

# O FENÔMENO DE RETORNOS ANORMAIS DECORRENTES DA INCLUSÃO E EXCLUSÃO DAS AÇÕES NA CARTEIRA TEÓRICA DO ÍNDICE BOVESPA<sup>1</sup>

THE PHENOMENON OF EXTRAORDINARY RETURNS RESULTING FROM STOCK INCLUSION IN AND EXCLUSION FROM THE THEORETICAL MARKET PORTFOLIO OF THE BOVESPA INDEX

JOSÉ NICOLÁS ALBUJA SALAZAR

Profesor Doctor  
del Colégio de Administración  
para el Desarrollo (CAD),  
Especialización em Finanzas y Contabilidad  
Da Universidad San Francisco de Quito – Ecuador  
E-mail: salazarj@terra.com.br

## RESUMO

Este trabalho procura medir os retornos extraordinários das ações que experimentam a ocorrência de inclusão e exclusão da Carteira Teórica do Índice Bovespa, por meio do uso da metodologia de *Event Study* e do Modelo de Precificação de Ativos de Capital – CAPM – como *benchmark*. Conclui-se que as ações da Bolsa de Valores de São Paulo que são afetadas pela recomposição da Carteira apresentaram evidências de mudança em seus preços, durante a primeira metade da década de 1990.

**Palavras-chave:** Retorno extraordinário. Conteúdo informacional. *Benchmark*.

## ABSTRACT

*This research aims to measure extraordinary returns of stocks due to their inclusion in and exclusion from the Theoretical Market Portfolio of the São Paulo Stock Exchange Index, using the “Event Study” methodology and the Capital Asset Pricing Model – CAPM – as a benchmark. It is concluded that the stocks on the São Paulo Stock Exchange which were affected by the recomposition of the Theoretical Portfolio gave evidence of price changes during the first half of the 1990’s.*

**Keywords:** *Extraordinary returns. Signaling. Benchmark.*

Recebido em 26.09.2006 • Aceito em 23.03.2007 • 2ª versão aceita em 22.05.2007

<sup>1</sup> Artigo originalmente apresentado na Assembleia Anual CLADEA 2005, em Santiago, Chile, no período de 20 a 22 de outubro/2005 / Article originally presented at the Assembleia Anual CLADEA 2005, in Santiago, Chile, on October 20-22/2005.

## 1 INTRODUÇÃO

Sendo que a preocupação deste trabalho de investigação empírica recaiu sobre a medição dos preços de determinadas ações que experimentaram um evento em comum, é necessária a utilização de uma metodologia que atenda particularmente a essa característica.

Porém, nessa oportunidade, essa medição é tratada de forma específica, possibilitando analisar eventos do mundo real no que se refere ao comportamento dos preços das ações quando são *incluídas* ou *excluídas* da Carteira Teórica do Índice Bovespa, a qual é reavaliada a cada quatro meses.

Um objetivo dessa natureza requer que a metodologia a ser utilizada para esse propósito de investigação empírica

seja a denominada *Event Study*. Esse método está inserido no critério de eficiência de mercado e, neste estudo, utiliza especificamente o modelo de mercado para encontrar uma evidência significativa de existência de retornos que representem a reação do mercado, demonstrando o impacto nos preços das ações decorrente da informação publicada sobre a reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa durante a primeira metade da década de 1990.

Por conseguinte, antes de prosseguir no desenvolvimento deste trabalho, é importante abordar as hipóteses específicas que constituíram o propósito central desta investigação, destacadas a seguir.



## 2 CONSIDERAÇÕES E HIPÓTESES

O interesse, aqui, está relacionado à análise dos retornos gerados pelas ações que, dado seu comportamento, mereceram expor-se a uma inclusão ou exclusão na ocasião da reavaliação da *Carteira Teórica do Índice Bovespa*. Esses retornos foram analisados dentro da metodologia de *event study* para identificar a presença ou não de uma variabilidade daqueles retornos categorizados como “extraordinários” por se apresentarem, significativamente, diferentes daqueles esperados através de um processo gerador de retornos em equilíbrio.

Inicialmente, nessa oportunidade, define-se o retorno de uma ação como a mudança percentual do seu preço, ajustada pelos dividendos (a qual é designada como  $R_{it}$  na fórmula (1) e que se constitui na variável randômica básica que mede a velocidade na qual a riqueza do investidor aumenta – ou diminui, representando o retorno total que um investidor receberia durante o período do investimento ou o período de manutenção do investimento, possibilitando, com isso, a construção de uma série temporal de taxas de retorno de um único período, o que foi efetivamente analisado na pesquisa.

$$R_{it} = \frac{D_{it} + (P_{t+1} - P_t)}{P_t} \quad (1)$$

em que:

- $R_{it}$  = Retorno da ação *i* no período *t*;
- $D_{it}$  = Dividendos proporcionados pela ação *i* no período *t*;
- $P_t$  = Preço de mercado no início do período *t*;
- $P_{t+1}$  = Preço de mercado no fim do período *t*.

Há que ser observado que o retorno da ação deve ser ajustado tanto pela incidência de desdobramentos de ações (*split*) como pela taxa de inflação, tudo isso com o propósito de obter retornos em termos reais.

Considerando esse significado de retorno de uma ação, há que dar um giro em direção ao contexto em termos de informação. Essa associação é relevante devido a que a “hipótese de conteúdo informacional” está determinada na forma

de distribuição de retornos, sob a condição de algum sinal, *versus* a distribuição de retorno marginal (ou incondicional). A presença do conteúdo informacional é definida como:

$$f(R_{it}) \neq f(R_{it} | Y_{it}) \text{ para pelo menos um } y_{it} \quad (2)$$

em que:

- $f(R_{it})$  = distribuição marginal de  $R_{it}$ ;
- $f(R_{it} | Y_{it})$  = distribuição de  $R_{it}$  condicionada ao sinal  $y_{it}$ ;
- $Y_{it}$  = o sinal do sistema de informação  $\eta_{it}$ , publicado no período “*t*”, o qual, potencialmente, afeta o título *i*, que, nesse caso, se trata de uma ação.

