

Estudos de eventos aplicados à análise de fusões: teoria e casos no Brasil

Resumo: Este artigo tem por objetivo aplicar a metodologia estudos de eventos a dois casos de fusão julgados pelo Cade (Conselho Administrativo de defesa da concorrência): Itaú-Unibanco (2008) e Gol-Webjet (2011). De acordo com a metodologia utilizada por Eckbo(1983), fusões anticompetitivas beneficiam não apenas as empresas envolvidas na operação, mas também as firmas rivais, pois estas também ganham com um ambiente menos competitivo. Portanto, uma fusão é considerada anticompetitiva se for verificado um aumento no valor das ações das empresas rivais. Por outro lado, caso o mercado espere que uma dada fusão propicie ganhos significativos de eficiência produtiva, seria observada uma redução no preço das ações das empresas rivais, pois estas passariam a competir com empresa com maior vantagem competitiva. Ao assumir esta estratégia de identificação, conclui-se que ambas as decisões do Cade são consistentes com os resultados empíricos obtidos por meio da metodologia de estudos de eventos.

Palavras-chave: Análise de fusões. Estudos de Evento. Decisões do CADE.

Abstract: *This paper applies the event study methodology to two merger cases analysed by Cade (Administrative Council for Economic Defense): Itaú Unibanco (2008) and Gol Webjet (2011). According to the this methodology (Eckbo,1983), anticompetitive mergers benefit not only merging firms, but also their rivals, since a less competitive environment also favors the latter group. Therefore, a merger will be anticompetitive if there is an increase in the rival firms' stock prices. On the other hand, if the market expects that a given merger will produce significant efficiency gains, a decrease in the rival firms' stock prices would be observed, since they would now compete against a firm with significant competitive advantages. Using this reasoning (identification strategy), we conclude that Cade's decision, in both mergers, are consistent with the empirical results obtained from the event methodology.*

Keywords: *Merger Analysis. Event Study. CADE's Decisions.*

Classificação JEL: L10, L40, L50.

¹ Sergio Aquino DeSouza

² Pedro R. L. Fernandes

³ Lúcia Helena Salgado

¹ Universidade Federal do Ceará DTE,CAEN.
Email: srgdesouz@gmail.com. Av. da
Universidade, 2762 - 2º andar - Benfica - CEP:
60.020-181 - Fortaleza-CE.

² PASTEF. Email: pedrorlfernandes@outlook.
com.

³ Universidade do Estado do Rio de Janeiro
(FCE/PPGCE). Email: lhspedra@gmail.com.

1. Introdução

Realizar inferência sobre as consequências de uma fusão é em muitos casos uma tarefa desafiadora. É necessária a estruturação de uma teoria e estratégia empírica que permitam identificar, do ponto de vista da análise de defesa da concorrência, os resultados decorrentes de determinada fusão. Em muitos casos, teorias com forte fundamentação teórica estão à disposição, mas os dados necessários para identificar os efeitos competitivos encontram-se indisponíveis ou de difícil acesso, sejam por confidencialidade ou custo elevado.

Neste contexto, o método de estudos de eventos se mostra útil para análise de defesa de concorrência, pois possui sólida fundamentação teórica e demanda dados que estão publicamente e facilmente disponíveis, quais sejam: valores das ações de empresas de capital aberto. A aplicação deste método consiste em avaliar o impacto de um evento específico sobre o valor de uma ou várias empresas. A ideia fundamental, amplamente desenvolvida e aplicada em finanças, é que mercados agregam e absorvem rapidamente novas informações. Desta forma, movimentos no mercado de capitais observados durante o evento são fonte de informações úteis para realizar inferências sobre o impacto econômico-financeiro e competitivo (no caso de fusões). É importante ressaltar que, apesar de limitado o número de firmas listadas na bolsa de valores, especialmente no Brasil, muitas fusões de grande porte, que costumam ser candidatas naturais à análise *ex-post*, envolvem firmas de capital aberto.¹

A técnica estudo de evento possui ampla tradição no ramo de finanças. Conforme MacKinlay (1997), o primeiro estudo foi publicado por Dolley (1933), que examina o impacto de uma típica operação no mercado financeiro (divisão de ações) sobre o preço nominal das ações no período da divisão. Com o tempo, a metodologia se tornou mais sofisticada, destacando-se os trabalhos realizados no final da década de 60,² que basicamente estabeleceram o arcabouço metodológico na forma que o conhecemos atualmente. Ainda conforme Mackinlay (1997) desenvolvimentos desde então abordam a robustez em relação a hipóteses de natureza estatística e ajustes para acomodar hipóteses específicas de cada estudo.

O primeiro trabalho a aplicar o arcabouço metodológico de estudos de eventos à análise de fusões foi Eckbo (1983). O autor argumenta que fusões anticompetitivas são benéficas não apenas para as firmas fusionadas, mas também para suas rivais, pois um ambiente menos competitivo também as favorece. Portanto, uma fusão será anticompetitiva se for observado um aumento no valor das ações das empresas rivais. Por outro lado, caso o mercado espere que uma dada fusão propicie ganhos significativos de eficiência produtiva, isto é, que o efeito predominante seja o de eficiência produtiva, seria observada uma redução no preço das ações das rivais, pois estas agora iram competir com uma empresa detentora de significantes vantagens competitivas. O trabalho de Eckbo (1983) é considerado seminal na aplicação de estudos de eventos a análises de fusões e se apoia em duas sólidas teorias que são discutidas nas seções seguintes, quais sejam: teoria de oligopólio e eficiência do mercado de capitais. Este trabalho estrutura-se da seguinte forma: primeiro, apresentam-se as teorias de economia e finanças que servem de base para identificação do efeito da fusão (teoria de oligopólio e eficiência do mercado de capitais); em seguida, realiza-se uma breve revisão de literatura sobre estudos de eventos aplicados a fusões; na seção seguinte, é apresentada a metodologia comumente utilizada. Por fim, são avaliados os casos³ Itaú-Unibanco e Gol-Webjet e apresentadas as considerações finais.

¹ No caso de análise *ex-ante*, estudos de eventos também podem ser úteis, pois muitos casos que demandam análise econômica mais profunda são justamente aqueles que envolvem grandes empresas, cujas ações encontram-se usualmente cotadas na bolsa de valores.

² Ball and Brown (1968) e Fama et al. (1969).

³ Este dois casos foram escolhidos por serem notoriamente casos de destaque, com ampla repercussão na mídia e em entre profissionais dedicados à defesa da concorrência.

