



Revista Contabilidade & Finanças - USP
ISSN: 1519-7077
recont@usp.br
Universidade de São Paulo
Brasil

Sampaio Maluf, Yuri; Melo Albuquerque, Pedro Henrique
Evidências Empíricas: Arbitragem no Mercado Brasileiro com Fundos ETFs
Revista Contabilidade & Finanças - USP, vol. 24, núm. 61, enero-abril, 2013, pp. 64-74
Universidade de São Paulo
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=257126329007>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

Evidências Empíricas: Arbitragem no Mercado Brasileiro com Fundos ETFs*

Empirical Evidence: Arbitrage with Exchange-traded Funds (ETFs) on the Brazilian Market

Yuri Sampaio Maluf

Especialista do Departamento de Administração da Universidade de Brasília
E-mail: yurimaluf@gmail.com

Pedro Henrique Melo Albuquerque

Professor Doutor do Departamento de Administração da Universidade de Brasília
E-mail: pedroa@unb.br

Recebido em 1.2.2012- Aceito em 2.2.2012- 4º. versão aceita em 20.12.2012

RESUMO

De acordo com a literatura de gestão de risco, a diversificação contribui para a mitigação do risco. Neste sentido, os fundos de índice *Exchange Traded Funds* (ETF), recém-introduzidos no mercado brasileiro, permitem sua fácil execução. Dentro deste contexto, o presente artigo investiga a eficiência do processo de *valuation* das cotas do fundo *iShare Ibovespa* com relação ao seu valor justo. Para isto, primeiramente é empregada uma análise das séries temporais de alta frequência do ETF e Ibovespa, seguido de simulações de estratégias que contemplam ágios/deságios entre as séries dos ativos, sem e com custos de transação. A fim de evitar efeitos de *Data-Snooping* nos resultados das operações, foi aplicado um *Bootstrap* para séries temporais. No primeiro momento os resultados apontam para uma ineficiência do apreçamento das cotas, visto que a incorporação de ágios/deságios na estratégia produziu retornos de 172,5% acima de seu índice. No segundo, verifica-se que mesmo com a introdução dos custos operacionais, os ganhos ainda assim apresentam ineficiência. Entretanto, a partir da técnica de *Bootstrap*, os resultados não apontaram para retornos excedentes, o que pode ser atribuído meramente ao fenômeno de *Data-Snooping*. Os resultados evidenciam, portanto, a inviabilidade dos agentes em auferir rendimentos anormais a partir de divergências entre os valores da cota do ETF e seu respectivo índice, o que indica uma eficiência nas especificações das cotas do fundo *iShare Ibovespa*.

Palavras-chave: ETF. Arbitragem. Hipótese de eficiência de mercado. *Data-Snooping*.

ABSTRACT

According to risk management literature, diversification helps mitigate risk. Index funds, known as exchange-traded funds (ETFs), which were recently introduced into the Brazilian market, make diversification straightforward to accomplish. This paper investigates the efficiency of the valuation process of the Ibovespa iShares with respect to the fair value of the shares. For this purpose, a high-frequency time series analysis of ETFs and Ibovespa was used, followed by strategy simulations that included goodwill and negative goodwill between asset sets with and without transaction costs. To avoid data-snooping effects on the transaction outcomes, a time series bootstrap was applied. The results initially indicated share-pricing inefficiency because the inclusion of goodwill and negative goodwill in the strategy resulted in returns of 172.5% above the fund's index. Additionally, it became apparent that even with the introduction of operating costs, the gains continued to exhibit inefficiency. However, after applying the bootstrap technique, the results did not suggest excess returns, which could be attributed to data snooping. Therefore, the results demonstrate the impossibility of agents earning abnormal returns from the differences between the values of the ETF share and its corresponding index, thereby indicating that the Ibovespa iShare fund pricing is efficient.

Keywords: ETF. Arbitrage. Market-efficiency hypothesis. *Data snooping*.

* Artigo apresentado no XI Encontro Brasileiro de Finanças, Rio de Janeiro, RJ, 2011

1 INTRODUÇÃO

O surgimento da modalidade de investimento *Exchange Traded Funds* (ETFs) é resultado dos avanços tecnológicos nos produtos dos mercados de capitais (Gastineau, 2001). Mediante isso, surge em 1990, na bolsa do Canadá (*Toronto Stock Exchange*), esta nova categoria de fundos de índices, denominado de ETF. Em seguida, em 1993, foram introduzidos nos Estados Unidos com a função de replicar o índice S&P 500 (*Standard and Poor's*) (Guedj & Huang, 2009). No Brasil, o primeiro ETF foi criado em 2004 com o objetivo de reproduzir a rentabilidade do índice IBrX-50 (Farias, 2009).

A diligência destes fundos referenciados é buscar as rentabilidades correspondentes a algum índice. Entretanto, diferentemente de fundos de índices convencionais, as cotas dos ETFs são negociadas em bolsas de valores, nos mesmos moldes que as ações (Poterba & Shoven, 2002).

Os fundos ETFs replicam a mesma carteira do índice ao qual estão atrelados. O valor justo ou fundamental é calculado através do valor do patrimônio líquido do fundo dividido pelo número total de cotas e são divulgados diariamente nos demonstrativos financeiros do fundo. Por consequência, as oscilações dos preços no mercado secundário devem seguir os mesmos retornos do índice. Todavia, o fato de as cotas serem negociadas na bolsa de valores possibilita a ocorrência de desacoplamento entre seu preço praticado no mercado e seu valor fundamental (Rompotis, 2007).

Em geral, há uma pequena diferença entre estes valores, chamado de desconto, o qual se mantém estável ao longo do tempo. De acordo com Cherry (2004), as estratégias de operação que levem em conta os descontos são passivas de gerar informações preditivas nos retornos futuros de fundos ETFs. Contudo, estas possibilidades entram em conflito com a suposição de um mercado eficiente, pois, em última instância, os custos de transações superariam as esperanças de rendimentos anormais, o que inviabilizaria tais estratégias.

Em consonância com esta hipótese, os preços dos ativos são determinados mediante os reflexos do conjunto de informações disponíveis publicamente a todos investidores dos mercados (Fama, 1970). Por conseguinte, os valores dos ativos convergem para seu valor fundamental, o que elimina a possibilidade de arbitragem ao encontrar ativos sobre ou subvalorizados sistematicamente (Ross, Westerfield, & Jordan, 2008). Segundo Damodaran (2009), esta eficiência de mercado não implica necessariamente que os preços dos ativos permaneçam estáticos em seus respectivos valores reais, mas que essas oscilações se configurem

como meros passeios aleatórios.

Vários são os trabalhos que estudam algumas anomalias a este respeito. Bondt e Richard (1985) apontam para as possibilidades de rendimentos adicionais sistemáticos através de carteiras “perdedoras”, ou seja, carteiras que obtêm os piores desempenhos nos anos anteriores apresentam ganhos superiores às médias de mercado para os anos subsequentes. Estudos de Basu (1983) e Jaffe, Keim, e Westerfield (1989) indicam também para possibilidade de obter retornos acima da média, através de dados diretamente observáveis como o quociente entre o preço do ativo e o lucro contábil da empresa, conhecido como P/L.

A origem essencial na formação de estratégias está fundamentada nas “máx” especificações dos ativos, em outras palavras, no afastamento de seu valor real. De acordo com Dimson e Mussavian (2000), as mudanças nos preços se dão de forma randômica e com sucessivos retornos serialmente independentes. Todavia, autores como Delong, Shleifer, Summers, e Waldmann (1990) e Bohl e Siklos (2004) defendem que, no curto prazo, há presença de correlações seriais positivas nos preços dos ativos.

As falhas de especificação ocorridas no mercado, aliadas à característica de dependência entre os ativos, tornam os agentes passíveis de predizer o movimento dos seus valores. Dentro desse contexto, os fundos conhecidos como ETF oferecem possibilidades de arbitragem. Isto ocorre, pois os eventuais desacoplamentos das cotas dos ETFs, em relação ao seu valor fundamental, oferecem informações aos agentes (Cherry, 2004).