Pelo exposto, é possível considerar que o sinal  $Y_{it}$  tem “conteúdo informacional” se a condição descrita em (2) for mantida, o que significa que  $Y_{it}$  e  $R_{it}$  são estatisticamente dependentes (a presença de dependência estatística é consistente com o conteúdo informacional ou o efeito de uma publicação).

Segundo explicação de Beaver (1981), devido a que, na maioria dos casos, os estudos não abrangem a distribuição do universo como um todo, mas somente o valor esperado, nesse caso o conteúdo informacional é definido como:

$$E(R_{it}) \neq E(R_{it} | Y_{it}) \text{ para pelo menos um } Y_{it} \quad (3)$$

em que:

- $R_{it}$  e  $Y_{it}$  São estocásticos e randômicos

Assim, assumindo que a situação (3) expressa a hipótese alternativa de que existe conteúdo informacional,  $E(R_{it} | Y_{it})$  está condicionada a uma mesma informação do período prévio ( $t-1$ ) e a distribuição marginal condicionada ao  $Y_{it}$ . Deve ser entendido que esse conteúdo informacional não está condicionado a qualquer outra informação no período “*t*” que não seja a de  $Y_{it}$ . Conseqüentemente, pode-se formular as seguintes hipóteses nula e alternativa:

$$\begin{aligned} H_0: E(R_{it} | y_i) - E(R_{it}) &= 0 \\ H_1: E(R_{it} | y_i) - E(R_{it}) &\neq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

Além disso, saliente-se que o retorno esperado marginal  $E(R_{it})$  não está condicionado a  $y_i$ , mas à informação disponível antes do evento.

As hipóteses formuladas foram apresentadas em termos de retornos, mas Fama et al. (1969), Ball e Brown (1968) e Benston (1967) introduziram a medição do retorno não sistemático do título, o que foi conhecido, também, como “retorno residual”. Pode-se verificar que o retorno efetivo, ou retorno total,  $R_{it}$ , é integrado por dois componentes: o primeiro, que está linearmente relacionado aos movimentos de um índice de mercado,  $R_{mt}$ , e o segundo, que é um componente do retorno ( $\hat{e}_{it}$ ), que não está correlacionado a esses movimentos.

Beja (1972) e Fama (1973) mostraram que, sem restrições sobre  $(R_{it})$ , é possível obter-se um retorno residual que apresente a seguinte equivalência:

$$E(\hat{e}_{it}) \equiv 0$$

Devido a que o retorno esperado é obtido por um modelo gerador de retornos e neste deve estar presente um índice de mercado, usualmente representado como  $R_{mt}$ , espera-se que o retorno residual, segundo esses autores, não seja correlacionado com o mercado, o qual permite apresentar a seguinte equivalência:

$$\sigma(R_{mt}, \hat{e}_{it}) \equiv 0$$

Pelo exposto,  $E(\hat{e}_{it} | R_{mt}) = 0$

Supondo que todos os parâmetros são conhecidos pelo pesquisador, com exceção da  $E(R_{it} | Y_{it})$ , e devido a sua igualdade a zero, essa expressão equivale a  $E(\hat{e}_{it} | Y_{it})$ . Pode-se deduzir que o uso da medição do ( $\hat{e}_{it}$ ) se torna importante de ser considerado em lugar de  $(R_{it})$ . Essa importância é corroborada por Beaver (1981) que apontou as três propriedades que motivam o uso de ( $\hat{e}_{it}$ ) em lugar de  $R_{it}$ : (1) pode resultar em uma transformação de  $(R_{it})$  de tal maneira que o valor esperado da medição de um título ( $\hat{e}_{it}$ ) exista ao longo do tempo e por meio das empresas; (2) ( $\hat{e}_{it}$ ) pode apresentar uma variância menor que  $(R_{it})$ , permitindo que seu teste estatístico seja mais poderoso e que as estimativas do efeito de  $Y_{it}$ , no retorno dos títulos, sejam mais eficientes e (3) ( $\hat{e}_{it}$ ) pode resultar em uma menor correlação entre as observações do que poderia apresentar  $(R_{it})$  e, nesse sentido, ( $\hat{e}_{it}$ ) pode harmonizar melhor com os testes de significância convencionais do que pode ser feito com o  $(R_{it})$ .

Considerando que  $E(R_{it})$  varia ao longo do tempo de empresa a empresa, foi conveniente transformar  $(R_{it})$  para que  $E(R_{it})$  possa ser a mesma para todos os “t” e todos os “i”. A transformação em questão facilita especificamente a acumulação diversificada de dados, ao longo do tempo e entre as empresas, para poder obter, dessa maneira, um

grande número de observações sobre as quais pode ser estimado o retorno esperado.

A aplicação de um modelo gerador de retornos pressupõe que essa transformação de  $(R_{it})$  em  $\hat{e}_{it}$ , significará que  $E(\hat{e}_{it})=0$  para todos os t e i. Dessa maneira, poderiam ser reapresentadas as hipóteses nula e alternativa como segue:

$$\begin{aligned} H_0: E(R_{it} | y_i) - E(R_{it}) &= E(\hat{e}_{it} | y_i) = 0 \\ H_1: E(R_{it} | y_i) - E(R_{it}) &= E(\hat{e}_{it} | y_i) \neq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

em que:

$R_{it}$  é o retorno da ação **i** no período do evento de interesse;

$y_i$  é um sinal da estrutura da informação (publicação) no período do evento que afeta, potencialmente, a ação **i**;

$\hat{e}_{it}$  é o retorno extraordinário no período **t**;

$E(\hat{e}_{it})$  é o valor esperado da distribuição “marginal” de  $\hat{e}_{it}$  e está condicionado à mesma informação do período prévio.