2. Teoria de Oligopólio

Para entender melhor os efeitos unilaterais de uma fusão entre duas firmas sobre suas rivais, será verificado como uma transação deste tipo pode alterar as escolhas de produção das demais firmas a partir de um modelo clássico na teoria de oligopólio: modelo de Cournot com produtos homogêneos e firmas com custos diferentes. É interessante ressaltar que o exemplo de Cournot é meramente ilustrativo, pois, conforme discussão adiante, os mesmos efeitos se estendem a uma classe abrangente de modelos de oligopólio.⁴

Considere um mercado com n firmas, no qual a firma i define a quantidade produzida q_i . O produto agregado é dado por $q = q_1 + \dots + q_n$. O preço de mercado é dado pela função de demanda inversa linear $P(q) = a - bq$ (com $a, b > 0$). Suponha ainda que as funções custo são lineares: $C_i(q_i) = c_i q_i$ com $c_i \leq a \ \forall \ i=1 \dots n$. Denote $q_{-i} = q - q_i$, isto é, q_{-i} é igual a soma da produção de todas as outras firmas menos a quantidade produzida pela firma i . Dessa forma a função de demanda inversa pode ser reescrita como:

$$P(q_i, q_{-i}) = (a - bq_{-i}) - bq_i = d_i(q_{-i}) \quad (1)$$

A função $d_i(q_{-i})$ pode ser entendida como uma demanda residual com a qual a firma i se depara. Claramente, se a firma i espera que o produto total das outras firmas cresça, ela irá se defrontar com uma demanda residual menor. A firma escolhe q_i para maximizar seus lucros $\pi_i = (a - b(q_i + q_{-i})) q_i - c_i q_i$. A condição de primeira ordem deste problema de maximização de lucro pode ser expressa como

$$a - c_i - 2bq_i - bq_{-i} = 0$$

Resolvendo para q_i :

$$q_i(q_{-i}) = \frac{1}{2b} (a - c_i - bq_{-i}) \quad (2)$$

A expressão (2) fornece a função melhor resposta da firma i . Note que, a função melhor resposta num modelo de Cournot é negativamente inclinada, informando que a melhor resposta da firma i para um incremento no produto agregado das rivais é reduzir a própria produção. No equilíbrio, tem-se que a equação acima é satisfeita para cada uma das n firmas. Somando as funções melhores respostas para as n firmas, obtêm-se:

$$\sum_{i=1}^n q_i = \frac{1}{2b} \left(na - \sum_{i=1}^n c_i - b \sum_{i=1}^n q_{-i} \right) \quad (3)$$

Por definição, $\sum_{i=1}^n q_i = q$. Note ainda que, $\sum_{i=1}^n q_{-i} = (n-1)q$. Definindo $\sum_{i=1}^n c_i = C$, pode-se reescrever a equação (3) como:

$$q = \frac{1}{2b} (na - C - b(n-1)q) \Leftrightarrow q^* = \frac{na - C}{b(n+1)} \quad (4)$$

Este resultado representa a quantidade total produzida em equilíbrio. Logo, $q_{-i} = q^* - q_i$ - a produção agregada dos rivais da firma i é igual a produção total descontada a produção de i . Portanto, $q_{-i} = \frac{na - C}{b(n+1)} - q_i$. Substituindo este resultado na equação

⁴ A demonstração matemática dos efeitos de uma fusão segue BELLEFLAMME e PEITZ (2010).

(2), encontra-se a quantidade que a firma i produz no equilíbrio de Cournot, onde

$$C_{-i} \equiv \sum_{j \neq i} c_j.$$

$$q_i^* = \frac{a - nc_i - C_{-i}}{b(n+1)} \quad (5)$$

Note que, no equilíbrio, a condição de primeira ordem pode ser reescrita como $bq_i^* = a - b(q_i^* + q_{-i}^*) - c_i = P(q^*) - c_i$. Então, os lucros no equilíbrio são calculados conforme seguinte equação:

$$\pi_i^* = (P(q^*) - c_i)q_i^* = b(q_i^*)^2 = \frac{(a - nc_i - C_{-i})^2}{b(n+1)^2} \quad (6)$$

Suponha ainda que o equilíbrio é interior no sentido de que todas as firmas estão ativas no equilíbrio. Isto é, $q_i \geq 0 \forall i$, em termos matemáticos tal resultado é assegurado pela restrição $c_i \leq \left(\frac{1}{n}\right)(a + C_{-i})$.

É fácil perceber que $\frac{d\pi_i}{dc_{-i}} \geq 0$. Isto é, no modelo de Cournot, o nível de lucro da firma i , π_i , está relacionado de forma positiva com o nível de custos das demais firmas, aqui representado por C_{-i} . Em palavras, quanto mais eficientes forem as demais firmas do mercado, ou seja, quanto menor for C_{-i} , menor será o lucro da i -ésima firma. Este resultado sugere que aumento de eficiência de duas firmas (possivelmente em decorrência de uma fusão) contribuem para a redução dos lucros dos outros participantes do mercado.

Neven, Duso e Roller (2006) e Lagerlof e Heidhues (2005) ressaltam ainda que modelo de Cournot, na versão exposta nesta seção, implica uma relação inversamente proporcional entre variação do lucro das empresas rivais e o excedente do consumidor. Desta forma, se uma fusão prejudica os rivais das empresas fusionadas, significa que é benéfica para os consumidores.

Apesar da exposição nesta seção seguir um modelo Cournot simples, que assume, por exemplo, demanda linear, esta relação é válida para classe abrangente de modelos de oligopólio. Farrell e Shapiro (1990), por exemplo, mostram que a o resultado estabelecido acima (redução de lucros dos rivais significa ampliação no bem-estar dos consumidores) se estende a modelos de Cournot (com produtos homogêneos) sob hipóteses mais gerais (exigem-se apenas algumas condições de regularidade como estabilidade e unicidade). Neven, Duso e Roller (2006) ainda destacam que o mesmo resultado é válido para jogos com produtos diferenciados em competição à la Bertrand.

2.1 Mercados Eficientes e Estratégia de Identificação

Uma ideia fundamental em finanças é que as ações refletem a expectativa sobre o valor descontado dos lucros futuros de uma empresa e que um evento não antecipado (como possivelmente uma fusão) faz com que agentes atualizem tais expectativas. Desta forma, informações disponíveis sobre o movimento dos preços das ações de empresas de capital aberto podem servir para realização de inferência sobre o impacto de uma fusão sobre a lucratividade de empresas e, conforme análise anterior, sobre seus efeitos competitivos.

De forma mais estruturada, é possível enunciar as hipóteses a serem avaliadas empiricamente:

Hipótese 1. Exercício de poder de mercado. Empresas buscam com fusão aumentar lucros por meio da eliminação da concorrência, sem ganhos significativos de eficiência.

Hipótese 2. Eficiência. Fusão reduz significativamente custos das empresas fusionadas. Efeito eficiência.