A moderna teoria de finanças apregoa a diversificação como forma de minimização de volatilidade de uma carteira de investimento. A gestão de risco, portanto, pode ser feita através dos fundos ETF. Devido a sua recém-chegada no mercado brasileiro e a suas particularidades, o presente estudo propõe examinar a eficiência do *valuation* das cotas feita pelos agentes do mercado. Para isto, é necessário analisar se as cotas refletem o valor justo, ou seja, verificar a relação entre a diferença dos valores patrimoniais do fundo e seu valor de mercado. Um possível desdobramento de sua ineficiência de especificação é a possibilidade factível de estabelecer estratégias, a partir destas diferenças, que produzam retornos anormais de mercado. Neste trabalho aborda-se o fundo ETF - *iShare Ibovespa Fundo de Índice*. Ele é negociado na Bolsa de Valores, Mercadorias & Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) sobre o código BOVA11 e tem como *benchmark* o principal índice acionário brasileiro, o Ibovespa.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Muitas são as pesquisas internacionais sobre os ETFs, mesmo com sua recém-introdução nos mercados. Os artigos abordam várias questões como a eficiência e estrutura de apreçoamento de fundos indexados; oportunidades de arbitragem; suas performances em relação aos fundos con-

vencionais; a exposição ao risco através de ETFs de índices internacionais, dentre outras. Entretanto, no Brasil, os estudos que abordam este instrumento ainda são escassos.

Na Ásia, trabalhos, como o de Jares e Lavin (2004), com ETF investigam índices do Japão e Hong-Kong e suas cotas

negociadas no mercado norte-americano. Em Taiwan, Lin, Chan, e Hsu (2005) e Wang, Liau, e Yang (2009) analisam as dinâmicas das relações dos ETFs e seus respectivos índices. Apesar de ocorrências de desvios em relação ao seu valor fundamental, os resultados não apontam para uma capacidade de ganhos econômicos sistemáticos.

No mercado norte-americano, Dolvin (2009) e Marshall, Nguyen, e Visaltanachoti (2010) examinaram margens de arbitragem com ETFs do índice S&P500, SPY e IVV. Os resultados encontrados pelos autores indicam para estas oportunidades, sobretudo em períodos de maior volatilidade, tendo como base a média histórica. Além disso, os fundos ETFs sugerem capacidade de sinal no mercado futuro. Hasbrouck (2003) conclui que, mesmo com a inserção dos ETFs, sua capacidade preditiva do valor fundamental, *Net Asset Value* (NAV), é muito modesta ou não significante se comparada aos contratos futuros.

Simon e Sternberg (2005) indicam também para “super-reações” nos ETFs de índices europeus (DAX, FTSE e CAC) negociados nos Estados Unidos. Após o fechamento dos mercados na Europa, o movimento dos ativos oferece margem de predição do NAV nos períodos subsequentes. Todavia, Kayali (2007) aponta para inviabilidade de arbitragem no mercado turco com ETF indexado ao *Dow Jones Istanbul* (DJIST).

No mercado da Oceania, Gallagher e Segara (2004) examinaram o desempenho dos ETFs e indicam para um estreito ajuste entre os descontos e o NAV, e eventuais desacoplamentos desaparecem rapidamente, o que, de acordo com os autores, implica em uma eficiência no mercado de ETF australiano.

No mercado nacional, Farias (2009) verifica a influência do ETF PIBB (Papéis de Índice Brasil Bovespa), na liquidez do índice IBRX-50; o autor conclui que não há evidência para crer que este papel traga maior liquidez para o seu índice. Borges, Eid Junior, e Yoshinaga (2012) compararam os fundos ETF *iShare Ibovespa* e dentre outros com fundos indexados com a mesma carteira. Eles observam que os fundos ETF no Brasil apareciam ser piores na aderência quando comparados aos fundos indexados. Aplicando diversas metodologias Yang, Cabrera, e Wang (2010) investigam a previsibilidade dos retornos de 18 ETFs, de índices mundiais, negociados nos Estados Unidos. Os autores argumentam que, ao levar em consideração os efeitos de *Data-Snooping*, captados por técnicas de *Bootstraps*, não foi possível realizar previsão dos retornos diários do ETF do índice brasileiro.

Em uma abordagem estrutural, Cherry (2004) investiga a sobressalente volatilidade dos ETFs em relação ao seu índice de referência e suas determinantes. Ademais, o estudo demonstra que este excesso implica em uma alta correlação entre os descontos defasados e os retornos futuros. Assim, segundo o autor, estratégias que levem em conta tais características estão passíveis de gerar retornos anormais. Porém, estas táticas devem ser pouco rentáveis em mercados com grande volume, alta variação nos descontos e para

índices internacionais.

Embora haja vários estudos a respeito dos ETFs fora do Brasil, muito ainda precisa ser averiguado, sobretudo nos mercados emergentes, como o brasileiro, em que estes instrumentos são mais recentes. Desta maneira, este artigo contribuirá para o desenvolvimento do tema, através da abordagem de análise das relações entre as séries do ETF e do NAV, e averiguará se abrem margem para ganhos excedentes, evidenciando falhas nas especificações das cotas o que contrasta com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME).

2.1 Exchanged Traded Funds – ETF.

Os ETFs combinam características dos fundos mútuos e os de ações. O objetivo primordial de todos ETFs, do mesmo modo como os fundos de índices, é oferecer a mesma rentabilidade de um determinado índice, através de uma estratégia passiva de investimento. Porém, diferentemente de fundos convencionais, os ETFs dispõem da mesma flexibilidade de negociações de uma ação, pois suas cotas são transacionadas livremente no mercado secundário, durante todo o horário do pregão das bolsas (Gastineau, 2001). Além disso, no Brasil, as cotas destes fundos e o de ações são resgatadas em D¹ + 0 e as liquidações realizadas em D + 3. Em contrapartida, os fundos mútuos estão sujeitos a D + 1 e D + 4 respectivamente (Instrução CVM, 2002).

O investidor em ETF tem a possibilidade de recriar um portfólio diversificado, igual ao índice, com apenas um ativo. Este fato implica ao investidor e a gestores de carteiras duas vantagens:

1. A primeira é a redução de custos, uma vez que não há necessidade de aquisição à vista das ações nas proporções do índice ao qual o fundo está atrelado.

2. A segunda é a velocidade de aquisição, pois oferece a possibilidade de adquirir um índice à vista com apenas uma transação (Rompotis, 2005).

Os fundos mútuos incorrem em custos mais elevados que os fundos ETFs. De acordo com Wild (2007), no mercado norte-americano os fundos convencionais cobram uma taxa de administração em torno de 1,67% ao ano, em contrapartida, os fundos ETFs cobram taxas de administração bem inferiores, cerca de 0,2% ao ano, apesar de incorrerem em custos de corretagem e custódia, uma vez que são transacionados como ações. No Brasil, a taxa cobrada pelo fundo *iShare Ibovespa* é de 0,54%², enquanto as taxas médias dos fundos brasileiros de ações, em 2010, situaram-se em 2,20% (Anbima, 2011).

Uma característica desejada em finanças corporativas de curto prazo é a proteção dos valores dos ativos em carteira frente às oscilações do mercado. Esta estratégia, conhecida como *hedge*, pode ser diretamente utilizada com os fundos ETFs. Este processo é feito por meio de tomada de empréstimo de cotas, conhecidos por operações *shortposition*, que permite efetuar lucros com as quedas nos preços dos ativos (Meziani, 2007). Logo, os lucros auferidos com as quedas são compensados com os prejuízos contabilizados nas quedas dos preços dos ativos em carteira.

¹ A letra D refere-se ao dia em questão.

² Disponível em <http://br.iShares.com>, acessado em 14 de março de 2011.

O montante de todas as cotas do fundo, transacionadas, não reflete necessariamente o valor de seu patrimônio líquido. Existe uma diferença entre o valor do ativo líquido NAV e o valor total das cotas no mercado secundário. Entretanto, em circunstâncias normais, os retornos são os mesmos das cotas. Mediante sua natureza, os ETFs podem

apresentar algumas desvantagens. O desempenho deles, por exemplo, pode não refletir inteiramente o desempenho do índice. A presença de um mercado secundário de cotas, com forças compradoras e vendedoras, permite provocar desacoplamentos em relação ao NAV, o que significa mudanças momentâneas nos descontos (Rompotis, 2007).

3 O MODELO

O valor total dos ativos do fundo por cota deve refletir nos valores negociados na bolsa, deduzido os custos de transações (Dolvin, 2009). Em um mercado em equilíbrio, os retornos do fundo ETF são iguais ao índice ao qual estão vinculados. Caso contrário, o desequilíbrio nos preços provocaria oportunidades de realizações de arbitragem no mercado.