No que tange ao presente estudo, as hipóteses em (5) devem ser aplicadas para um evento específico, o qual se trata da publicação da reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa, ocasião em que, na sua composição, são observadas, por um lado, inclusões de ações de empresas que obtiveram um bom desempenho no mercado e, por outro, exclusões de ações daquelas empresas que não alcançaram tal êxito.

Nesse contexto, deve ser seguido o raciocínio de que na hipótese alternativa da equação anterior, consta o sinal da informação  $y_i$ , e, para que haja um conteúdo informacional, o retorno extraordinário no título **i** deve estar condicionado a esse sinal  $y_i$ .

É importante interpretar que a hipótese alternativa formulada em (5) ainda precisa de um refinamento no sentido de ilustrar, com maior precisão que, ao se apresentar a citada inclusão, isso constitua boa notícia para o investidor, já que o resultado de retorno extraordinário positivo concretizaria evidências de que  $(e_{it} > 0)$ .

Quanto à ocorrência de exclusão da ação de uma empresa da Carteira Teórica do Índice Bovespa, vale lembrar a abordagem de Ball e Brown (1968) quando se referiram ao retorno extraordinário negativo, o qual foi definido como o valor que se registra quando o retorno efetivo é menor do que aquele esperado, o que representaria más notícias para os investidores. Por isso, os retornos residuais obtidos ao redor da data de divulgação de que a empresa foi excluída da Carteira Teórica do Índice Bovespa, resultarão em uma representação tal como  $(e_{it} < 0)$ .

Esse raciocínio leva a um refinamento da formulação em (5), fazendo com que se configurem as hipóteses alternativas e que são formalmente determinadas como segue:

$$E(\hat{e}_{it} | y_i) > 0 \quad (5a)$$

$$E(\hat{e}_{it} | y_i) < 0 \quad (5b)$$

A expressão **(5a)** se refere à presença do conteúdo informacional decorrente do evento em caso de inclusão, que se traduz em boas notícias para os investidores ao apresentar evidências significativas de retornos extraordinários positivos na ação da empresa incluída.

No tocante à expressão **(5b)**, essa indica que poderá existir evidência de retornos extraordinários negativos, quando uma ação for excluída, devendo  $E(\hat{\epsilon}_{it} | y_i)$  ser menor que zero.

Para estimar  $E(\hat{\epsilon}_{it} | y_i)$  é necessário observar o comportamento das ações de várias empresas, pois os retornos delas são analisados em um período de *tempo do evento* comum a todas elas. Portanto, na seqüência, será ampliada a metodologia para satisfazer aos testes das hipóteses que foram propostas e identificadas como **(5a)** e **(5b)**.

### 3 DEFINIÇÃO DO EVENTO NO CONTEXTO DO ÍNDICE BOVESPA

O evento está definido dentro do contexto da reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa que acontece a cada quadrimestre, com base nas ações de maior negociabilidade na Bolsa de Valores de São Paulo, nos 12 meses anteriores.

Na reavaliação da carteira teórica, algumas ações de empresas nela incluídas podem permanecer dentro dela, dependendo das variações da sua participação relativa na negociabilidade em função do efeito conjuntural do mercado, mas, outras que não atendem o requerido pela participação relativa serão excluídas da carteira, originando a ocorrência de *exclusão*.

Por outro lado, determinadas ações que tenham apresentado um bom desempenho no período antes mencionado, satisfazendo os requisitos de participação relativa,

foram selecionadas para compor a Carteira Teórica do Índice Bovespa dando lugar a ocorrência de *inclusão*.

As definições das ocorrências supra citadas relacionam-se com as hipóteses determinadas porque no mercado acionário, e especificamente no mercado brasileiro, há a possibilidade de variabilidade dos preços das correspondentes ações quando a informação da reavaliação da carteira teórica é publicada.

A respeito, devem ser referidos Grier e Albin (1973, p. 427), os quais formularam as bases para qualificar as mudanças dos preços das ações ao redor de “eventos significativos de mercado”, que definiram como “[...] um padrão de movimento dos preços não-ambíguo, identificável após o fato”.

### 4 DATA DO EVENTO

O objeto central deste estudo foi a variabilidade dos preços das ações examinadas, ao redor não exatamente da data quando a Bolsa de Valores de São Paulo determinou que uma dada empresa deveria ser excluída ou incluída em sua carteira teórica, mas, sim, quando essas ocorrências se tornaram públicas através de um meio de comunicação em massa.

Considerando a reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa executada no primeiro dia útil de cada quadrimestre do ano, (janeiro/abril; maio/agosto e setembro/desembro), então, a “data do evento” será aquela na qual

essa carteira reavaliada se torna pública aos investidores, através da Gazeta Mercantil, do BDI (quando esse boletim passou a exercer papel informativo) e do *site* da Bovespa.

O período em que se encontram as datas dos eventos a serem examinados no transcurso deste trabalho, abarcou as reavaliações compreendidas desde 2 de janeiro de 1990 até 3 de janeiro de 1995. Para a identificação dos retornos históricos das respectivas ações, foi realizado um levantamento das cotações de fechamento, em nível mensal, dos cinco anos anteriores ao correspondente evento.

### 5 METODOLOGIA DA DETERMINAÇÃO DOS PERÍODOS DE ESTIMAÇÃO E EVENTO

O período de cinco anos objeto do levantamento dos dados históricos foi denominado *período de estimação* devido a que, com base nele, foram estimados os respectivos parâmetros calculados através de uma regressão linear simples. Foi denominado *período do evento* aquele compreendido por um número de pregões anteriores e posteriores à data de publicação da reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa.

Como se pode apreciar na Figura 1, a seguir, a escolha de 30 dias no denominado pré-evento e os 15 dias do pós-evento, aparentemente foi feita de forma arbitrária.