Sob a primeira hipótese, cenário anticompetitivo, no momento em que os agentes tomam conhecimento da fusão deve-se observar um aumento no valor das ações das firmas não envolvidas diretamente na operação (empresas rivais). Sob a segunda, cenário pró-competitivo, deve-se verificar uma redução no valor das referidas ações.

2.2 Evidências com o uso de Estudos de Eventos

O primeiro trabalho a aplicar o arcabouço metodológico de estudos de eventos à análise de fusões foi Eckbo (1983). Deste trabalho até hoje foram escritos inúmeros artigos, sua maioria com variações metodológicas sutis, mas, alguns com diferenças significativas na aplicação do método estudo de eventos.

Eckbo (1983) detinha uma amostra de 259 fusões horizontais e verticais, das quais 76 foram efetivamente avaliadas pelo governo sob alegações de que conduziram a monopolização do mercado. O artigo postulava que se uma fusão possuísse características anticompetitivas, o mercado a sinalizaria como tal através do comportamento dos retornos anormais das firmas rivais ou *outsiders* da seguinte forma: na época do anúncio da proposta de fusão, os retornos anormais obtidos pelas empresas rivais seriam positivos, e se a fusão fosse desafiada pela autoridade *antitruste* as empresas rivais exibiriam retornos anormais negativos. No entanto, ainda neste trabalho, foi argumentado que mesmo uma fusão pró-competitiva pode gerar retornos anormais positivos para as rivais, uma vez, que a fusão pode revelar para as *outsiders* que um caminho para a elevação de eficiência é fundir-se com um concorrente.⁵ O método usado no artigo para estimar os retornos anormais foi o modelo de mercado, exposto na seção seguinte. Os resultados mostraram que as rivais de 65 fusões desafiadas, por volta da data do anúncio da proposta de fusão mostraram retornos anormais positivos e auferiram ganhos positivos também na data do anúncio de alguma restrição por parte das agências *antitruste*. Seus resultados mostraram que, na maioria das operações proibidas, o governo tomou a decisão errada, consolidando assim a evidência de que o governo vinha - nas duas décadas anteriores à realização do trabalho - protegendo empresas de alto custo dos competidores eficientes de baixo custo.

Stilman (1983), utilizando uma amostra de 11 fusões avaliadas pelo departamento de justiça americano (DJ), aplicou a metodologia de estudos de evento para verificar o grau de efetividade das decisões do DJ. A ideia básica deste artigo sobre como identificar fusões anticompetitivas é a mesma utilizada em Eckbo (1983), isto é, se a hipótese de fusão anticompetitiva for válida, espera-se que as rivais auferam retornos anormais positivos na ocorrência de eventos que concorram para elevar a probabilidade esperada de efetivação dessa transação.

A metodologia utilizada em Stilman (1983) diferiu sutilmente da utilizada em Eckbo (1983). Num primeiro passo, ele classificou diversos eventos para cada fusão, tais como, anúncio da proposta de fusão, queixas no DJ, imposição de restrições pela agência *antitruste* e etc. Em seguida estimou (10) para cada fusionada, numa amostra de 12 meses de retornos diários terminando um mês após as datas dos eventos. Com o objetivo de verificar se essas datas realmente seriam eventos no sentido de proporcionarem retornos anormais para as respectivas empresas. Em 11 das 18 fusões da amostra inicial, foram notados *outliers* nas datas analisadas. De posse da amostra reduzida estimou um modelo semelhante ao modelo aplicado por Eckbo, porém com a utilização de variáveis

⁵ Esta situação ocorre, quando, conforme Davis e Garcés (2010), as fusões são estratégias complementares, isto é, uma fusão se torna um incentivo para outras..

binárias para capturar mudanças de regime na série de retornos.

Conforme o autor, das 11 fusões na amostra e das 18 datas de evento, somente duas vezes os ativos das firmas evoluíram de forma consistente com a hipótese da fusão anticompetitiva, num nível de 5% de significância. Os resultados reportados demonstraram que em apenas uma fusão, os ativos das rivais evoluíram em conformidade com a hipótese de fusão anticompetitiva.

Com o intuito de verificar a eficácia da metodologia de estudo de eventos em detectar efeitos anticompetitivos de fusões, Macfee e Williams (1988) utilizaram esta metodologia numa fusão que *ex post* que se caracterizou como anticompetitiva, isto é, eles verificaram se os ativos das firmas rivais evoluíram de forma consistente com a hipótese de fusão anticompetitiva. Os autores reportaram como resultado que os sinais dos coeficientes se mostraram opostos ao predito pela hipótese de fusão anticompetitiva, porém insignificantes com respeito a hipótese que a fusão poderia gerar ganhos de eficiência no mercado. Eles argumentaram que uma possível explicação para este resultado, pode derivar do fato que as firmas rivais do caso analisado são grandes empresas multiprodutos e que apenas uma pequena parte de suas receitas advém do mercado analisado.

Duso, Neven e Roller (2006) utilizaram estudos de evento no intuito de investigar os determinantes das decisões do controle de fusões europeu, consideraram uma amostra de 164 decisões e avaliaram as consequências anticompetitivas dessas fusões a partir da reação dos preços das ações dos competidores das empresas rivais. Em seguida compararam com as decisões do comitê europeu. Encontraram que o comitê europeu dentro das decisões que reportou proibição errou em 28% das vezes e na esfera em que autorizou, errou em 23% dos casos.

Li e Lucinda (2009) analisaram os efeitos causados pela fusão Brt - Oi em 2008. Os autores utilizaram uma metodologia muito semelhante à de Eckbo (1983). A mudança mais significativa introduzida por este trabalho foi no procedimento de teste dos retornos anormais acumulados. Os resultados de Li e Lucinda (2009) concluíram que a fusão Oi-Brt proporcionou mais competição no que tange aos competidores com menor participação no mercado de telefonia fixa, concomitantemente a um arrefecimento na competição com os rivais de maior participação no mercado de telefonia móvel.

Já Duso, Gugler e Yurtoglu (2010) se propuseram a verificar empiricamente a capacidade que a metodologia baseada em estudos de evento supostamente possui de capturar *ex ante* os efeitos sobre a lucratividade pós-fusão tanto das firmas fusionadas como de suas rivais. Para tanto, os autores utilizaram uma amostra de grandes fusões contendo 482 firmas entre participantes da fusão e rivais, ao longo do período de 1990 – 2002. Seus resultados sugerem uma razoável confiabilidade do uso da metodologia de estudos de evento na predição dos modelos de estudos de eventos.