Os descontos são calculados como as diferenças entre o \ln do valor da cota do fundo ETF, negociado no mercado, e seu respectivo valor líquido, NAV. Assim, no instante de tempo t , a variável desconto/prêmio d_t é definida por:

$$d_t = \ln \left[\frac{P_t}{NAV_t} \right],$$

$$d_t = \ln [P_t] - \ln [NAV_t]. \quad 1.1$$

Grandes descontos, portanto, referem-se a valores altos de d_t , porém em termos absolutos.

As operações de arbitragem podem ser realizadas quando o valor do desconto entre os valores do NAV e do ETF for muito grande, o que permite solicitar um resgate com lucro. Porém, esta espécie de operação incorre em alguns inconvenientes em relação ao tempo de operação e ao mecanismo de resgate. De acordo com o regulamento do fundo *iShare*, as cotas são entregues em lotes mínimos e com pelo menos 95% do seu valor em ativos na proporção do índice. O agente, por sua vez, deve vender estes ativos no mercado à vista, a fim de reaver o capital investido. Os ganhos podem ser auferidos também na direção oposta, por meio da criação de cotas, entretanto há a necessidade de um grande ágio para superar os custos (Dolvin, 2009).

Uma operação alternativa a solicitar o resgate junto ao fundo é a realização de compra e venda de cotas do fundo segundo seus descontos. A estratégia, portanto, resume-se na compra de cotas do ETF no momento em que o valor da cota estiver bem abaixo do nível de equilíbrio e vender em um segundo instante, quando restaurar o equilíbrio.

As restaurações da estabilidade entre os valores da cota do ETF e do NAV dependem intrinsecamente dos movimentos desses ativos. O mecanismo de correção do desequilíbrio pode ser feito mediante ambos os ativos no sentido da estabilidade. Contudo, de acordo com Cherry (2004), para que a estratégia de operações com ETF seja atrativa, o principal movimento de correção deve ser por meio do ETF e não do NAV.

O valor de desconto permanece estável, ao longo do tempo, o que gera retornos iguais entre o NAV e o fundo ETF, tendo desvios meramente randômicos. Em princípio, não há informações preditivas nos descontos que possam levar a retornos anormais. Os retornos das cotas do ETF

podem ser decompostos em

$$R_t^{ETF} = R_t^{NAV} + \Delta d_t, \quad 1.2$$

$$E [R^{ETF}] = E [R^{NAV}] + E [\Delta d_{t-1}], \quad 1.3$$

em que $E[X]$ é o operador esperança e Δd_{t-1} é $d_t - d_{t-1}$. A condição de equilíbrio, porém implica que $E[\Delta d_t] = 0$. Logo da Eq.1.3 obtém-se

$$E [R^{ETF}] = E [R^{NAV}] \quad 1.4$$

Entretanto, ao decompor $E[\Delta d_t]$, é possível rearranjar a relação da Eq.1.3 da seguinte maneira:

$$E [R^{ETF}] = E [R^{NAV}] + E [d_t] - E [d_{t-1}], \\ = E [R^{NAV}] + E [d_t] - d_{t-1}, \quad 1.5$$

onde $E [d_{t-1}] = d_{t-1}$, pois o valor de seu desconto no período t já é conhecido. Esta formulação deixa claro que oscilações nos descontos passados concebem retornos diferentes entre o ETF e o NAV. Tudo mais constante, acréscimos no valor de d_{t-1} levam a diminuição no R^{ETF} ou, de forma inversa, geram aumentos no R^{NAV} .

Segundo Pontiff (1997), a condição necessária para que os R^{ETF} sejam mais correlacionados com os descontos ao longo do tempo é que a volatilidade do R^{ETF} deva ser maior do que R^{NAV} . Utilizando a variância como uma *proxy* da volatilidade, se

$$Var (R^{ETF}) > Var (R^{NAV}), \quad 1.6$$

então,

$$\frac{Cov (\Delta d_t, R^{NAV})}{Var (\Delta d_t)} > -\frac{1}{2}. \quad 1.7$$

Sendo $Cov [\Delta d_t, R^{NAV}]$ a covariância e $Var[\Delta d_t]$, a variância. A Eq.1.7 propõe que o ETF com excesso de volatilidade é mais correlacionado com os descontos precedentes, em relação ao NAV. As diferenças entre R^{ETF} e R^{NAV} são representadas por Δd_t . Caso, em média, o R^{NAV} decresça menos da metade do Δd_t , por consequência, o R^{ETF} crescerá mais da metade do Δd_t , o que propõe que R^{ETF} é mais volátil do que R^{NAV} . A interpretação da Eq.1.7 pode ser depreendida pela regressão R_t^{NAV} contra Δd_t . Caso os descontos antecedentes ofereçam informações preditivas dos retornos do ETF, a estratégia que leve em conta este fator estará passível de obter ganhos consistentemente anormais.

Outro ponto fundamental é a análise da velocidade de convergência para o equilíbrio entre as séries. Na medida em que os movimentos de correções são mais lentos, maiores são as oportunidades de captar estes desequilíbrios e, por consequência, usufruí-los. Uma possibilidade para checar se os descontos precedentes e a velocidade de correção dos desequilíbrios oferecem oportunidades factíveis é por meio de uma simulação. A adoção desta técnica pode sugerir valores ótimos no grau de desacoplamento entre as séries ETF e NAV que permitam tirar proveito em operações de mercado.

4 METODOLOGIA

4.1 Excesso Volatilidade.

Como citado anteriormente, é de suma importância para a estratégia de operação analisar a diferença entre as variâncias das séries. Para que o ETF esteja mais correlacionado com os descontos passados, é necessário verificar se $\sigma_{ETF}^2 > \sigma_{NAV}^2$. Por meio da regressão,

$$R_t^{NAV} = \beta \Delta d_t + u_t, \quad 1.8$$

onde $u_t \sim N(0, \sigma^2)$, é possível averiguar esta relação entre as variâncias. A interpretação do coeficiente, portanto, é um desdobramento lógico da Eq.1.7 supracitada. Caso o coeficiente da regressão apresente um $\beta > -1/2$, a correlação entre os R^{ETF} e os descontos defasados será maior do que os R^{NAV} .

Uma vez identificada tal relação, o segundo passo é a investigação de abertura de margens de operação. O fato de as cotas do ETF serem designadas a reproduzir o índice Ibovespa sugere uma forte cointegração. Para isso, é verificada a estacionariedade dos resíduos da regressão,

$$\ln P_t^{ETF} = \alpha + \beta \ln P_t^{NAV} + u_t, \quad 1.9$$

em que P_t^{ETF} e P_t^{NAV} são os preços, indexados no tempo t , da cota do ETF e do NAV respectivamente. Identificada a cointegração, torna-se necessário combinar a relação de curto e longo prazo. Este processo é feito ao embutir os desequilíbrios de longo prazo como termo de correção de erro. É possível observar sua estrutura de relação a partir da regressão,

$$R_t^{ETF} = \omega + \zeta R_t^{NAV} + \varphi [\ln P_{t-1}^{ETF} - \beta \ln P_{t-1}^{NAV} - \alpha] + \delta_t, \quad 1.10$$

$$R_t^{NAV} = \omega + \zeta R_t^{NAV} + \varphi u_{t-1} + \delta_t. \quad 1.10$$

em que o parâmetro φ indica a velocidade de convergência para o equilíbrio entre as séries. O valor deste parâmetro está intimamente ligado às margens de operações, uma vez que a estratégia se utiliza desta convergência. Já os parâmetros ζ e β sinalizam a relação de curto e longo prazo, respectivamente, entre os valores do ETF e do NAV.

4.2 Simulação.

A formulação e montagem da estratégia mencionada, captadas pelo grau de desacoplamento entre as séries ETF e NAV, foram diagnosticadas por meio de simulação. Deste modo, pode-se averiguar se sua capacidade de gerar lucros é factível e consistente ao longo do tempo. A partir dessa técnica, estimam-se os pontos ótimos de entrada e saída, que maximizam os retornos.

Para que a estratégia adotada seja viável, os retornos de suas operações devem não apenas ser superiores ao mercado, como exceder os custos de transação. As estratégias que possuem a característica de gerar ganhos médios acima de mercado são, em geral, denominadas “vencedoras”.

A simulação contempla a busca e análise desta estratégia. O primeiro instante concerne na verificação da hipótese da estratégia superar o Ibovespa. Já em um segundo instante, afere o grau de sua eficiência, com o valor máximo de seu retorno. Esta estratégia é expressa por meio de uma função estratégia, proposta por Cherry (2004). Ela consiste em oferecer as regras formais de operação, na qual o agente

deverá: comprar, manter em carteira ou vender o ativo.