No entanto, devido a que as metodologias de *event studies* apresentam um número de dias semelhante ao redor do evento, isso torna a escolha consistente, uma vez que o interesse deste estudo está fixado nos dias próximos ao acontecimento do evento.

Quanto ao *período de estimação*, foram obtidas as cotações de fechamento, em nível mensal, relativas ao índice Bovespa, correspondentes às datas dos retornos mensais das ações em análise, no período de cinco anos, a contar da data do respectivo evento. Para o *período do evento*, as

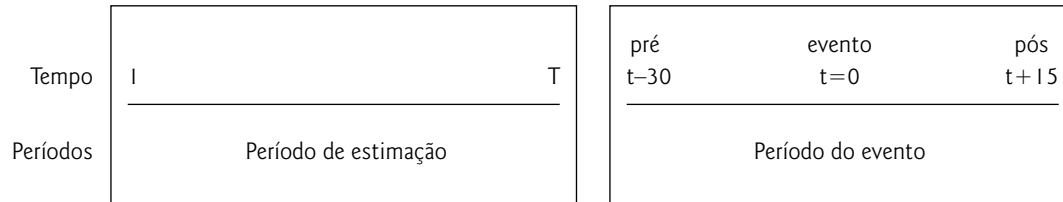


Figura 1 | Períodos de estimação e evento

cotações diárias de fechamento foram obtidas de maneira a acompanhar as correspondentes ações.

É importante considerar que os retornos da ação e os do mercado foram ajustados pela inflação, tanto no período

de estimação quanto no do evento, conforme mostrado na fórmula (6).

## 6 TRATAMENTO DA INFLAÇÃO DURANTE OS PERÍODOS DE ESTIMAÇÃO E DO EVENTO

Devido a que os dados se encontram dentro de um contexto inflacionário e com o propósito de identificar os valores reais tanto das ações quanto do índice, foram extraídas as taxas de inflação das taxas das respectivas variações nominais.

No tocante ao período de estimação, foi adotada a técnica ilustrada por Paula Leite e Sanvicente (1995) na qual os autores utilizaram o Índice Geral de Preços da Fundação Getúlio Vargas, em nível mensal, para aplicação da seguinte fórmula:

$$r = \{ [(1+R) / (1+I)] - 1 \} \times 100 \quad (6)$$

em que:

- $r$  = Taxa de retorno mensal (variação) real da carteira do índice Bovespa (formato percentual);
- $R$  = Taxa de retorno mensal "(variação nominal)" da carteira do índice Bovespa (formato racional);
- $I$  = Taxa de inflação no mês em que se está calculando o retorno real da carteira do índice (medida pelo IGP-DI da FGV), no formato racional.

A respeito dos retornos mensais das ações, foi utilizada a mesma fórmula supra mencionada, com a diferença de que o  $r$ , nesse caso, corresponde a  $R_{it}$  (retorno mensal real da ação), enquanto o  $R$  representa o retorno mensal em termos de variação nominal da ação.

No período do evento, também há necessidade de aplicação de um ajuste inflacionário tanto nos retornos diários da ação quanto no índice Bovespa. Portanto, calculou-se uma interpolação geométrica entre os índices mensais da taxa de inflação IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas. Assim procedendo, obteve-se um índice de inflação diária o qual, nesse caso, encontra-se representado por  $I$ , para efeitos de utilização da fórmula (6), antes mencionada. Evidentemente, nessa oportunidade, o  $r$  designado na referida fórmula como sendo a taxa de retorno mensal real, também, por sua vez, aqui corresponde à taxa de retorno diária, equivalente a  $R_{it}$ , em nível diário.

## 7 DETERMINAÇÃO DO ÍNDICE DE MERCADO

Tanto para o período de estimação quanto para o período do evento é necessário selecionar um índice de mercado, para efetuar os cálculos concernentes aos modelos geradores de retornos. Considerando que, por um lado, o evento deste estudo está intrinsecamente relacionado com o índice Bovespa, por outro, foi verificada a existência de evidências de que o referido índice possui conteúdo informacional e

pode perfeitamente ser um representante do desempenho econômico brasileiro, segundo o exposto por Paula Leite e Sanvicente (1995, p. 67), os quais asseveraram também que "[...] o índice Bovespa é um simples espelho a refletir a ansiedade do mercado acionário". Portanto, para efeitos deste trabalho, o índice designado como representante do retorno de mercado foi o índice Bovespa.

## 8 BENCHMARK PARA OS RETORNOS EXTRAORDINÁRIOS

O desempenho do preço do título pode somente ser considerado "extraordinário" com relação a um particular *benchmark*. É necessário especificar um modelo de geração

de retornos "normais", antes que os retornos extraordinários possam ser medidos. Existem vários modelos genéricos que são utilizados no processo de geração de retornos

esperados *ex ante*. No entanto, para cada modelo, o retorno “extraordinário” para um dado título, no tempo “t”, é definido como a diferença entre seus retornos efetivos *ex post* e aqueles que são preditos sob o processo de geração de retorno que seja escolhido.

Além de conscientizar-se de que não é necessária uma sofisticação em termos de modelo, é importante ter-se em conta a utilização de um modelo que atenda as necessidades da investigação. Nessa linha de orientação, Dyckman, Philbrick e Stephan (1984) defenderam que o Modelo de Precificação de Ativos de Capital pode oferecer testes mais poderosos do que os modelos de Retorno da Média Ajustada, o de Retorno de Mercado Ajustado e o de Retorno de Mercado e Risco Ajustados.

