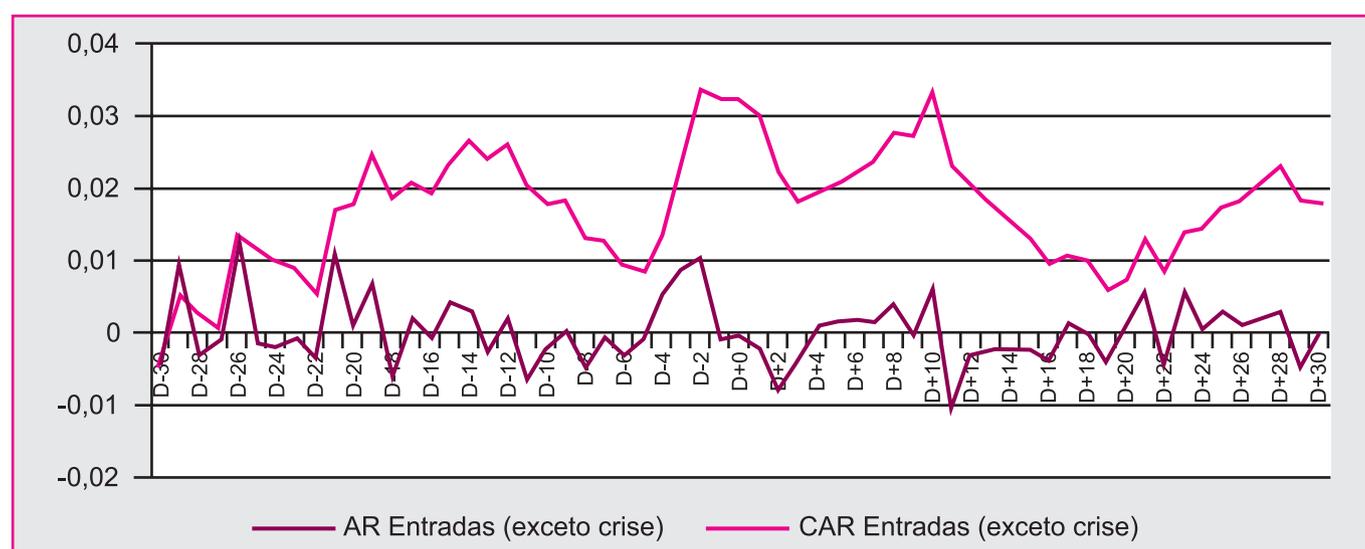


Figura 2: Retornos Anormais para a Data de Efetivação do Ingresso na Carteira Teórica do Ibovespa

Nota: AR = Retorno Anormal; CAR = Retorno Anormal Acumulado.

pós-entrada ser de 2,57 e o de pré-entrada de 2,28. A hipótese de conteúdo informacional pressuporia um aumento nos retornos para o período pós-entrada na carteira teórica do Ibovespa, o que não se verifica. Ao contrário, os retornos são negativos nesse intervalo. Finalmente, dadas as limitações do escopo do trabalho, analisando-se somente retornos e volumes anormais, não é possível testar outras teorias, como a de comovimento que exigiria a medição dos betas ante as carteiras dentro e fora do índice, e a hipótese do *investor awareness*, cuja avaliação dependeria do *bid ask spread*.

A não persistência dos retornos anormais verificada para as ações ingressantes do Ibovespa aponta para a não violação da eficiência semiforte do mercado, pela não persistência desse retorno em períodos mais longos. Tal condição também foi verificada para índices europeus (Vespro, 2006), cuja metodologia de seleção de ativos é de conhecimento do mercado e ocorre em ciclos regulares, o que tenderia a permitir incorporar no preço uma eventual valorização pelo mercado pelo possível evento de inclusão no índice, caso ele não fosse neutro informacionalmente.