Considere σ_d os desvios padrão dos descontos e \bar{d} o valor do desconto médio entre ETF e NAV. Os parâmetros de entrada e de saída das operações são definidos mediante o grau de desvios padrão em relação à sua média. Desta forma, a função estratégia $E(d_t)$ é definida como

$$E(d_t) = \begin{cases} 1, & \text{se } d_{t-1} \leq \bar{d} + B\sigma_d \\ 1, & \text{se } d_{t-1} \leq \bar{d} + A\sigma_d \text{ e } E(d_{t-1}) = 1 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad 1.11$$

Os retornos F no período t são calculados da seguinte maneira

$$F[E(d_t)] = (1 + R_{t+1}^{ETF})E(d_t) + [1 - E(d_t)], \quad 1.12$$

onde a imagem da função $E(d_t) = 1$ representa o ativo ETF em carteira e $E(d_t) = 0$ caso contrário. Dada a função estratégia $E(d_t)$, a simulação tem o objetivo de indicar os pontos “A” e “B” ótimos, que forneçam o maior retorno total, além de algumas estatísticas dos rendimentos. A fim de operacionalizar a geração destes resultados, o processo de simulação obedeceu aos seguintes passos:

1. Estabelecer um valor aleatório uniforme para A e B.
2. Gerar os valores da função estratégia.
3. Extrair os valores dos retornos totais.

O valor do retorno total é computado pela seguinte forma,

$$\prod_{t=1}^T F[E(d_t)] = \prod_{t=1}^T \{(1 + R_{t+1}^{ETF})E(d_t) + [1 - E(d_t)]\}. \quad 1.13$$

Em outras palavras, é feita a capitalização na frequência de 5 minutos de negociação. Quando não se opera com o fundo ETF, os juros auferidos são zero e, em contrapartida, quando realiza a estratégia, é computado o retorno da operação.

4.3 Bootstrap.

Não obstante, os valores encontrados pela simulação remetem a performances absolutas e pontuais, e não oferecem faixas de confiança para inferência a respeito de seus desempenhos. De acordo com White, Sullivan, e Timmermann (1999), o problema surge pelo fato de a estratégia basear-se em apenas uma única realização do processo estocástico dos movimentos dos ativos ETF e NAV. Deste modo, é possível captar uma estratégia qualquer que *a priori* sugere uma capacidade preditiva superior, quando, na verdade, é produto do acaso somente, conhecido como *Data-Snooping*.

A fim de evitar este problema, será utilizada a técnica de reamostragem, conhecida como *Bootstrap*, a qual permite estabelecer distribuições empíricas dos resultados da estratégia por meio de realizações alternativas dos ativos. Esta metodologia é importante para construir faixas de confiança no intuito de averiguar se as performances explicitadas, na simulação da estratégia, são de fato diferentes dos ganhos médios do mercado.

O modo característico da técnica de *Bootstrap* é através de reamostragens sucessivas a partir da amostra original. O *Bootstrap* considera os elementos da amostra iid³. Segundo Brooks (2008), as observações das séries temporais finan-

³ O termo é designado para se referir à distribuição de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas.

ceiras não são usualmente independentes e identicamente distribuídas. Para contornar essa situação, é empregado o *Bootstrap* para séries temporais por meio de blocos não sobrepostos (Hall, Horowitz, & Jing, 1995).

O modo característico da técnica de *Bootstrap* é através de reamostragens sucessivas a partir da amostra original. Este procedimento considera os elementos da amostra iid. Segundo Brooks (2008), não são típicas realizações iid provenientes de séries financeiras no mercado. Para contornar essa situação é empregado o procedimento de reamostragem através de blocos não sobrepostos.

O *Bootstrap* em blocos é utilizado sobretudo em séries temporais, a fim de construir amostras, com reposição de forma independente e que, concomitantemente, conservem a dependência das realizações dentro deles. No entanto, a qualidade da técnica é influenciada pela escolha do tamanho dos blocos. Para dimensionar os blocos de forma a maximizar sua eficiência, trabalhos, como o de Hall, Horowitz, e Jing (1995), descrevem condições e regras para a escolha ótima. Logo, na pretensão de estimar a distribuição dos retornos, a dimensão dos blocos (l) deve seguir $\approx T^{\frac{1}{4}}$, em que T é o tamanho da amostra.

Neste contexto, a técnica de geração de amostra atende os seguintes procedimentos, seja $S = \{X_i : i=1, \dots, T\}$ a série original, o k -ésimo bloco é formado pelo seguinte vetor $B_k = \{X_w, \dots, X_{w+l-1}\}$ em que $w=T/l \times k$, l é o tamanho do bloco e T , o tamanho da amostra original. Depois de constituídos h blocos, eles são selecionados de forma aleatória, com reposição, de maneira a gerar uma série alternativa,

$$\begin{aligned} S^* &= \{B_1^1, B_2^2, \dots, B_j^h\} \\ &= \{X_{w+1}^1, X_{w+2}^2, \dots, X_{w+l-1}^h, \dots, X_{w+1}^h, \dots, X_{w+l-1}^h\}, \end{aligned} \quad 1.14$$

onde j é um valor aleatório entre 1 e h .

A partir disso, o parâmetro λ , proveniente da distribuição desconhecida, é estimado por $\nu(S) = \hat{\lambda}$, em que S é a série origi-

nal. Entretanto, *a priori* não há indicadores de quão preciso é o estimador ν . A fim de aferir o erro padrão de $\hat{\lambda}$, são realizadas estimativas das séries reamostradas $\nu(S_b^*) = \hat{\lambda}_b^*$ onde b é a b -ésima replicação *Bootstrap*. De acordo com Efron e Tibshirani (2000), o estimador *Bootstrap* do erro padrão, $se(\hat{\lambda})$, é calculado como

$$se_B = \left\{ \sum_{b=1}^B [\hat{\lambda}_b^* - \hat{\lambda}^*(\cdot)]^2 / (B-1) \right\}^{\frac{1}{2}} \quad 1.15$$

Em que $\hat{\lambda}^*(\cdot) = \sum_{b=1}^B \hat{\lambda}_b^* / B$ e B é o número total de amostras *Bootstrap*. No presente trabalho, o parâmetro $\hat{\lambda}$, é estimado da seguinte forma:

$$F(S) = T^{-1} \sum_{d=1}^T F(d_t) - R_{t+1}^{NAV} = \bar{\lambda}. \quad 1.16$$

A técnica *Bootstrap* utilizada para a construção de intervalo de confiança foi a dos percentis extraídos das replicações $\hat{\lambda}^*$. Segundo Davison e Hinkley (2009), nenhuma transformação é necessária para a utilização desse método. As faixas de confiança são calculadas por meio da função cumulativa \hat{G} de $\hat{\lambda}^*$. Dado isso, ao nível de confiança de $1-\alpha$, são definidas as bandas inferior, α , e superior, $1-\alpha$, dos percentis de G (Efron & Tibshirani, 2000), ou seja,

$$[\hat{\lambda}_{inf}, \hat{\lambda}_{sup}] = [\hat{G}^{-1}(\alpha), \hat{G}^{-1}(1-\alpha)], \quad 1.17$$

onde a inversa, $G^{-1}(\alpha) = \hat{\lambda}^{*(\alpha)}$, é o α -ésimo percentil da distribuição *Bootstrap*. Logo, pode-se escrever o intervalo de confiança da seguinte forma,

$$[\hat{\lambda}_{inf}, \hat{\lambda}_{sup}] = [\hat{\lambda}^{*(\alpha)}, \hat{\lambda}^{*(1-\alpha)}]. \quad 1.18$$

O *Bootstrap* permite estabelecer estimativas dos intervalos de confiança para as médias das profusões dos retornos da estratégia, $\bar{\lambda}$. Por conseguinte, é possível apurar se as operações concebem oportunidades factíveis de superar o mercado, sem incorrer em *Data-Snooping*.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

A amostra utilizada foi extraída do banco de dados do grupo Consultoria, Métodos, Assessoria e Mercantil S/A (CMA). Foram coletadas cerca de 26.400 observações, das cotações dos ativos ETF, disponível sobre o código BOVA11, bem como as pontuações do índice Ibovespa. A série dos ativos mostra os fechamentos dos respectivos ativos na frequência de 5 minutos. O período compreende desde o dia 04/05/2009 até 05/08/2010 durante todo o horário de abertura do pregão, não incluindo, no entanto, as cotações do *After-Market*. Os eventuais *missing values* originários da base do CMA foram interpolados de forma linear, a fim de dispor a série de modo contínuo.