2.3 Metodologia

A técnica de estudos de eventos baseia-se na hipótese de eficiência do mercado de ações, conforme a qual o valor de mercado de uma firma reflete o valor presente de seu fluxo de caixa esperado. Fusões anticompetitivas são benéficas não apenas para as firmas fusionadas, mas também as suas rivais, pois uma elevação de preços da nova firma permite que as rivais elevem também o preço de seus produtos. Portanto, uma fusão anticompetitiva, na ausência de ganhos de eficiência produtiva, leva ao aumento dos preços das ações das firmas não envolvidas na fusão. Caso contrário, deve-se verificar uma diminuição do valor das ações destas mesmas firmas. Estudos de eventos consistem em medir retornos anormais associados a um determinado evento (por exemplo, anúncio de

uma fusão). Retornos anormais são identificados como a diferença entre o movimento observado das ações e o que teria ocorrido na ausência do evento.

No contexto de fusões os passos a serem seguidos para a realização do estudo são⁶:

a) Identificação das empresas que potencialmente são afetadas pela fusão. Tipicamente utilizam-se dados de empresas rivais. No entanto, pode-se enriquecer o estudo por meio do uso de informações de empresas compradoras dos serviços ou produtos fornecidos pelas as empresas fusionadas;⁷

b) Definição das datas dos eventos relevantes. Uma escolha comum é data em que aparecem as primeiras notícias relevantes na imprensa sobre a fusão;

c) Cálculo dos retornos anormais (RA) e dos retornos anormais acumulados ($RAAC$);

d) Testes estatísticos para avaliar significância dos retornos calculados obtidos no passo anterior.

Os dois primeiros passos são discutidos no contexto de casos reais, fusões Itaú-Unibanco e Gol-Webjet. Os dois últimos passos encontram-se detalhados abaixo.

A estrutura do estudo de evento realizado neste trabalho é a recomendada por Campbell, Lo e Mackinlay (1997). A inferência econométrica dos retornos anormais segue o seguinte algoritmo:

Cálculo dos retornos normais. Sugere-se utilizar o método conhecido como modelo de mercado. De acordo com MacKinlay (1997), trata-se de um modelo simples e que gera resultados semelhantes a modelos alternativos de precificação de ativos como CAPM, arbitragem e outros. O modelo de mercado consiste em uma simples regressão linear do retorno do ativo i sobre o retorno de mercado. A equação a ser estimada por MQO é:

$$r_i = \beta_1 + \beta_2 r_{mt} + \varepsilon_i \quad (7)$$

Onde r_i e r_{mt} denotam para cada período t respectivamente o retorno do ativo e da carteira de mercado, respectivamente, e ε_i denota o erro de estimação. Retorno do ativo pode ser composto pelo preço da ação de empresas tomadas isoladamente ou sobre uma carteira de ativos de várias empresas possivelmente afetadas pela fusão. Para o retorno de mercado podem ser utilizados índices com o IBOV (índice Bovespa), ou outros índices agregados com IBRX (índice Brasil) e IFNC11 (índice BM&Bovespa Financeiro). Esta regressão é realizada para um período (anterior à data do evento), conhecido como janela de estimação, que deve ser suficientemente extensa para que se obtenham parâmetros com propriedades econométricas adequadas para a realização dos testes estatísticos relevantes para a análise de eventos.

Uma vez obtido o processo de geração de dados dos retornos “normais” é preciso calcular a diferença entre o retorno efetivamente realizado (r_i) no dia do evento e

aquele que seria “normal”, ou seja, aquele previsto ($\hat{r}_i$) pelo modelo estimado na janela de regressão. A diferença entre estes dois retornos é definida como retorno anormal RA , cuja fórmula é dada por:

$$RA_i = r_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 r_{mt} \quad (8)$$

O retorno no dia do evento pode não capturar todos os efeitos informacionais decorrentes da fusão. É possível e até mesmo provável que agentes econômicos tomem conhecimento do ato de concentração antes mesmo do anúncio na imprensa. Para capturar tal efeito, define-se a janela do evento, período no qual se supõe que são absorvidas todas as informações relevantes pelos agentes econômicos. A estatística

⁶ Buccirosi et al. (2006).

⁷ Buccirosi et al. (2006) usam dados de firmas consumidoras do mercado no qual ocorre a fusão.

relevante passa então a ser o retorno anormal acumulado durante este período (*RAAC*), cuja fórmula é dada por:

$$RAAC = \sum_{t \in G} RA_t \quad (9)$$

O conjunto G contém as datas da janela de evento. Segundo Mackinlay (1997), a variância do retorno anormal é dada por⁸

$$\sigma_{RA}^2 = \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{1}{L_1} \left[1 + \frac{r_{mt} - u}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \quad (10)$$

Onde L_1 representa o tamanho da janela de estimação e u e $\hat{\sigma}_m$, representam respectivamente a média e variância de r_{mt} .

A variância do retorno anormal possui dois componentes: o primeiro é a variância do erro e o segundo a variância adicional decorrente do erro amostral das estimativas dos coeficientes da regressão. No entanto, Mackinlay indica que para amostras “grandes”, o segundo termo desaparece, isto é, para janelas de estimação relativamente longas, o segundo componente pode ser ignorado sem prejuízos para estimação. Com essa

aproximação, a variância do retorno anormal (*RA*) é dada por $\sigma_{RA}^2 = \sigma_{\varepsilon}^2$ e a variância do retorno anormal acumulado (*RAAC*) é calculada da seguinte forma

$$\sigma_{RA}^2 = L_2 \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (11)$$

Onde L_2 representa número de dias da janela do evento, isto é, o número de elementos de G .

Utilizando estas variâncias, o próximo passo consiste em verificar a significância dos valores *RA* e *RAAC*. Para tanto foram executados o testes *t* sob a hipótese nula H_0 de que os retornos anormais são zero, isto é, que o evento em estudo não possui impacto sobre as firmas alvo da análise.

$$t_{RA} = \frac{RA}{\sigma_{\varepsilon}} \quad (12)$$

$$t_{RAAC} = \frac{RAAC}{\sigma_{RA}} \quad (13)$$

Os testes t 's são então avaliados da forma usual considerando os valores críticos da distribuição *t* de student com $L_1 - 2$ graus de liberdades, ou como é o caso típico em estudos de eventos, que possuem graus de liberdade relativamente elevados, utiliza-se a aproximação da distribuição *t* pela normal padrão.⁹

⁸ Onde L_1 denota a extensão da janela de estimação.

⁹ Seguindo uma ideia usada no trabalho Li e Lucinda (2009), também é indicada a técnica *bootstrap* para estimar empiricamente, isto é, a partir da amostra de retornos utilizada, “novos” valores críticos para estatística *t* que serão observados no critério de rejeição ou não rejeição da H_0 . Conforme estes autores tal procedimento é necessário, pois em geral séries de retornos financeiros não são normalmente distribuídas.