Para execução dessa etapa, foi utilizado o Modelo de Precificação de Ativos de Capital (CAPM), o qual atende, plenamente, aos propósitos já mencionados. Isso se deve a que o CAPM é consistente com o modelo de um-fator da Linha do Mercado de Títulos (Security Market Line) abrangendo a teoria de Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966), os quais, fazendo uso dos modelos normativos de Markowitz (1952) e Tobin (1958), desenvolveram teorias similares de preços de ativos de capital em equilíbrio sob condições de risco fazendo desse modelo, portanto, o adequado para o controle, tanto do risco das ações quanto do risco do mercado.

## 9 METODOLOGIA APLICADA NO PERÍODO DE ESTIMAÇÃO

Pode ser apreciado que o lado esquerdo da Figura 1, constante do item 4., ilustra o período em que os retornos mensais foram submetidos à regressão para a obtenção do valor do beta e que foi chamado de “período de estimação”.

Assumindo como verdadeira a colocação de Thompson (1.985) de que a correlação entre as datas dos eventos e os retornos do mercado é igual a zero, a estimação do parâmetro não deve abranger o período do evento para evitar qualquer correlação *spuria* na estimativa.

Por essa razão, aplicou-se a regressão linear simples nos retornos mensais tanto da ação quanto do índice Bovespa para, assim, obter uma estimativa do beta que passou a ser utilizado no período do evento como representante da inclinação que, no caso de uma ação individual, é a linha que indica a variação dos retornos da ação por unidade de variação do índice Bovespa, conforme a fórmula a seguir:

$$\beta = \frac{Cov(r_t, r_m)}{\sigma_m^2}$$

em que:

$\sigma_m^2$  é a variância dos retornos do mercado e  
Cov é a covariação entre os retornos da ação e os retornos do mercado.

Para o propósito dessa investigação empírica, foi assumido que o beta estimado possui características estacionárias. No período de estimação também foram calculados, para cada ação da amostra, o coeficiente de correlação **R** e o coeficiente de determinação **R<sup>2</sup>**. Isso permitiu testar a robustez da relação entre variáveis na associação linear, em nível populacional, mediante a estatística ( $F_o$ ) que foi comparada com os valores da tabela *F-Snedecor* para a qual foi usada a seguinte fórmula:

$$F_o = [R^2 \times (n - 2)] / (1 - R^2) \quad (7)$$

Para efeitos da análise, foi considerada a utilização de um nível de confiança de 95% e foram identificados os correspondentes valores críticos, na Tabela “F” de *Snedecor*, com a finalidade de aceitar ou rejeitar a regressão, quando foi observado se a correlação entre o retorno da ação e o retorno do mercado apresentou-se suficientemente forte. Em consequência, as regressões rejeitadas não foram consideradas para a análise realizada no período do evento.

Além desse último teste, também foi realizada uma verificação da possível presença de um determinado padrão dos dados que poderiam não ter sido capturados pelas variáveis explanatórias, indicando que os resíduos poderiam estar correlacionados dando-se, assim, uma situação de autocorrelação positiva. Nesse caso, a equação da regressão não seria adequada. A equação utilizada para esse efeito foi a preceituada por Schwager (1995).

Desse modo, para testar a autocorrelação, foram confrontadas as estatísticas DW com os correspondentes valores da tabela de Durbin Watson, a um nível de confiança de 95%, com base nos resíduos da relação linear simples, de acordo com a seguinte fórmula:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^n e_t^2} \quad (8)$$

em que:

$e_t$  = valor residual no tempo t e  
 $e_{t-1}$  = valor residual no período imediatamente precedente ao tempo t.

## 10 METODOLOGIA APLICADA NO PERÍODO DO EVENTO

Para o “período do evento”, identificado no lado direito da Figura 1, constante do item 4, foi necessária a obtenção

de dados relativos às datas ao redor do evento, já especificadas anteriormente. Em consequência, as datas que foram

necessárias para essa análise, contaram com os 30 pregões anteriores à data da publicação da reavaliação da carteira teórica em estudo. A própria data dessa publicação foi definida como *tempo zero* e, em seqüência, devido a que os investidores requerem um tempo para que possam reagir à informação publicada, foi encontrado suficiente realizar a medição nos 15 pregões posteriores ao tempo zero.

Portanto, se os 30 pregões precedentes ao evento e os 15 pregões seguintes a ele são determinados como *pré* e *pós-eventos*, então, os pregões de negociação pré-evento podem ser identificados como  $t-30, t-29, t-28, t-27...t-2, t-1$ ; o dia da publicação da reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa  $t = 0$ ; e os pregões pós-evento,  $t+1; t+2, t+3... t+15$ .

### 10.1 Retornos residuais

Nesse período, foi aplicada a fórmula do modelo de precificação de ativos de capital (CAPM), para cada ação em seu correspondente pregão, onde se utilizou o beta estimado pela regressão linear simples. Prosseguindo na descrição dos procedimentos utilizados, é conveniente considerar a seguinte fórmula e explicar o significado de seus componentes nesse contexto:

$$R_{it} = R_{ft} + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + e_{it}$$

em que:

$R_{it}$  = retorno de um ativo com risco (tal como uma ação) no tempo  $t$ ;

$R_{ft}$  = retorno de um ativo livre de risco (Taxa de Referência de Letras do Tesouro Nacional, fornecidas por ANDIMA) no tempo  $t$ ;

$R_{mt}$  = retorno médio de mercado no tempo  $t$ ;

$\beta_i$  = medida relativa de risco sistemático (beta) dos ativos  $i$  com relação ao índice Bovespa, segundo definido na fórmula (2.27);

$e_{it}$  = variável randômica independente com uma  $E(e_{it}) = 0$ .