Tabela 5

Retornos para as Janelas de Evento Analisadas

Tipo	Evento	Primeira Prévia (13 Observações)			Segunda Prévia (21 Observações)				
		Norm.	Valor	P-valor	Norm.	Valor	P-valor		
AR	D-3	0,5852	N	-0,13%	0,7268	0,7504	N	-0,10%	0,8078
	D-2	0,5107	N	-0,23%	0,7798	0,5049	N	-0,41%	0,3304
	D-1	0,0483	N	-0,01%	0,9881	0,5611	N	0,36%	0,4654
	D-0	0,9787	N	-0,46%	0,4846	0,8845	N	0,67%	0,0885
	D+1	0,5602	N	0,10%	0,9443	0,9588	N	-0,31%	0,3480
	D+2	0,8636	N	1,06%	0,1622	0,1430	N	-0,27%	0,4445
	D+3	0,9999	N	0,65%	0,3279	0,8158	N	-0,46%	0,1443
CAR	(D-1, D+1)	0,1139	N	0,99%	0,8339	0,0268	S	-0,53%	0,2607
	(D-2, D+2)	0,3143	N	0,46%	0,4017	0,1501	N	0,04%	0,7282
	(D-3, D+3)	0,9805	N	-0,36%	0,8339	0,0182	S	0,72%	0,6206
	(D-30, D-1)	0,3412	N	-1,96%	0,4420	0,4704	N	-3,09%	0,3304
	(D+1D+30)	0,1627	N	0,02%	0,6750	0,0887	N	0,00%	0,6514
	(D-30, D+30)	0,2562	N	-2,40%	0,9443	0,1893	N	-2,42%	0,9446
Tipo	Evento	Terceira Prévia (31 Observações)			Data de Efetivação (26 Observações)				
		Norm.	Valor	P-valor	Norm.	Valor	P-valor		
AR	D-3	0,5852	N	0,55%	0,1415	0,4918	N	0,89%	0,0195**
	D-2	0,5107	N	0,81%	0,0543	0,6752	N	1,07%	0,0096***
	D-1	0,0483	S	0,65%	0,9881	0,2761	N	-0,10%	0,8390
	D-0	0,9787	N	-0,19%	0,9483	0,9665	N	-0,02%	0,9595
	D+1	0,5602	N	-0,28%	0,9827	0,9951	N	-0,19%	0,7800
	D+2	0,8636	N	0,08%	0,9827	0,2047	N	-0,80%	0,0713
	D+3	0,9999	N	-0,37%	0,3095	0,5385	N	-0,39%	0,3878
CAR	(D-1, D+1)	0,1139	N	1,25%	0,3871	0,9647	N	0,45%	0,8192
	(D-2, D+2)	0,3143	N	1,07%	0,1945	0,9864	N	-0,05%	0,9393
	(D-3, D+3)	0,9805	N	0,18%	0,1800	0,9430	N	-0,31%	0,7032
	(D-30, D-1)	0,3412	N	2,92%	0,1301	0,5618	N	3,24%	0,2041
	(D+1D+30)	0,1627	N	-1,68%	0,3871	0,1485	N	-1,43%	0,3740
	(D-30, D+30)	0,2562	N	1,05%	0,9311	0,3989	N	1,80%	0,8989

Notas: AR = Retorno anormal; CAR = Retorno anormal acumulado; Norm. = Normalidade (teste Shapiro Wilk); N = amostra não possui normalidade de distribuição; S = amostra com distribuição normal; P-valor = para as amostras normais, obtido através de teste T de Student, e para as amostras sem distribuição normal, por teste de sinais e *ranking* de Wilcoxon. P-valor significativo a: 1% ou menos (***); acima de 1% até 2,5% (**); acima de 2,5% até 5% (*).

Como a medida de retorno anormal é a média aritmética do somatório dos retornos das ações ingressantes, como apresentado na metodologia, cabe avaliar o impacto comparativo das 26 observações para D-3 e D-2, em que se encontram retornos

anormalmente altos. O que se observa, conforme consta na Tabela 6 e na Figura 3, é a dispersão dos retornos. Nas duas datas, o desvio padrão das amostras é maior do que a média observada, e o número de observações positivas em D-3 e D-2

é 61% e 73%, respectivamente, indicando que uma estratégia de arbitragem para capturar ganhos potenciais somente no dia em que se obtêm retornos anormais poderia ser relativamente arriscada, desconsiderando-se os custos de transação. Adicionalmente, para comparação, foram incluídos na Tabela 6 e na Figura 3 os dados de D+0, cujos retornos obtidos estão próximos de zero na média. Cabem algumas considerações. O retorno de D-3 em anos recentes (2012 e 2013) poderia indicar uma reversão do efeito e sua possível dissipação no futuro. Para D-2, o efeito das entradas simultâneas de janeiro/2010 foi negativo. Em série, sem esse evento, poderia ser observado um efeito índice ainda maior e o comportamento em anos recentes (2012 e 2013) poderia indicar a persistência do efeito índice com retorno positivo para D-2. Estudos futuros poderiam acompanhar o fenômeno. Para D+0, constata-se que o efeito das entradas simultâneas de janeiro/2010 afetou negativamente os retornos, e em séries mais longas poderia ser indicada a ocorrência do efeito índice também nessa data.