A abordagem exposta acima encontra respaldo na literatura de finanças (Campbell, Lo e Mackinlay, 1997). No entanto, se apoia na hipótese de que os retornos seguem distribuições normais, o que pode não se sustentar em muitos casos. Portanto, sugere-se utilizar o método acima descrito para gerar os primeiros resultados e em seguida realizar outros testes para avaliar robustez. A seguir apresentam-se dois testes que prescindem da hipótese de normalidade dos retornos: *bootstrap* e ranque generalizado

Bootstrap

De forma sucinta o *bootstrap* consiste em gerar várias amostras artificiais e obter a distribuição empírica das estatísticas t_{RA} e t_{RAAC} (definidas acima). O método segue o proposto por Marais (1984), que segue a abordagem padrão de *bootstrap* em regressões lineares, utilizando os resíduos e estimação com dados reais para gerar séries artificiais da variável dependente e assim realizar novas regressões e novos valores para a estatística sob avaliação (t_{RA} ou t_{RAAC}).

De maneira mais formal, Marais (1984) propõe o seguinte algoritmo:

- i) Estimar por MQO a regressão $r_t = \beta_1 + \beta_2 r_{mt} + \varepsilon_t$ para $t=1, \dots, L_1$. Obter as estimativas $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ e a série de resíduos $\hat{\varepsilon}_t$;
- ii) Computar a estatística teste, conforme as equações que definem t_{RA} e t_{RAAC} ;
- iii) Realizar o processo de bootstrap da seguinte forma:
 - a) selecionar aleatoriamente com reposição L_1+L_2 observações do vetor $(\hat{\varepsilon}_t, r_{mt})$, $t=1, \dots, L_1$. Vale notar que L_1 e L_2 representam respectivamente o tamanho da janela de estimação e da janela do evento;
 - b) Tratar $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$ como os parâmetros verdadeiros para computar L_1+L_2 retornos artificiais (nova série da variável dependente), utilizando seleção obtida no item (a);
 - c) Com esta nova série de retornos artificiais, realizar nova regressão do modelo de mercado, obtendo assim novas estimativas $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ e $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$. De posse deste novo conjunto de estimativas calcular RA , $RAAC$ e os testes t indicados nas equações que definem t_{RA} e t_{RAAC} ;
 - iv) repetir o passo (iii) um número elevado de vezes, obtendo assim a distribuição empírica de t_{RA} e t_{RAAC} ;
 - v) Calcular os valores críticos ao nível de significância desejado, digamos a 5%.

Teste de Ranque Generalizado

Um teste simples, e que prescinde da hipótese de normalidade dos retornos, foi desenvolvido originalmente por Corrado (1989), Corrado and Zivney (1992) e Kolari e Pynnonen (2011). Trata-se de um teste não paramétrico de ranque. Baseia-se no retorno anormal (RAP) ou no retorno acumulado ($RAACP$), ambos padronizados, da janela de evento.

$$RAP_t = \frac{RA_t}{\sigma_{RA}} \quad (14)$$

$$RAACP = \frac{RAAC}{\sigma_{RAAC}} \quad (15)$$

De forma sucinta, Kolari e Pynnonen (2011) definem define o *GRANK-t test* como :

$$t_{grank} = Z_\tau \left(\frac{L_1 - 1}{L_1 - Z_\tau^2} \right)^{1/2} \quad (16)$$

onde

¹⁰Para mais detalhes sobre a construção do *GRANK t test* ver Kolari e Pynnonen (2010).

$$Z_{\tau} = \frac{U_{\tau}}{\sigma_U}, \text{ onde } \tau = L_1 + 1 \quad (17)$$

com

$$\sigma_U^2 = \frac{\sum U_t^2}{L_1 + 1}, \quad t=1, 2, 3, \dots, L_1, \quad (18)$$

e

$$U_t = \frac{\text{Rank}(GRAAC_t)}{L_1 + 2} - \frac{1}{2}, \quad t=1, 2, 3, \dots, L_1, \quad (19)$$

O valor de U_t é obtido a partir da série de retornos anormais acumulados generalizados ($GRAAC_t$). Esta série que possui $L_1 + 1$ elementos, sendo computada da seguinte forma:

$$GRAAC_t = \{RAP_1, RAP_2, \dots, RAP_{L_1}, RAACP_{\tau}\}$$

Trata-se da união do conjunto formado pelos retornos anormais ocorridos em períodos dentro da janela de estimação $\{RAP_1, RAP_2, \dots, RAP_{L_1}\}$ com o conjunto unitário $\{RAACP_{\tau}\}$, que contém o retorno acumulado na janela do evento. Ou seja, o retorno acumulado (padronizado) é considerado apenas mais um ponto na série de retornos anormais. Kolari e Pynnonen demonstram que, sob a hipótese nula de que o evento (fusão) não possui efeito sobre o valor da ações, a estatística t -*grank* segue uma distribuição t -student com $L_1 - 1$ graus de liberdade.

O $GRANK$ - t segue o teste t padrão. Gera-se uma estatística e em seguida verifica-se com o auxílio dos valores críticos padronizados se este valor está ou não na área de rejeição da hipótese nula. Observa-se também que, devido ao elevado número de observações na janela de estimação (L_1), a inferência pode ser realizada pela normal padrão.¹¹

3. Casos

3.1 Caso Itaú-Unibanco

Contexto

A Tabela 1 expõe os ativos dos principais bancos brasileiros. A fusão envolveu dois dos sete maiores bancos, conforme métrica exposta (ativos totais). No ano da fusão, é possível verificar que o Itaú e Unibanco detinham 14.61% e 6.44% de participação, respectivamente.

Julgado pelo Cade em 17/08/2011, quase dois anos após o anúncio pelas instituições financeiras de sua fusão (novembro de 2008), a operação que unificou os bancos Itaú e Unibanco foi aprovada sem restrições. A motivação para aprovação por unanimidade da operação que criou a maior instituição financeira privada do país, com ativos de R\$ 577 bilhões¹² e 57 milhões de clientes foi a convicção de parte da autoridade de que a

¹¹ Não custa lembrar que isto não entra em contradição com a motivação principal de não assumir distribuição normal para o erro da regressão.

¹² A valores de setembro de 2008..

competição entre os bancos é elevada e que a atuação dos bancos públicos preservaria a rivalidade no mercado.

Tabela 1. Participação bancária - ativos totais (setembro 2008)

	Ativos (R\$ bi)	Participação (%)
BB	444.70	16.21%
Itaú	400.95	14.61%
Bradesco	365.30	13.31%
Santander	331.83	12.10%
CEF	276.06	10.06%
Unibanco	176.81	6.44%
HSBC	114.34	4.17%
Outros	429.58	23.09%

Fonte: Banco Central.