5.1 Regressão.

O fundo ETF *iShare*, em última instância, replica o Ibovespa. A partir da Figura 1, é possível verificar tal relação, em que se expõe a evolução da série histórica de ambos os ativos. Para viabilizar a estratégia, que leve em conta esta característica, é fundamental que as cotas de BOVA11 sejam mais voláteis que o NAV. Com o intuito de atender a tal preceito,

foi empregada a regressão, $R_t^{NAV} = \beta \Delta d_t + u_t$. Não foram incorporados, nas séries dos retornos, os dividendos e juros sobre capital próprio, dado que estes valores são reinvestidos no fundo.

Na Tabela 1 nota-se que o coeficiente $\beta \geq -1/2$. Como elucidado, isto implica em um excesso de volatilidade do ETF perante o NAV. Os *p*-valores acompanhados de (*) indicam um alto nível de significância, uma vez que são de ordem menor que 10^{-3} .

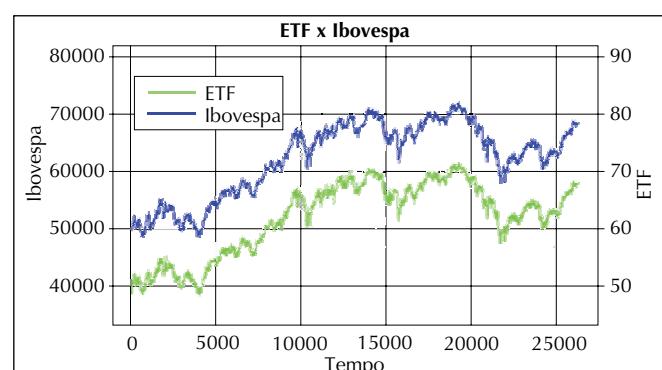


Figura 1 Série Histórica ETF e Ibovespa

Tabela 1 Regressão excesso volatilidade

Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-z	p-Valor
β	$-8,02 \times 10^{-5}$	$1,38 \times 10^{-5}$	-5,795
LogFV	131.614,4	Critério AIC	-10,1244

Os retornos das séries supracitadas são estacionárias, ambas obtidas pelo teste Dickey-Fuller sobre um nível de significância de 1%.

Para checar a existência de cointegração, resta testar a estacionariedade dos resíduos da Eq.1.9. Contudo, os valores críticos empregados no teste de Dickey-Fuller não são apropriados para testar a hipótese de estacionariedade dos resíduos. Diante disso, é empregado o teste de Engle-Granger, com apenas um *lag*, para o exame de existência de cointegração. O teste apontou para a ocorrência de cointegração com um *p*-valor de 0,0001 como mostra a Tabela 2.

Tabela 2 Teste Engle-Granger de Cointegração

Teste Engle-Granger	Valor	p-Valor
Estatística- τ	-55,9527	0,000*

Com o intuito de analisar a relação de curto prazo entre as séries, foi empregada a regressão da Eq.1.10. Devido a características de heteroscedasticidade das séries, diagnosticada pelo teste de White, foi utilizada a metodologia GARCH(1,1). Os parâmetros do modelo foram quantificados por meio dos estimadores de máxima verossimilhança (EMV), no qual foi maximizada a seguinte função:

$$L(\varepsilon_t | \Theta) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{(R_t^{ETF} - \omega - \zeta R_t^{NAV} - \varphi u_t)^2}{\sigma_t^2}, \quad 1.19$$

onde $\sigma_t^2 = \phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2$ e Θ é o espaço paramétrico. De acordo com a Tabela 3, todos os coeficientes foram estatisticamente significativos a um nível de 1%.

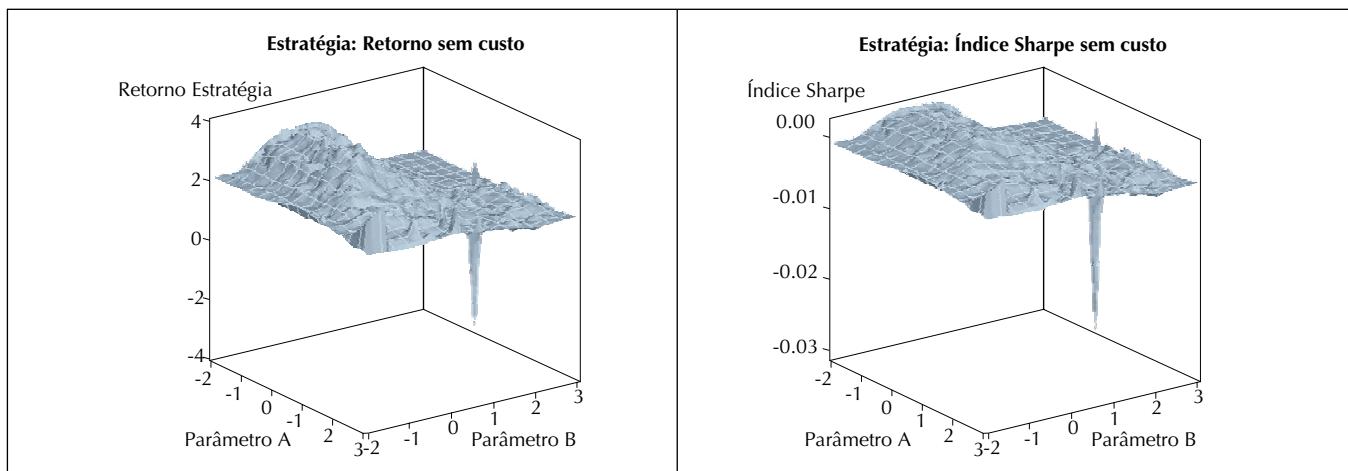
Tabela 3 Regressão da Equação 1.10

	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-z	p-Valor
Equação da Média				
ζ	0,5237	0,0019	268,0967	0,000*
φ	-0,0038	$4,06 \times 10^{-5}$	-94,6230	0,000*
ω	$-4,01 \times 10^{-5}$	$1,37 \times 10^{-5}$	-2,9205	0,0035
β	0,9857	$4,39 \times 10^{-5}$	22449,60	0,000*
α	0,0514	0,0002	284,6514	0,000*
Equação da Variância GARCH(1,1)				
ϕ_0	$4,55 \times 10^{-7}$	$3,7 \times 10^{-9}$	123,1097	0,000*
ϕ_1	0,66	0,0057	115,9246	0,000*
γ	0,25	0,0045	55,2283	0,000*
LogFV	134611,3	Critério AIC	-10,3548	

Como esperado, o coeficiente φ é negativo, indicando que descontos acima do equilíbrio de longo prazo, ou seja, $u_{t-1} < 0$, exercem influência positiva nos retornos no tempo t . Em contrapartida, pequenos deságios ou $u_{t-1} > 0$ implicam em perdas de mercado do ETF, no tempo subsequente t . O coeficiente ζ foi de apenas 0,52. No longo prazo, as séries apresentam um equilíbrio muito estreito com β de aproximadamente 0,98. Por meio da Tabela 3 pode-se inferir, ao nível de 95%, que β não é diferente de 1, logo confere ao parâmetro α representar o desconto médio entre os ativos.

5.2 Simulação.

Depois de verificada a relação entre as séries, faz-se indispensável analisar as possíveis ocorrências de ganhos a partir da função estratégia $E(d)$ de captação de descontos defasados. Foi utilizada uma amostra de tamanho 1.000, para quantificar os valores dos parâmetros A e B. Inicialmente, sem considerar os custos de transações, pode-se depreender da Figura 2 a relação entre os parâmetros e o retorno total, bem como o índice Sharpe.

**Figura 2** Retorno da Estratégia (esquerda) e índice Sharpe (direita) em relação aos parâmetros A e B

A Tabela 4 resume a simulação da estratégia com ETF, no qual superou muito o índice em que está lastreado, com 213% de rentabilidade, frente 40,5% do mercado.