5. CONCLUSÃO

Verifica-se a ocorrência de retornos anormais positivos e significativos em D-3 e D-2 da data de efetivo ingresso dos

Tabela 6

Retorno Diário das Ações na Data de Ingresso

Evento/Medida	AR D-3**	AR D-2***	AR D+0
Média	0,89%	1,07%	-0,02%
Desvio Padrão	1,71%	1,84%	3,37%
Ocorrências Positivas	16	19	13
% Positivos	61,54%	73,08%	50,00%
Ocorrências Negativas	10	7	13
Total	26	26	26

Notas: AR = Retorno Anormal; P-valor significativo a: 1% ou menos (***); acima de 1% até 2,5% (**); acima de 2,5% até 5% (*).

ativos na carteira teórica do Ibovespa, 0,55% e 81%, bem como volumes anormalmente altos e significativos ao redor da data de evento, corroborando a ocorrência do efeito índice no período estudado. Não há retorno anormalmente alto em nenhuma das observações diárias de volume anormalmente

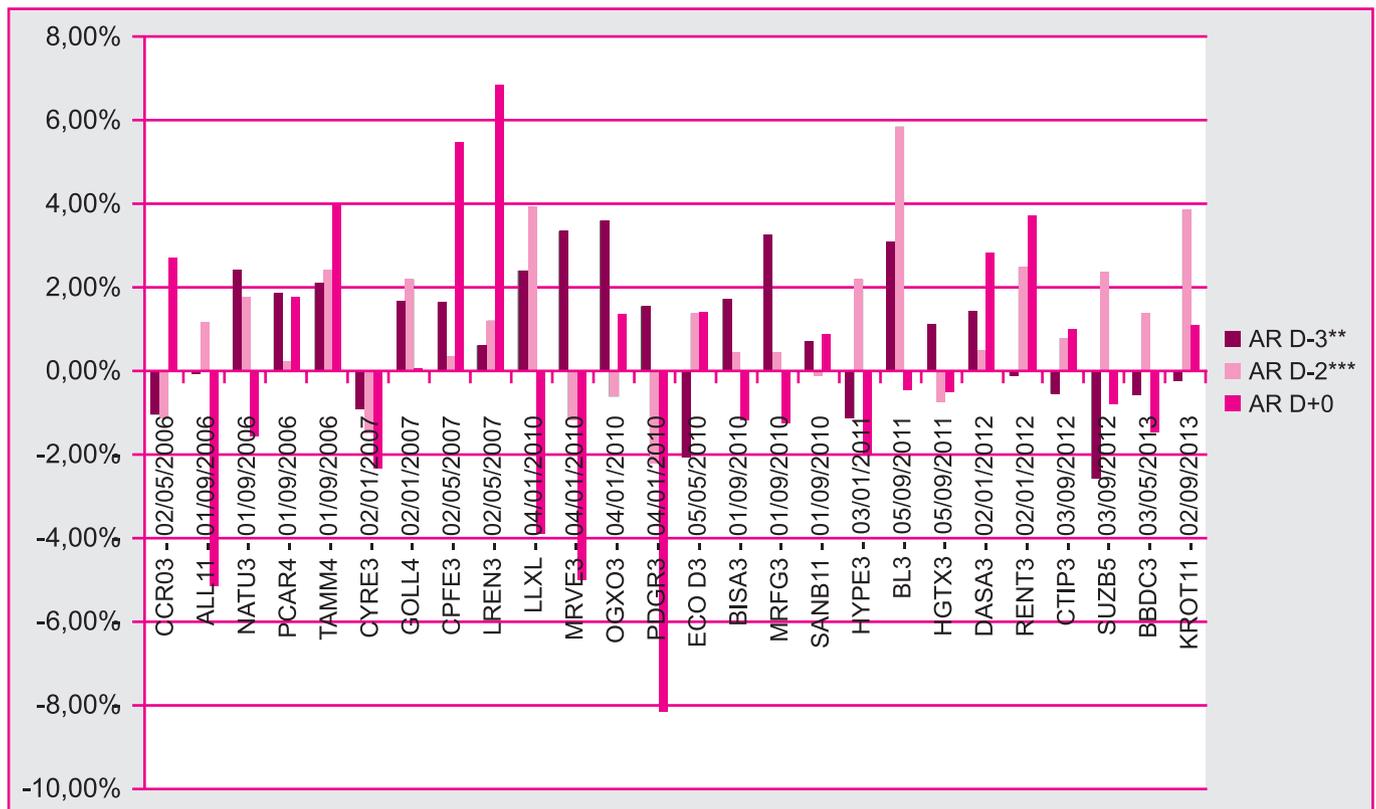


Figura 3: Retorno Diário das Ações na Data de Ingresso

Notas: AR = Retorno Anormal; P-valor significativo a: 1% ou menos (***); acima de 1% até 2,5% (**); acima de 2,5% até 5% (*).

alto. Os retornos anormais verificados antecedem o maior volume transacionado observado, em D-1, dando indícios de que o ajuste de preços poderia anteceder maior disponibilização de liquidez aos papéis, após o que esses retornos voltam ao patamar anterior, sem retornos anormais observáveis. A dinâmica de não persistência dos retornos positivos anormais após a data do evento dão indícios de que a hipótese da pressão de preços seria uma explicação possível para o fenômeno. Interpreta-se dessa forma o efeito índice como uma possível oportunidade de arbitragem, porém não sem risco, como se observa pela dispersão dos retornos positivos e negativos das ações ingressantes. A verificação dessa condição poderia ser considerada como uma não verificação da forma semiforte de mercado.

Apesar da verificação estatística do efeito índice para D-3 e D-2 da data de efetivo ingresso das ações da amostra que exclui os ativos no período mais agudo da crise dos mercados financeiros, algumas ressalvas devem ser feitas. O tamanho das amostras é reduzido. A verificação dos retornos anormais se deu por meio de teste não paramétrico, menos robusto do que seu equivalente paramétrico, não aplicável devido à não normalidade da amostra. Outra ressalva é quanto à ocorrência de eventos de entrada simultâneos, o que poderia constituir algum grau de correlação entre os retornos. O tamanho da amostra de ações ingressantes não permite uma análise estatística intertemporal em bases anuais para verificar alterações no comportamento do fenômeno.