Os mercados foram examinados como “famílias de serviços” (aplicações, crédito consignado, cartão de crédito, empréstimo pessoal, empréstimo em moeda estrangeira, repasses do BNDES em âmbito nacional etc.) e em vários mercados relevantes identificados – como no mercado de seguros e previdência privada – a operação implicou aumento de concentração superior a 20% - aspecto, contudo, não considerado suficiente para caracterizar a possibilidade de exercício de poder de mercado em nenhum dos diversos mercado analisados. Portanto, por unanimidade, o Conselho considerou que a fusão não era capaz de implicar dano à concorrência, em vista da rivalidade remanescente no mercado.

Dados e resultados

Os dados utilizados são as cotações diárias dos ativos e valores de mercado das firmas rivais das empresas envolvidas na fusão, assim como as cotações diárias da carteira de mercado, representada por um dos índices a seguir: IBOV (índice Ibovespa), IBRX (índice Brasil), IBRX50 (índice Brasil 50) e IFNC11 (índice BM&FBOVESPA Financeiro). Todas as séries da amostra foram retiradas da base de dados financeiros Economática. Para estimação de todos os testes (teste-t padrão, *bootstrap* e teste de ranque) foi utilizado o software GAUSS. Para este estudo de evento foram utilizados dados dos bancos rivais: Banco do Brasil e Bradesco. Outros concorrentes com presença significativa no mercado não foram incluídos por motivos diversos. A Caixa Econômica Federal (CEF) não possui capital aberto e o Santander, por sua vez, apresentou várias datas sem cotação. Construiu-se então uma carteira com os retornos das ações de Banco do Brasil e Bradesco, ponderada pelos respectivos valores de mercados. A data do evento foi definida como 03/11/2008, uma vez que foi nesta data que foi celebrado o “instrumento particular de contrato e outras avenças” entre as participantes da transação, conforme ofício da Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) e voto do conselheiro Fernando de Magalhães Furlan na avaliação do ato de concentração pelo CADE. Nesta data, também foi divulgado um comunicado ao mercado e imprensa por parte das empresas envolvidas informando a transação e os ativos envolvidos, conforme notícia da *folha dinheiro* do mesmo dia.

Definiu-se um período suficiente longo para a janela de estimação (200 dias) e, para a janela do evento, foram realizadas avaliações do retorno acumulado para diferentes

períodos, definidos a seguir.

Tabela 2. Resultados no dia do anúncio da fusão (RA)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFNC11	-6.107*†	-1.732
IBOV	-2.731* †	-1.714
IBRX	-2.481* †	-1.697
IBRX-50	-2.399* †	-1.679

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados da primeira coluna da Tabela 2, que correspondem ao modelo paramétrico (que assume erro com distribuição normal padrão) e ao *bootstrap*,¹³ se mostram robustos à mudança na variável de referência para o retorno de mercado (IFNC11, IBOV, IBRX, IBRX-50). De fato, todas as estatísticas t são significantes e indicam impacto negativo da fusão entre Itaú e Unibanco sobre os seus rivais (Banco do Brasil e Bradesco), o que permite concluir que fusão é pró-competitiva: agentes econômicos antecipam ganhos de eficiência para os bancos envolvidos na fusão e, portanto, antecipam perdas para as empresas rivais.

No entanto, os mesmo resultados não são encontrados para o teste de ranque generalizado (segunda coluna da Tabela 2). A estatística *t-grank* é negativa, porém não permite rejeitar a hipótese nula entre os retornos anormais iguais a zero. Este resultado é válido para todos os índices de mercado, indicando que a fusão é neutra em relação a seus efeitos sobre os rivais, nem pró nem anticompetitiva.

Apesar de aparentemente contraditórios, os resultados da Tabela 2.2 se mostram úteis do ponto de vista da defesa da concorrência, pois são consistentes com a conclusão de que a fusão não é anticompetitiva. É, no máximo, neutra.

Análise de robustez

A maioria dos estudos de eventos aplicados à avaliação de fusões utiliza, além dos testes com retorno no dia do anúncio da fusão, testes com os retornos acumulados (RAAC), conforme definidos na seção metodológica, com o objetivo de detectar possíveis variações anormais em intervalo de tempo (conhecido como janela do evento) que se inicia alguns dias antes e termina alguns dias depois do anúncio público da fusão. Foram utilizadas várias janelas para avaliar robustez dos resultados. Para cada janela foram realizados testes independentes para cada medida de retorno de mercado.

Para a janela mais curta, três dias antes e três dias após anúncio, intervalo representado por [-3,3], os resultados dos modelos que utilizam IFNC11 como retorno de mercado encontram estatísticas negativas para todos os modelos (modelo paramétrico padrão, *bootstrap* e ranque). No entanto, estatísticas não são significantes. Para os modelos que utilizam os outros indicadores de retorno de mercado (IBOV, IBRX e IBX-50) os sinais são positivos, porém apresentam estatísticas não significantes. O mesmo padrão de sinais e ausência de significância se repete para janela [-5,5]. Os resultados com a janela assimétrica [-10,5] mostra um padrão de sinais diferentes das duas janelas anteriores, pois apresenta mais valores negativos. No entanto, assim como modelos com as janelas simétricas [3,3] e [5,5], todos os resultados (teste padrão, *bootstrap* ou teste de ranque generalizado) se mostram não significantes. Testes adicionais de robustez foram

¹³ Método *bootstrap* possui as mesmas estatísticas t do modelo normal padrão, o que mudam são os intervalos de confiança, que se encontram omitidos da tabela por motivos expositivos.

realizados com janelas maiores: [-15,20], [-20,20], [-20,15], [-15,15]. Todos os resultados dos testes adicionais (expostos nas tabelas 11,12,13 e 14 no apêndice) se mostram não significantes, exceto pelo teste-t com a janela [-20,15] e índice IFCN11 (tabela 13), que apresenta sinal negativo e significativo, indicando fusão pró-competitiva.

Portanto, a análise de robustez reforça a conclusão que a fusão é no máximo neutra, o que é consistente com a aprovação do ato de concentração pelo Cade.

Tabela 3. Resultados para o retorno acumulado na janela [-3,3] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-1.1661578	-1.4517048
IBOV	0.63854053	0.91305121
IBRX	0.39449188	0.60224741
IBRX-50	0.44405764	0.67122351

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 4. Resultados para o retorno acumulado na janela [-5,5] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-1.5605296	-1.6442403
IBOV	0.52020047	0.79205035
IBRX	0.42310747	0.61948720
IBRX-50	0.49306416	0.79205035

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 5. Resultados para o retorno acumulado na janela [-10,5] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-1.5363819	1.6267011
IBOV	-0.7093530	1.4342428
IBRX	-0.9019138	-1.1904233
IBRX-50	-0.8850987	-1.1730506

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

3.2 Caso Gol-Webjet

Contexto

A operação consistiu na aquisição do controle acionário da Webjet Linhas Aéreas S/A (Webjet) pela VRG Linhas Aéreas S/A (Gol), operação iniciada pela assinatura de

¹⁴ AC 08012.008378/2011-95.