Tabela 4 Simulação estratégia sem custos

N Simulação	Retorno Máximo
1000	3,13
A	B
-0,1752	-0,2960

As figuras dão uma ideia inicial da evolução dos ganhos em relação ao mercado. Percebe-se desde o começo que a estratégia supera consistentemente o mercado, apesar de as primeiras 2.000 observações oscilarem entre ganhos e

perdas. O retorno médio por operação, a cada 5 minutos, foi de $4,4 \times 10^{-3}\%$, o que ofereceu um ganho médio acima de mercado (excesso) de aproximadamente $3,11 \times 10^{-3}\%$ no período analisado.

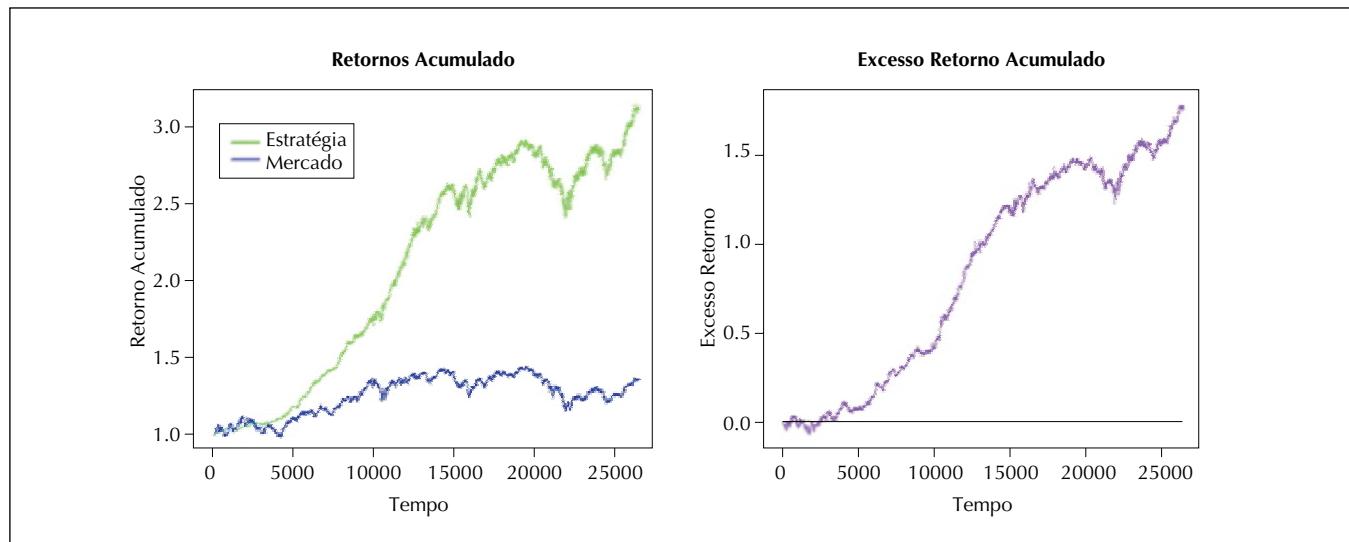


Figura 3 Evolução da estratégia e mercado (esquerda) e excesso de retorno da estratégia (direita) sem custo

Tabela 5 Estatística exploratória da estratégia sem custo

	$\hat{\lambda}$	Média Geométrica	σ
Ganho Operação	$4,4 \times 10^{-3}\%$	$4,3 \times 10^{-3}\%$	12×10^{-4}
Ganho Excesso	$3,11 \times 10^{-3}\%$	$1,2 \times 10^{-3}\%$	$18,45 \times 10^{-4}$

Apesar dos fortes ganhos oferecidos pela estratégia otimizada, os resultados não refletem com veemência a realidade, visto que não contemplam os custos de transação. De acordo com o sítio eletrônico da Bovespa, os custos operacionais (Emulamentos e Liquidação) para *day-trade* são de

0,025%. Os custos de corretagem, cobrados pelas corretoras, e a custódia foram desconsiderados, posto que têm a faculdade de serem custos fixos. Os impostos só incidem em caso de ganho de capital, ou seja, só haverá despesas com tributo quando houver lucro com a estratégia ou sobre a corretagem, Imposto sobre Serviços de qualquer natureza (ISS).

Para aperfeiçoar a estratégia, com custos de 0,025% por operação, foi realizada também uma simulação de 1.000. A introdução de custo alterou os padrões de ganhos, como podem ser observados na figura abaixo.

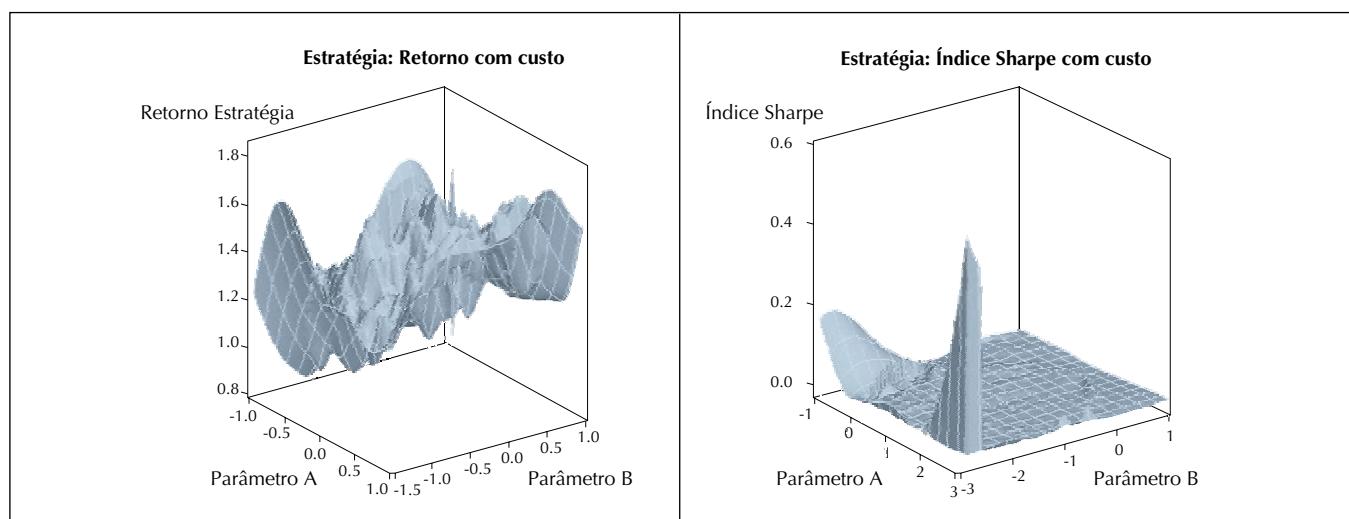


Figura 4 Retorno da Estratégia (esquerda) e índice Sharpe (direita) em relação aos parâmetros A e B

A partir da inserção de despesas, os valores de A e B tornaram-se menos estreitos, pois pequenos desvios antes rentáveis passam a ser cobertos pelos custos. Estes resultados podem ser observados na Tabela 6.

Tabela 6 Simulação estratégia com custo

N Simulação	Retorno Máximo
1000	1,7585
A	B
0,2854	-0,3411

A rentabilidade da estratégia cai substancialmente para 76%. O reflexo da adição de custo pode ser visto por meio da Figura 5. Pode-se observar que, mesmo com a introdu-

ção de custos de operação, a estratégia se mostra “vencedora” ao superar o mercado em aproximadamente 40%, no período.