Considerações adicionais sobre a possível violação da eficiência semiforte de mercado devem ser destacadas. Em um mercado eficiente, os preços dos ativos sempre refletem todas as informações disponíveis. Na eficiência de mercado na forma semiforte, todas as informações públicas disponíveis sobre os ativos são incorporadas nos preços dos ativos. Segundo alguns dos pressupostos teóricos, os investidores teriam expectativas racionais e homogêneas, existiriam substitutos perfeitos para os ativos, de modo que suas demandas são inelásticas e não haveria custos de transação significativos. A hipótese de pressão de preços, coerente com os resultados dos testes empíricos verificados, indicaria um possível desafio ao pressuposto de demanda inelástica declarado anteriormente. Fama (1970) pressupõe também que um teste conjunto com um precificador de ativos, como o CAPM, deva ser realizado para verificar a violação da hipótese dos mercados eficientes.

Empregou-se no presente trabalho o modelo de mercado, que testa a variação estatística dos retornos a partir do modelo

de mercado. A verificação de retornos anormalmente altos nas datas anteriores à entrada dos papéis no índice indicaria uma violação da eficiência de mercado, dentro dos parâmetros da metodologia empregada. Em janelas de curto prazo, os preços dos ativos deveriam representar toda a informação pública disponível (Fama, 1991; 1998). Entretanto, os mesmos textos consideram o papel da arbitragem por investidores racionais para ajustar eventuais desequilíbrios momentâneos entre os preços de mercado dos ativos e seus valores fundamentais. Dessa forma, pode-se argumentar que, adicionalmente, uma permanência temporal de retornos anormais dos ativos caracterizaria a existência de uma anomalia de longa duração, ou permanente, em finanças, como proposto por Fama (1998). Caso se verificasse no estudo empírico uma situação de retornos anormais como a preconizada pela hipótese da demanda decrescente por ativos, em que os retornos anormais dos papéis ingressantes permanecem após a janela de estudo, ter-se-ia um efeito persistente da anomalia.