Colocando em evidência o  $e_{it}$ , dessa última equação, obtém-se um *retorno residual* para o ativo  $i$  no tempo  $t$ , o qual foi utilizado nessa etapa dos cálculos, como pode ser apreciado na seguinte equação:

$$e_{it} = R_{it} - [R_{ft} + \beta_i(R_{mt} - R_{ft})] \quad (9)$$

### 10.2 Medição do retorno residual acumulado

Antes da incursão no presente tópico, é necessário manifestar que, de acordo ao exposto dentro das hipóteses especificadas no item 1, o presente trabalho abrange a medição do evento de publicação da reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa quando se apresentam as duas relevantes ocorrências de inclusão e exclusão de ações de empresas na sua composição. Conseqüentemente, para conseguir manejar corretamente a análise em questão, foi necessário que os retornos residuais de cada ativo fossem agrupados em carteiras de acordo às suas respectivas ocor-

rências. Assim, cada ocorrência teve sua própria carteira de ações.

É importante anotar que as duas carteiras a que se fez referência estavam compostas por 17 empresas que sofreram a ocorrência de inclusão e 29 empresas que, por sua vez, foram excluídas da Carteira Teórica em estudo. No que se refere às empresas excluídas da mencionada carteira, deve ser indicado que, inicialmente, elas totalizavam o número de 33, porém, esse número diminuiu para 29, pois as empresas Engesa, FNV, Ferrobras e Ferroligas não apresentaram dados suficientes no período do evento e isso poderia afetar as conclusões.

Segundo Haugen (2001, p. 655) “[...] o único elemento que as ações na amostra têm em comum é seu correspondente evento, pelo que os outros fatores que influenciam a seus preços devem ser eliminados através do uso da média dos retornos residuais”. Nesse sentido, foram calculados os retornos residuais médios diários em cada uma das carteiras, por meio da seguinte fórmula:

$$\hat{e}_{it} = \frac{1}{n} \sum_{e=1} e_{i,t} \quad (10)$$

em que:

$\hat{e}_{i,t}$  é o retorno residual médio diário;

$e_{i,t}$  é o retorno residual da ação em cada dia;

$n$  é o número de ações na carteira

Dos resultados dos retornos residuais médios diários de cada uma das carteiras, registrou-se que, na de ações incluídas, o dia  $t = 0$  correspondeu a 0,68 e aquele do dia  $t+1$  equivaleu a 1,37. Em contraste, quando calculada a média dos 30 retornos residuais diários do pré-evento, o valor encontrado foi (-0,04), sugerindo uma aparente elevação.

No concernente à carteira de empresas excluídas, uma análise semelhante à anterior constatou resultados bastante interessantes, pois, observou-se que o retorno residual médio diário no dia  $t = 0$  foi de (-1,01) e no dia  $t+1$  resultou ser (-2,51), enquanto a média dos 30 retornos residuais diários do pré-evento foi de (-0,45).

Para o cálculo dos retornos residuais médios diários acumulados de cada uma das carteiras, foram usadas as médias diárias dos retornos residuais obtidas ao nível de cada pregão no período do evento, as quais foram adicionadas a partir dos 30 pregões anteriores ao *tempo zero* até 15 pregões posteriores a ele. Para efeito desses cálculos, foi aplicada a fórmula usada por Fama, Fischer, Jensen e Roll (1969), conforme a seguinte descrição:

$$CAR_t = CAR_{t-1} + \hat{e}_{i,t} \quad (11)$$

Quanto aos retornos residuais médios diários acumulados da carteira das ações que foram incluídas na Carteira Teórica, esses evidenciaram, no dia  $t = 0$ , uma elevação com relação ao pregão anterior, muito próxima de zero.

Partindo desse ponto, é notória a configuração de um padrão de elevação sugerindo a existência de possíveis retornos residuais médios diários acumulados positivos,

ao longo dos seguintes 15 pregões, com exceção de uma interrupção nessa elevação, verificada nos pregões correspondentes aos dias  $t + 8$  e  $t + 9$  e, posteriormente, em  $t + 14$  e  $t + 15$ , em que se apresentaram quedas as quais, em nenhum momento, aproximaram-se de zero.

Quanto aos retornos residuais médios diários acumulados da carteira de ações que foram excluídas da Carteira Teórica do Índice Bovespa, pôde-se observar que, no período do pré-evento, eles já se encontravam abaixo de zero e com uma tendência a descender. Isso parece ser consistente com a natureza dessa ocorrência (ações que já se encontravam com pouca negociabilidade, ou seja, pouco procuradas pelos investidores), pois no pregão correspondente a  $t = 0$ , o retorno encontra-se situado muito abaixo de zero.

Prosseguindo na análise, detectou-se, ainda, que no pregão seguinte,  $t + 1$ , os referidos retornos experimentaram uma queda que configura o mais marcante comporta-

mento de tendência decrescente, o qual vem se apresentando desde o pregão  $t - 30$ . A partir do pregão  $t = 0$  até o  $t + 15$ , o retorno residual médio diário acumulado equivale a zero, sendo que os últimos cinco pregões retomam a tendência à baixa. Assim, durante todo o período do evento, constatou-se que os retornos em questão permaneceram no campo negativo.

As apreciações expostas até aqui não permitem a emissão de uma conclusão quanto à existência ou não de retornos extraordinários, tanto positivos quanto negativos. Elas, unicamente, ensejam a necessidade de que essas possibilidades sejam testadas.

Para determinar se os retornos residuais médios diários dos pregões  $t = 0$  até o dia  $t + 15$  não representam retornos extraordinários, foi necessário aplicar o teste de hipótese a cada um dos pregões desse período, em cada uma das carteiras.



## 11 TESTE DE HIPÓTESE

Para testar a presença ou não de retornos extraordinários no dia do evento e no período pós-evento, nas amostras estruturadas, inicialmente foi necessário avaliá-los à luz da hipótese nula expressada na fórmula (5), com a finalidade de testar se os retornos residuais médios diários obtidos eram iguais a zero, porque, sendo assim, poderia ser concluído que não existiram retornos extraordinários.

Para alcançar essa finalidade, no teste de hipótese, foi indispensável executar os cálculos detalhados a seguir para, dessa forma, obter valores representativos que permitissem aplicar a estatística- $t$ . A metodologia seguida para esse propósito foi a sugerida no trabalho de Kritzman (1994).