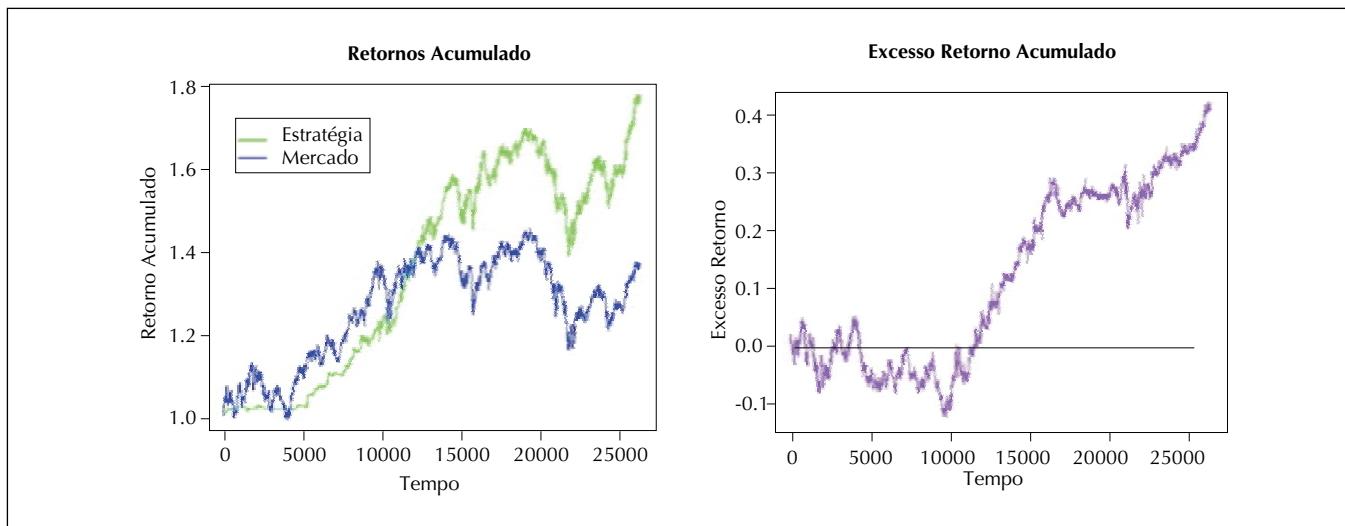


Figura 5 Evolução da estratégia e mercado (esquerda) e excesso de retorno da estratégia (direita) com custo

No entanto, esta tática só aufera ganhos a partir de 10.000 observações. Este e outros resultados podem ser conferidos na Tabela 7.

Tabela 7 Estatística exploratória da estratégia com custo

	$\hat{\lambda}$	Média Geométrica	σ
Ganho Operação	$0,22 \times 10^{-4}\%$	$0,21 \times 10^{-4}\%$	11×10^{-4}
Ganho Excesso	$0,0931 \times 10^{-4}\%$	$0,13 \times 10^{-4}\%$	17×10^{-4}

5.3 Bootstrap.

A apreciação dos resultados da simulação compreendeu apenas uma única realização do processo gerador de dados, o que pode trazer prejuízos para a análise, como o já citado

Data-Snooping. Por meio da técnica do *Bootstrap*, foi estimada a distribuição empírica da rentabilidade da estratégia $\hat{\lambda}$ para as operações sem os custos de transação e com os custos de transação. A partir da amostra de 26.400 observações, foram geradas 1.000 séries alternativas, com 2.200 blocos de tamanho 12 cada. As análises seguintes, entretanto, diferiram, no que tange aos resultados das estratégias de transações para ambas as situações.

Primeiramente, para operações sem custo, os ganhos médios excedentes das realizações ficaram a cerca de $2,05 \times 10^{-3}\%$, contrastando com $3,11 \times 10^{-3}\%$ da série original. A Figura 6 demonstra a distribuição $\hat{\lambda}^*$, ou seja, os proveitos médios produzidos pela estratégia. Os resultados apresentados proferiram, por consequência, um afastamento dos efeitos *Data-Snooping*.

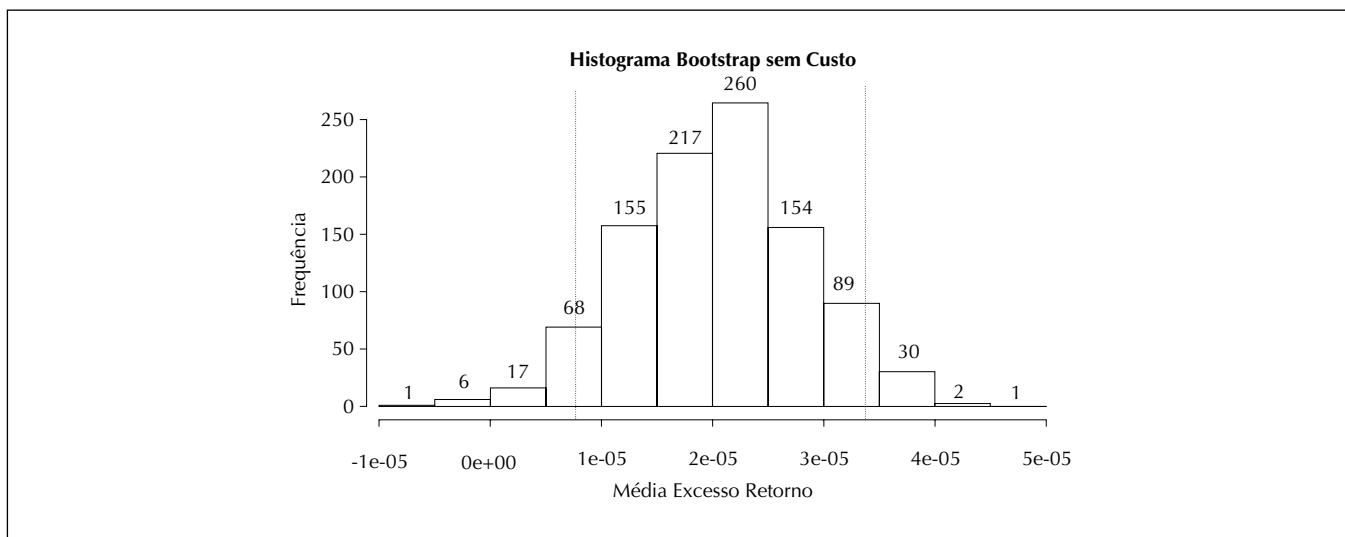


Figura 6 Distribuição empírica do excesso de ganho da estratégia sem custo

O erro-padrão se_B , como pode ser observado na Tabela 8, foi de $2,31 \times 10^{-11}$, o que dá uma margem de segurança. O

parâmetro λ encontra-se dentro do seguinte intervalo de confiança, disposto igualmente nas faixas tracejadas na Figura 6.

Tabela 8 Estatística exploratória da distribuição empírica do retorno da estratégia sem custos

	$\hat{\lambda}^*(\cdot)$	Mediana	Erro Padrão	Curtose	Skewness
Ganho Excesso $\hat{\lambda}^*$	$2,05 \times 10^{-3}\%$	$2,055 \times 10^{-3}\%$	$2,31 \times 10^{-11}$	0,0538	-0,0425

Portanto, de acordo com a faixa de confiançaposta acima, para um nível de confiança de 95%, a hipótese de a estratégia superar o mercado pode ser aceita. Os resultados endossam os encontrados na primeira simulação. Assim, sem a inserção de custos, a estratégia $E(d_t)$ permite obter ganhos anormais.

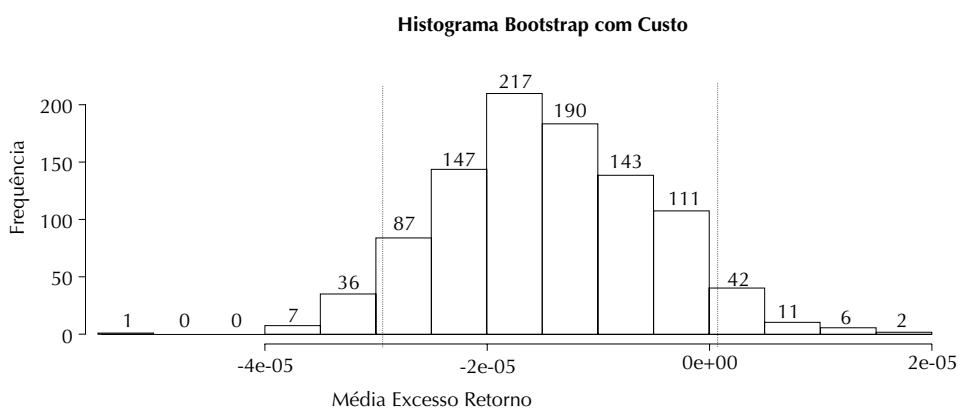
Por último, a exploração dos efeitos dos custos de transações mostra-se divergente em relação às operações livres de despesas. Remetendo-se a Eq 1.16, o histograma da Figura 7 abaixo mostra a distribuição empírica dos retornos com a estratégia. Com a mesma configuração de amostra e blocos, o excesso de ganho por operação $\hat{\lambda}^*(\cdot)$ ficou em $-1,44 \times 10^{-3}\%$, como mostra a Tabela 9.