Memorando de Entendimentos entre as partes visando a celebração de futuro contrato de aquisição. A operação foi inicialmente estimada em R\$ 96 milhões, quantia ajustada por ocasião do fechamento da operação. Após coleta de dados publicamente disponíveis no sítio da Agência Nacional de Aviação Civil – ANAC, constrói-se a tabela abaixo, na qual verifica-se a participação das principais empresas do setor aéreo no ano anterior ao anúncio da fusão.

Tabela 6. Participação Mercado de Transporte Aéreo de Passageiros - 2010

	Participação (%)
TAM	42,63
GOL	39,41
AZUL	6,06
WEBJET	5,86
Outras	6,94

Fonte: Agência Nacional de Aviação Civil – ANAC.

*Fatias calculadas pelo número de passageiros por quilômetro transportado pago.

Trata-se de um mercado bastante concentrado com as duas maiores empresas apresentando um domínio de 82,04% do mercado e as quatro maiores com a quase a totalidade do mercado (93,96%). O índice de concentração medido pelo HHI=3478 também reforça esta observação¹⁵ e a conclusão de que concentrações adicionais são potencialmente danosas do ponto de vista da defesa da concorrência.

As justificativas apresentadas para a aquisição foram as perspectivas de crescimento do mercado de transporte aéreo brasileiro, motivando a Gol a ampliar sua participação no mercado “de forma a oferecer mais e melhores serviços aos consumidores”; o modelo de distribuição similar; a atuação no mesmo segmento “*low cost-low fare*”; a padronização de frotas, capaz de gerar sinergias operacionais (redução de custos de manutenção, combustíveis e peças) – que seriam compartilhadas com o consumidor “seja na forma de uma possível redução de tarifas, seja por meio do aumento de oferta de itinerários e destinos”. Como em decisões anteriores, o Cade adotou o conceito de pares de aeroportos, ou rota ponto a ponto, para identificar mercados relevantes no mercado de transporte de aéreo de passageiros. Centenas de superposições horizontais foram identificadas nas rotas entre as duas empresas.

O ponto central da discussão econômica no voto condutor da decisão foi a forma como o argumento aventado durante a instrução de que a Webjet seria uma empresa com perfil *maverick* e que sua aquisição pela Gol implicaria a eliminação de um competidor, foi descartado.¹⁶ Lê-se:

“A diminuição do número de players no mercado tenderia a aumentar o risco colusório? Aumentaria o poder de mercado da Gol?

Na versão pública dos autos, não estão disponíveis os argumentos das requerentes, que seriam contrários, naturalmente, à tese de que a Webjet tivesse sido ou atuado como empresa *maverick* em algum momento.¹⁷

A definição do conceito por Motta e Salgado (2015) é trazida como referência, mas o relator segue o entendimento das requerentes de que a Webjet jamais teria se comportado como tal, considerando seu desempenho fraco, a despeito de qualificá-la como empresa média no mercado, que fazia frente à concorrência das duas empresas dominantes em várias rotas, afastando com isso a possibilidade de que seu desaparecimento pudesse implicar risco à concorrência, na forma de maior probabilidade de coordenação entre as empresas dominantes – e remanescentes.

¹⁵ O Herfindahl-Hirschman Index (HHI) é definido como $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$, onde s_i representa a fatia de mercado de cada firma i e n , o número de empresas. Considera-se que HHI acima de 2500 representa mercado de concentração elevada, ver Guia Análise de Atos de Concentração (Cade, 2016).

¹⁷ Na edição adaptada ao Brasil (Motta e Salgado, 2015.), a definição do conceito por Motta, que é rigorosamente traduzida do original, aparece no capítulo 4 da seguinte maneira: Tal firma deve ser chamada dissidente (ou maverick). Uma dissidente pode ser também uma firma que é substancialmente diferente das rivais (porque tem, por exemplo, um fator de desconto menor, uma utilização de capacidade diferente ou um portfólio de marcas menor). Lendo-se de forma cuidadosa o que Motta entende por firma dissidente, a Webjet, enquanto atuou como firma independente das duas firmas dominantes no mercado, com seus preços muito baixos e seu modelo de negócios econômico, poderia perfeitamente caber no conceito de firma dissidente.

¹⁷ Ponto 328 pp. 117 do voto condutor.

Lê-se: “De fato não se pode negar que a política de preços praticada pela Webjet eram comparativamente menores (sic) que os de seus concorrentes, mas também é certo que a qualidade de seus serviços era inferior àquela oferecida pelos concorrentes, assim como a sua ainda reduzida malha aérea e frequência de voos. Há indícios pela análise de preços que em determinadas rotas a Webjet exercia alguma pressão competitiva nos seus rivais mais diretos, mas tais diferenciais de preços dependiam fundamentalmente do momento em que se adquiria a passagem.” (pp. 117)

“Assim, antes da aquisição, a Webjet parecia ser uma empresa agressiva em preços mas com sérias fragilidades competitivas, limitada acumulação interna de recursos e equipamentos obsoletos, o que a descaracterizava como empresa *Maverick*” (pp. 119).

Superado esse ponto, a operação foi aprovada por ter sido identificado apenas um problema concorrencial associado à eliminação de um concorrente, nas rotas tendo como origem ou destino o aeroporto Santos Dumont. Foi estabelecido, portanto, compromisso comportamental determinando o uso eficiente da infraestrutura representada pelos slots – 85% mínimo de uso, com punição de devolução para a autoridade reguladora, a ANAC (Agência Nacional de Aviação Civil) em caso de descumprimento, o uso do slot abaixo do mínimo estabelecido, para que a agência alocasse a seu critério a infraestrutura essencial a outro usuário. Com isso, entendeu o Conselho ter preservado a concorrência em prol do bem-estar dos consumidores.

Dados e resultados

Os dados utilizados são as cotações diárias das ações da TAM, única empresa rival com capital aberto, assim como as cotações diárias da carteira de mercado, representada por um dos índices a seguir: IBOV, IBRX, IBRX-50 e IFNC11. Todas as séries da amostra foram retiradas da base de dados financeiros Economática. A data do evento para o caso Gol/Webjet foi definida como 08/07/2011. Uma vez que nesta data foi realizado o comunicado de fato relevante à imprensa, conforme notícia do site G1. Também neste dia foi firmado entre as duas empresas o “memorando de entendimentos”, com fins de estabelecer linhas gerais para um futuro contrato de aquisição, conforme voto do conselheiro do CADE, Ricardo Machado Ruiz.