Algumas recomendações para o desenvolvimento futuro de pesquisa do efeito índice no Ibovespa podem ser feitas. Estender o período estudado para todo o universo disponível do Ibovespa propiciaria mais observações de períodos de crise aguda, como a do petróleo de 1973, a dos mercados asiáticos, a da Rússia ou a do mercado norte-americano de 1987, e períodos fora de crise. Outras possibilidades seriam testar o efeito das entradas simultâneas e identificar, do ponto de vista de negócio, a viabilidade de desenvolvimento de estratégias transacionais para capturar o valor de possível arbitragem de preços gerada pelo efeito índice, por meio, por exemplo, da aplicação do *buy and hold abnormal return* (BHAR), ou de carteiras de ativos, considerando-se as limitações verificadas por essa abordagem na medição de retornos.

Cabe perguntar se o efeito índice poderia variar ao longo do tempo, como já observado para outros mercados (Beneish & Whaley, 2002; Soe & Dash, 2008), dadas as diferenças encontradas ante outros estudos. Algumas abordagens adicionais não aplicadas no presente estudo poderiam ser testadas de forma combinada com os testes empíricos, como aquelas relativas às hipóteses de *investor awareness*, comovimento e conteúdo informacional. Poderia também ser realizado teste com precificadores de ativo, simulando condições reais de arbitragem, descontados também os custos de transação presentes no mercado, para verificação da geração de retornos superiores em condições de risco comparáveis. ◆

REFERÊNCIAS

- Barberis, N., & Shleifer, A. (2003). Style investing. *Journal of Financial Economics*, 68(2), 161-199.
DOI: 10.1016/S0304-405X(03)00064-3
- Barberis, N., Shleifer, A., & Wuergler, J. (2005). Comoviment. *Journal of Financial Economics*, 75(2), 283-317.
DOI: 10.1016/j.jfineco.2004.04.003

- Barberis, N., & Thaler, R. (2003). A survey of behavioral finance. In G. Constantinides, R. Stultz, & M. Harris. (Eds.), *Handbook of the economics of finance*. Amsterdam: North Holland.
- Beneish M., & Whaley, R. (1996). An anatomy of the S&P game: The effects of changing the rules. *The Journal of Finance*, 51(5), 1909-1930.
DOI: 10.2307/2329543