Tabela 9 Estatística exploratória da distribuição empírica do retorno da estratégia com custos

	$\hat{\lambda}^*(\cdot)$	Mediana	Erro Padrão	Curtose	Skewness
Ganho Excesso $\hat{\lambda}^*$	$-1,44 \times 10^{-3}\%$	$-1,49 \times 10^{-3}\%$	$9,44 \times 10^{-4}\%$	0,0079	0,1214

Após fornecer os insumos para o teste de hipótese, para o mesmo nível de confiança anterior, é construída a faixa

de confiança. A partir da técnica dos percentis foi gerado o seguinte intervalo:

**Figura 7** Distribuição empírica do excesso de ganho da estratégia com custo

Apesar da aparente superação do mercado demonstrada na simulação com custos operacionais, os resultados provenientes do *Bootstrap* indicam para efeitos de *Data-Snooping* na estratégia. Pode-se observar que a hi-

pótese nula de a estratégia superar o mercado é refutada. Em resumo, contornado o problema de *Data-Snooping*, não há evidências que levem estas operações a um posto de estratégia "vencedora".

6 CONCLUSÃO

O presente artigo analisou o comportamento da série temporal do fundo ETF *iShare Ibovespa* e o seu respectivo *Benchmark*. Abordou também as características desta espécie de investimento, bem como o mecanismo de arbitragem, a partir de desacoplamentos entre o ETF e o NAV. Além disso, por meio de simulação, foram examinados os pontos ótimos da estratégia que incorporem possíveis faltas momentâneas nas especificações das cotas do fundo. Para contornar os efeitos de *Data-Snooping* foi aplicado também o uso da técnica *Bootstrap*.

Os resultados mostram que, de fato, as cotas do fundo são mais voláteis que seu ativo *Benchmark*. No longo prazo, as séries se mostraram acopladas e fortemente cointegradas. No curto prazo, o parâmetro ϕ da equação 1.10 sugere boa margem de operação.

A simulação da estratégia sinalizou para ganhos anormais, tanto sem, como com custos operacionais, com retornos excedentes de aproximadamente 176% e 36% respectivamente. As profusões dos resultados, entretanto, são brutas, restando ainda incidir os impostos sobre ganhos de capital.

Embora os resultados apresentados pela simulação sejam promissores, a estimativa das distribuições empíricas do excesso de retorno, por operação, não apontou para as mesmas conclusões. A divergência dos resultados pode ser depreendida a partir das faixas de confiança da média de retorno. A estratégia, sem inserção de custo, apresenta indícios de ganhos reais. No entanto, ao considerar os custos operacionais, o estimador *Bootstrap* contradiz a hipótese

de retornos anormais.

Após a realização do estudo é possível constatar que a estratégia baseada nos descontos defasados do fundo *iShare* não é capaz de superar o mercado. As performances preliminares geradas pela simulação podem ser creditadas a

mero acaso, posto que a reprodução do processo gerador de dados apontou para efeitos de *Data-Snooping*. Assim, esta técnica fracassa perante a estratégia “*buy and hold*” (comprar e segurar). Os resultados, portanto, não são capazes de refutar a hipótese de eficiência deste mercado.

Referências

- Anbima. (2011). *Fundo de investimento: relatório de taxas de administração*. São Paulo: Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais.
- Basu, S. (1983). The relationship between earning's yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12 (1), 129-156.
- Bohl, M., & Siklos, P. (2004). Empirical evidence on feedback trading in mature and emerging markets. *Applied Financial Economics*, 18 (17), 1379-1389.
- Bondt, W. F. M. D., & Richard, T. R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40 (3), 793-805.
- Borges, E. C., Eid Jr, W., & Yoshinaga, C. E. (2012). Exchange traded funds versus fundos indexados no Brasil. *Revista de Finanças Aplicadas*, 1 (0), 1-18.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. (2nd ed.). South-Western Pub: Cambridge University Press.
- Cherry, J. (2004). The limits of arbitrage: evidence from exchange traded funds. *Working Paper*, University of California-Berkeley.
- Damodaran, A. (2009). *Avaliação de investimentos*. (2. ed.). Rio de Janeiro: Qualitymark.
- Davison, A. C., & Hinkley, D. (2009). *Bootstrap method and their application*. (11th ed.). New York: Cambridge University Press.
- Delong, J. B., Shleifer, A., Summers, L.H., & Waldmann, R. J. (1990). Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. *The Journal of Finance*, 45 (2), 379-395.
- Dimson, E., & Mussavian, M. (2000). Market Efficiency. *The Current State of Business Disciplines*, 3, 959-970.
- Dolvin, S. D. (2009). ETFs: Arbitrage opportunities and market forecasting. *Journal of Index Investing*, 1 (1), 107-116.
- Efron, B., & Tibshirani, R. (2000). *An introduction to the Bootstrap*. Florida: Hapman Hall/CRC.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25 (2), 383-417.
- Farias, M. A. (2009). ETFs, PIBB, e a liquidez das ações. *Caderno de Pesquisa Investimento*, Fundação Getúlio Vargas, 1, 3-57.
- Gallagher, D. R., & Segara, R. (2004). The performance and trading characteristics of exchange-traded funds. *Working Paper*, The University of New South Wales.
- Gastineau, G. L. (2001). An introduction to exchange-traded funds (ETFs). *Journal of Portfolio Management and Economics*, 27 (3), 88-96.
- Guedj, I., & Huang, J. (2009). Are ETFs replacing index mutual funds? *Working Paper*, University of Texas.
- Hall, P., Horowitz, J. L., & Jing, B. (1995). On blocking rules for bootstrap with dependent data. *Biometrika*, 82 (3), 561-574.
- Hasbrouck, J. (2003). Intraday price formation in us equity index markets. *Journal of Finance*, 58 (6), 2375-2400.
- Instrução Normativa CVM n. 359. (2002, janeiro). Brasil. Recuperado de <http://www.cvm.gov.br/asp/cvmwww/atos/exiato.asp?File=%5Cinst%5Cinst359.htm>.
- Jaffe, J., Keim, B. D., & Westerfield, R. (1989). Earnings yields, market values, and stock returns. *The Journal of Finance*, 44 (1), 135-148.
- Jares, T. E., & Lavin, A. M. (2004). Japan and Hong-Kong exchange traded fund ETFs: discounts, return and trading strategies. *Journal of Financial Services Research*, 25 (1), 57-69.
- Kayali, M. M. (2007). Pricing efficiency of exchange traded funds in Turkey: early evidence from the Dow Jones Istanbul 20. *International Research Journal of Finance and Economics*, 10, 14-23.
- Lin, C., Chan, S., & Hsu, H. (2005). Pricing efficiency of exchange traded funds in Taiwan. *Journal of Asset Management*, 7 (1), 60-68.
- Marshall, B. R., Nguyen, N. H., & Visaltanachoti, N. (2010). ETF arbitrage. *Working Paper*, New Zealand, University of Auckland.
- Meziani, A. S. (Fall, 2007). Long-short investment strategies using ETFs. *ETFs and Indexing*, 2007 (1), 106-110.
- Pontiff, J. (1997). Excess volatility and closed-end funds. *The American Economic Review*, 87 (1), 155-169.
- Poterba, J., & Shoven, J. B. (2002). Exchange traded funds: A new investment option for taxable investors. *Working Paper*.
- Regulamento Ishare Ibovespa. (2009, novembro). Recuperado de: <http://www.bmfbovespa.com.br/etf/download/RegulamentoIbovespa.pdf>.
- Rompotis, G. (2005). An empirical comparing investigation on exchange traded funds and index fund performance. *Working Paper*, Athens Greece, University of Athens.
- Rompotis, G. (2007). An empirical look on exchange traded funds. *Working Paper*, Athens Greece, University of Athens.
- Ross, S., Westerfield, R., & Jordan, B. (2008). *Fundamentals of corporate finance alternate value*. (8th ed.). New York: Mc Graw Hill.
- Simon, D. P., & Sternberg, J. S. (2005). Overreaction and trading strategies in European ishare. *Journal of Alternative Investment*, 8 (1), 29-41.
- Wang, C. C., Liau, Y. S., & Yang, J. J. W. (2009). Information spillover in the spot and ETF indices in Taiwan. *Global Journal of Business Research*, 3 (1), 117-131.
- White, H., Sullivan, R., & Timmermann, A. (1999). Data-snooping, technical trading rule performance, and the bootstrap. *The Journal of Finance*, 54 (5), 1647-1691.
- Wild, R. (2007). *Exchange-traded funds for dummies*. Indianapolis, Indiana: Wiley Publishing.
- Yang, J., Cabrer, J., & Wang, T. (2010). Nonlinearity, data-snooping, and stock index ETF return predictability. *European Journal of Operational Research*, 200 (2), 498-507.