Foi calculado o desvio padrão dos retornos residuais das ações em cada uma das já mencionadas carteiras, ocorridos durante o período do pré-evento, ou seja, desde  $t - 30$  até  $t - 1$ . Esses cálculos estão apresentados na seguinte equação:

$$\sigma_{i, pré} = \sqrt{\frac{\sum_{t=-30}^{-1} (e_{i,t} - \hat{e}_{i, pré})^2}{n - 1}} \quad (12)$$

em que:

$\sigma_{i, pré}$  = desvio padrão dos retornos residuais diários da ação  $i$  prognosticados a partir de medições do período pré-evento;

$e_{i,t}$  = Retorno residual diário da ação no tempo  $t$ ;

$\hat{e}_{i, pré}$  = média dos retornos residuais diários prognosticados no período pré-evento;

$n$  = número de pregões no período pré-evento.

A seguir, foi preciso obter o desvio padrão agregado. Esse cálculo foi realizado somando os desvios padrão dos retornos residuais diários de cada ação  $i$ , prognosticados a partir de medições do período pré-evento e elevados ao

quadrado, dividindo-os para o número de ações da respectiva carteira  $e$ , logo, extraindo de tudo isso a raiz quadrada. A equação seguinte demonstra esses cálculos:

$$\text{estatística-}t = \frac{\hat{e}_{it}}{e_{\sigma N, pré}}$$

Portanto, os resultados decorrentes da aplicação da fórmula acima constam da tabela seguinte:

Com relação ao teste de hipótese realizado na carteira de ações que experimentaram a ocorrência de inclusão, pode ser manifestado que, no pregão correspondente a  $t = 0$ , há suficientes evidências para garantir a rejeição de  $H_0: \hat{e}_{it} = 0$ . Igual resultado também é aplicado aos pregões  $t + 1, t + 2, t + 4, t + 6, t + 7, t + 9, t + 10, t + 11, t + 12, t + 13$  e  $t + 14$ .

Em contraste, nos pregões correspondentes a  $t + 3, t + 5, t + 8$  e  $t + 15$  não há suficientes evidências para garantir a rejeição da hipótese nula de que os retornos residuais médios diários sejam iguais a zero.

Quanto ao mesmo teste de hipótese aplicado na carteira de ações que experimentaram a ocorrência de exclusão, foi encontrado que, no dia do evento  $t = 0$ , há suficientes evidências para garantir a rejeição de que  $H_0: \hat{e}_{it} = 0$ . Isso também se aplica aos pregões  $t + 1, t + 2, t + 6, t + 7, t + 10, t + 12$  e  $t + 15$ , nos quais há possibilidades da presença de retornos extraordinários.

No entanto, em oito dos quinze pregões do pós-evento, a hipótese nula foi aceita, significando que não há suficientes evidências para garantir a rejeição de que os retornos residuais médios diários sejam iguais a zero nos pregões  $t + 3, t + 4, t + 5, t + 8, t + 9, t + 11, t + 13, t + 14$ .

Foi observado na carteira das ações incluídas na Carteira Teórica do Índice Bovespa, que tanto no dia do evento  $t = 0$  como na maioria dos pregões do pós-evento, a estatística  $t$  foi significativa. Portanto, pode-se chegar à conclusão



**Tabela 1** Testes de significância das carteiras de ações incluídas e excluídas da Carteira Teórica do Índice Bovespa

Pregão	$t_0$ Carteira de Ações Incluídas	$t_0$ Carteira de Ações Excluídas
0	<b>0,169</b>	<b>-0,182</b>
1	<b>0,336</b>	<b>-0,453</b>
2	<b>0,286</b>	<b>0,175</b>
3	0,084	0,096
4	<b>0,279</b>	0,072
5	0,042	0,114
6	<b>0,216</b>	<b>-0,291</b>
7	<b>0,448</b>	<b>0,508</b>
8	-0,125	0,122
9	<b>-0,362</b>	-0,067
10	<b>0,239</b>	<b>0,160</b>
11	<b>0,657</b>	-0,061
12	<b>0,192</b>	<b>-0,227</b>
13	<b>0,195</b>	-0,077
14	<b>-0,417</b>	-0,083
15	-0,019	<b>-0,166</b>

razoável de que a inclusão da ação na mencionada carteira teórica afeta os retornos dos títulos e, conseqüentemente, contradiz a hipótese de eficiência de mercado.

Ao ser aplicado o mesmo tipo de análise no que respeita às ações excluídas da citada carteira teórica, foi obser-

vado o mesmo padrão de significância da estatística  $t$ , pelo que se chegou a idêntica conclusão no que respeita à contradição da hipótese de eficiência de mercado.



## 12 TESTE DE SIGNIFICÂNCIA

Retomando as hipóteses alternativas expressas através das fórmulas **5a.** e **5b.**, o que se quer, agora, é testar a significância unilateral das afirmações de que, no caso das ações serem incluídas na Carteira Teórica do Índice Bovespa, os retornos residuais médios diários obtidos são retornos extraordinários positivos e, para o caso em que as ações forem excluídas da referida Carteira Teórica, os retornos residuais médios diários são retornos extraordinários negativos.

Quanto à carteira de ações que experimentaram a ocorrência de inclusão na Carteira Teórica do Índice Bovespa, observou-se que, no dia do evento,  $t = 0$ , há evidências fornecidas pela amostra que não são suficientemente fortes para garantir a aceitação de  $H_0$ . O mesmo resultado foi encontrado nos pregões  $t + 6$ ,  $t + 9$ ,  $t + 10$ ,  $t + 12$ ,  $t + 13$  e  $t + 14$ .