- Beneish M., & Whaley, R. (1997). A scorecard from the S&P game. *Journal of Portfolio Management*, 23(2), 16-23. DOI: 10.3905/jpm.23.2.16
- Beneish M., & Whaley, R. (2002, Autumn). S&P 500 index replacements. *The Journal of Portfolio Management*, 29(1), 51-60. Recuperado em 30 outubro, 2012, de <http://www.ijournals.com> DOI: 10.3905/jpm.2002.319863
- BM&FBovespa. (s.d.). Ibovespa. Recuperado em 15 maio, 2013, de <http://www.bmfbovespa.com.br>
- Chen, H., Noronha, G., & Singal, V. (2004). The price response to S&P 500 index additions and deletions: evidence of asymmetry and a new explanation. *The Journal of Finance*, 59(4), 1901-1930. DOI: 10.1111/j.1540-6261.2004.00683.x
- Claessens, R., & Yaffeh, Y. (2013). Comovement of newly added stocks with national market indices: Evidence from around the World. *Review of Finance*, 17(1), 203-227. DOI: 10.1093/rof/rfs001
- Denis, D. K., McConnell, J. J., Ovtchinnikov, A., & Yu, Y. (2003, October). S&P 500 index additions and earnings expectations. *The Journal of Finance*, 58(5), 1821-1840. DOI: 10.1111/1540-6261.00589
- Dhillon, U., & Johnson, H. (1991, January). Changes in the Standard and Poor's 500 list. *The Journal of Business*, 64(1), 75-85. DOI: 10.1086/296526
- Elliott, W. B., Van Ness, B. F., Walker, M. D., & Warr, R. S. (2006, Winter). What drives the S&P 500 inclusion effect? An analytical survey. *Financial Management*, 35(4), 31-48. DOI: 10.1111/j.1755-053X.2006.tb00158.x
- Fama, E. F. (1970, May). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. DOI: 10.2307/2325486
- Fama, E. F. (1991, December). Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617. DOI: 10.2307/2328565
- Fama, E. F. (1998, September). Market efficiency, long term return and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 283-306.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 131-155. DOI: 10.2307/2329241
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84. DOI: 10.2307/2329302
- Filardo, A., George, J., Loretan, M., Ma, G., Munro, A., Shim, I., Wooldridge, P., Yetman, J., & Zhu, H. (2009, July). The international financial crisis: timeline, impact and policy responses in Asia and the Pacific. *BIS Papers*, 52, 21-82. Recuperado em 25 outubro, 2013, de http://www.google.com/search?q=cfonology+of+the+crisis+financial+times&oq=cfonology+of+the+crisis+financial+times&aqs=chrome..69j57.7525j0j7&sourceid=chrome&espv=210&es_sm=93&ie=UTF-8#es_sm=93&espv
- Harris, L., & Gurel, E. (1986, September). Price and volume effects associated with changes in the S&P list: new evidence for the existence of price pressures. *The Journal of Finance*, 41(4), 815-829. DOI: 10.2307/2328230
- Jain, P. C. (1987). The effect on stock price of inclusion in or exclusion from the S&P 500. *Financial Analysts Journal*, 43(1), 58-65. DOI: <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v42.n2.64>
- Lynch, A. W., & Mendenhall, R. R. (1997). New evidence on stock price effects associated with changes in the S&P 500 index. *Journal of Business*, 70(3), 351-383. DOI: 10.1086/209722
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39. Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/2729691> DOI: 10.2307/2729691
- Merton, R. C. (1987, July). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483-510. DOI: 10.2307/2328367
- Procianoy, J. L., & Verdi, R. S. (2006). Reação do mercado à alteração na composição da carteira de índices de bolsa de valores brasileiros. *Revista Brasileira de Finanças*, 4(2), 141-167.
- Salazar, J. N. A. (1997). *Avaliação empírica do comportamento das ações no contexto da reavaliação da carteira teórica do índice Bovespa*. Tese de Doutorado, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, SP, Brasil.
- Serra, R. G., Lima, G. A. S. F., Martelanc, R., & Lima, I. S. (2011, abril/junho). Efeito no preço das ações ingressantes no Ibovespa. *Contabilidade Vista & Revista*, 22(2), 15-42.
- Shleifer, A. (1986, July). Do demand curves for stocks slope down? *The Journal of Finance*, 41(3), p. 579-590. DOI: 10.2307/2328486
- Soe, A. M., & Dash, S. (2008, November). *The shrinking index effect: A global perspective* (Standard and Poors Report). Recuperado em 11 maio, 2013, de <http://ssrn.com/abstract=1568122>
- Vespro, C. (2006, January) Stock price and volume effects associated with compositional changes in European stock indices. *European Financial Management*, 12(1), 103-127. DOI: 10.1111/j.1354-7798.2006.00312.x
- Vijh, A. (1994). S&P 500 trading strategies and stock betas. *Review of Financial Studies*, 7(1), 215-251. DOI: 10.1093/rfs/7.1.215

ABSTRACT

Index effect check in Ibovespa – 2004-2013

In this article, we analyze the occurrence of abnormal returns and volume for stocks added to Ibovespa between 2004 and 2013 in the context of the index effect, one of the oldest market anomalies reported in finance, using the event study methodology. Unlike other studies, there are positive abnormal returns close to the days before the effective date of the new index portfolio. The results are reversed for periods of longer estimation than the index calculation period. The volumes are abnormally high. The non-persistence of abnormal returns over the input window is consistent with the price pressure hypothesis and can be considered consistent with the semi-strong efficiency form of market.

Keywords: index effect, Ibovespa, anomalies, behavioral finance.

RESUMEN

Comprobación del efecto índice en el Ibovespa – 2004-2013

En este estudio se analiza la existencia de rendimientos anormales y el volumen de operaciones para las acciones incluidas en el Ibovespa entre 2004 y 2013, en el contexto del efecto índice, una de las anomalías de mercado más antiguas que se observan en finanzas, por medio de la metodología de estudio de eventos. A diferencia de otros estudios, se encuentran aquí rendimientos anormales positivos próximos a los días que preceden a la fecha de vigencia de la nueva cartera del índice. Los resultados se invierten para periodos mayores que el período de cálculo del índice. Los volúmenes son anormalmente altos. Los rendimientos anormales no persisten a lo largo de la ventana de entrada, lo que es consistente con la hipótesis de presión de precios y puede considerarse compatible con la forma de eficiencia semifuerte del mercado.

Palabras clave: efecto índice, Ibovespa, anomalías, finanzas conductuales.

RA USP

Revista de Administração

desde 1947

Assine já:
www.rausp.usp.br
ou pelo telefone:
(011) 3818-4002

Para entender Administração