Deve ser esclarecido, ainda, que os dados da amostra dão suporte a que os resíduos médios diários dos pregões  $t + 1$ ,  $t + 2$ ,  $t + 4$ ,  $t + 7$  e  $t + 11$  forneçam evidências para

que a hipótese nula seja rejeitada. Por outro lado, os pregões  $t + 3$ ,  $t + 5$ ,  $t + 8$ , e  $t + 15$  não apresentam suficientes evidências para garantir a rejeição da hipótese nula.

Quanto à análise feita dos resultados observados na carteira de ações que experimentaram a ocorrência de exclusão da Carteira Teórica do Índice Bovespa no dia do evento,  $t = 0$ , há evidências fornecidas pela amostra que não são suficientemente fortes para garantir a aceitação de  $H_0$ . O mesmo resultado foi encontrado nos pregões  $t + 2$ ,  $t + 7$ ,  $t + 10$ ,  $t + 12$ , e  $t + 15$ .

Ainda pode ser indicado que os dados da amostra dão suporte a que, também, os resíduos médios diários dos pregões  $t + 1$ ,  $t + 6$  mostrem evidências de que a hipótese nula seja rejeitada.

Os pregões  $t + 3$ ,  $t + 4$ ,  $t + 5$ ,  $t + 8$ ,  $t + 9$ ,  $t + 11$ ,  $t + 13$ ,  $t + 14$  não apresentam suficientes evidências para garantir a rejeição da hipótese nula.



## 13 CONCLUSÕES

A lógica financeira oferece a premissa de que o mercado de capitais, com o tão só conhecimento de um evento,

reage imediatamente no sentido de ou maximizar seus retornos ou, então, diminuir seus riscos.

De igual maneira, no maior mercado acionário da América Latina também existem evidências de que se apresenta um comportamento tal, por parte dos investidores, que faz com que eles tomem decisões baseadas em informação gerando, com isso, anomalias. Há evidências de que os investidores na Bolsa de Valores de São Paulo têm preferência por aquelas ações que passam a compor a Carteira Teórica em questão e, ainda, que desconsideram aquelas que deixam de pertencer ao índice Bovespa, para efeitos de alocação de seus investimentos.

Com base nos resultados da pesquisa realizada, conclui-se que a reavaliação da Carteira Teórica do Índice Bovespa possui conteúdo informacional porque o evento de sua publicação orienta o mercado a investir ou não nas ações que experimentam as citadas ocorrências de inclusão e exclusão.

A anomalia detectada aqui é uma prova a mais de que o mercado brasileiro de ações tem um comportamento semelhante a um mercado de ações avançado como o do S&P 500 e este trabalho ratifica que o mercado da Bolsa de Valores de São Paulo se apresenta muito atrativo tanto para investidores diversificados locais quanto para os internacionais.

Além disso, deve ser ressaltado o efeito nos retornos gerados pelas ações das empresas que passam a compor o índice Bovespa, ou deixam de pertencer a ele, no sentido da importância que elas adquirem para os investidores, tanto no aspecto econômico do investimento quanto na consideração de que essa ocorrência poderia constituir-se em um indicador de desempenho satisfatório ou insatisfatório na avaliação dos administradores das respectivas empresas, dentro da perspectiva de governança. □

## Referências

- BALL, R.; BROWN, P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, *Journal of Accounting Research*, p. 159-178, Autumn, 1968.
- BEAVER, W. H. Econometric Properties of Alternative Security Return Methods, *Journal of Accounting Research*, v. 19, n. 1, p. 163-184, Spring 1981.
- BEJA, A. On Systematic and Unsystematic Components of Financial Risk, *Journal of Finance*, p. 37-46, mar. 1972.
- BENSTON, G. Published Corporate Accounting Data and Stock Prices, *Empirical Research of Accounting: Selected Studies*, p. 1-4, Supplement to *Journal of Accounting Research* 5, 1967.
- DYCKMAN, T; PHILBRICK, D.; STEPHAN, J. A comparison of event study methodologies using daily Stock Returns a Simulation approach, *Journal of Accounting Research*, p. 1-30, 1984.
- FAMA, E. A Note on the Market Model and the Two-Parameter Model, *Journal of Finance*, p. 1181-1186, dez. 1973.
- \_\_\_\_\_; FISHER, L.; JENSEN, M.; ROLL, R. The Adjustment of Stock Prices to New Information, *International Economic Review*, p. 1-21, fev. 1969.
- GRIER, P. C.; ALBIN, P. S. Nonrandom price changes in association with trading in large blocks, *Journal of Business* XLVI, p. 425-433, jul. 1973.
- HAUGEN, R. A. *Modern Investment Theory*. Prentice Hall, 2001.
- KRITZMAN, M. What practitioners need to know...about event studies. *Financial Analysts Journal*, p. 17-20, nov.-dez. 1994.
- LINTNER, J. The Valuation of Risk Assets and The Selection of Risky Investment and Stock Portfolio and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics*, p. 13-37, fev. 1965.
- MARKOWITZ, H. Portfolio Selection, *Journal of Finance* 7, p. 77-91, mar. 1952.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica* (34), p. 768-783, out. 1966.
- PAULA LEITE, H.; SANVICENTE, A. Z. *Índice Bovespa: Um padrão para investidores brasileiros*. São Paulo: Atlas, 1995.
- SCHWAGER, J. D. *Fundamental Analysis*. John Wiley, 1995.
- SHARPE, W. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance* (19), p. 425-442, 1964.
- THOMPSON, R. Conditioning the return-generating process of firm-specific events: a discussion of event study methods, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 20, p. 151-186, jun. 1985.
- TOBIN, J. Liquidity Preferences as Behavior Towards Risk. *The Review of Economic Studies*, v. XXVI, n. 1, p. 65-86, fev. 1958.

## NOTA – Endereço dos autores

Universidad San Francisco de Quito  
Campus Cumbayá – Diego de Robles y Vía Interoceánica  
Quito – Ecuador – Sur America