Tabela 7. Resultados no dia do anúncio da fusão (RA)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFNC11	-0.80872	-1.2614770
IBOV	-0.3975142	-0.67868668
IBRX	-0.8573908	-1.2782056
IBRX-50	-0.8678091	-1.2949393

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Os resultados da primeira coluna da Tabela 7, que correspondem ao modelo paramétrico (que assume erro com distribuição normal padrão) e ao *bootstrap*, se mostram robustos à mudança na variável de referência para o retorno de mercado. De fato, nenhuma das estatísticas t é significativa, indicando assim um impacto nulo da fusão entre GOL e WEBJET sobre a TAM, o que permite concluir que fusão é neutra em relação a seus efeitos competitivos.

Os mesmos resultados são encontrados para o teste de ranque generalizado

(segunda coluna da Tabela 7). A estatística *t-grank* é negativa e também não permite rejeitar a hipótese retornos anormais nulos. Este resultado é válido para todos os índices de mercado, indicando que a fusão é neutra em relação a seus efeitos sobre os rivais, nem pró nem anticompetitiva.

Análise de robustez

Foram utilizadas as mesmas janelas descritas no caso anterior. Para cada janela foram realizados testes independentes para cada medida de retorno de mercado. Para a janela mais curta [-3,3], encontram-se estatísticas positivas para todos os testes (teste-t do modelo paramétrico, *bootstrap* e ranque). No entanto, estatísticas não são significantes. Resultados mostram-se robustos à mudança na variável que mede o retorno de mercado (IFCN11, IBOV, IBRX e IBX-50). O mesmo padrão de sinais e ausência de significância se repete para janela [-5,5] e [-10,5]. Portanto, todos os resultados (teste-t, *bootstrap* e ranque) com todas as janelas se mostram não significantes. Testes adicionais de robustez foram realizados com janelas maiores: [-15,20], [-20,20], [-20,15], [-15,15]. Todos os resultados dos testes adicionais (expostos nas tabelas 15,16,17 e 18 no apêndice) se mostram não significantes, indicando resultado neutro.

Tabela 8. Resultados para o retorno acumulado na janela [-3,3] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	0.56923979	1.0611108
IBOV	1.4969111	1.6476591
IBRX	0.57207830	1.0944595
IBRX-50	0.56251170	1.0777830

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.
Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 9. Resultados para o retorno acumulado na janela [-5,5] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	0.60359855	1.1111404
IBOV	1.2216457	1.5634349
IBRX	0.57152302	1.0944595
IBRX-50	0.56440926	1.0777830

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.
Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 10. Resultados para o retorno acumulado na janela [-10,5] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	0.84153687	1.2782056
IBOV	1.1697886	1.5297901
IBRX	0.80345781	1.2614770
IBRX-50	0.79763119	1.2614770

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.
Fonte: Elaboração Própria.

Portanto, todos os resultados obtidos com os retornos acumulados (*RAAC*) também indicam que fusão é neutra, nem pró nem anticompetitiva. Reforça, portanto, conclusão a obtida pelos testes no dia do anúncio: a fusão é neutra, o que é consistente com a aprovação do ato de concentração em tela.

4 Considerações Finais

Conforme exposto, o método de estudos de eventos se mostra útil na análise de defesa concorrência, pois possui sólida fundamentação teórica e demanda dados que estão publicamente e facilmente disponíveis: valor das ações de empresas de capital aberto. Vale ressaltar que o método pode ser usado tanto para avaliação *ex-post*, como é o caso dos atos de concentração analisados neste capítulo, como para avaliação *ex-ante*, durante o curso da análise pela autoridade *antitruste*. Pode, por exemplo, ser utilizado como um dos filtros para que a superintendência do Cade avalie se o caso deve seguir para o tribunal do Cade, ou como elemento de avaliação no próprio tribunal.

A principal crítica ao uso de estudos eventos se refere à possível falha na estratégia de identificação. De acordo com críticos, fusões podem sinalizar outras possíveis operações do gênero entre rivais. Neste caso, mesmo que firmas fusionadas se tornem mais eficientes, o valor das firmas rivais deve aumentar, dado que os agentes de mercado atualizam suas expectativas devido ao aumento da probabilidade de que outras fusões com ganhos de eficiência venham a ocorrer. A estratégia de identificação levaria então a falsas condenações, *i.e.*, considerar fusões anticompetitivas que, na realidade, são pró-competitivas.

Trata-se de uma das críticas mais contundentes ao uso de estudos de eventos para avaliar fusões. No entanto, conforme Davis e Garcés (2009), os problemas decorrentes deste efeito (o de sinalização de futuras fusões) podem ser mitigados por meio da realização de enquetes com agentes do mercado financeiro. Somando à sugestão de Davis e Garcés (2010), seria interessante adicionar ao conjunto de possíveis entrevistados na eventual enquete os próprios participantes do mercado, empresas e grandes consumidores (ou fornecedores).

Outra limitação reside na hipótese de que o valor fundamental do ativo e seu valor de mercado são idênticos. Há, no entanto, especulações que podem ocorrer justamente em períodos próximos à data do anúncio da fusão, o que poderia comprometer a estratégia de identificação do modelo. Tal limitação só seria definitivamente superada, porém, com o uso de técnicas de avaliação de empresas para verificar se há diferença significativa entre valor fundamental e valor de mercado dos ativos.

Por fim, vale notar que as limitações acima descritas apenas reforçam a conclusão de que as aplicações de estudos de eventos devem ser avaliadas no contexto de defesa da concorrência da mesma forma que outras ferramentas analíticas, *i.e.*, não devem ser entendidas como definitivas ou avaliadas isoladamente. Seus resultados devem ser confrontados com análises qualitativas (como evidências da existência ou esgotamento de ondas de fusão no setor e entrevistas com executivos) e mesmo com outras de natureza quantitativa (como verificar se resultados estão alinhados com modelos de simulação, por exemplo).

Referências

- BALL, R. ; BROWN, P. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*. v.6, n.2, p. 159–78, 1968.
- BELLEFLAMME, P.; PEITZ, M. *Industrial Organization: Markets and Strategies*. Cambridge,

UK: Cambridge University Press. 2010.

BUCCIROSSI, P.; CIARI, L.; DUSO, T.; FRIDOLFSSON, O.; SPAGNOLO, G.; VITALE, C. Ex-Post Review of Merger Control Decisions. European Commission, 2006.

CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, 1997.

Cade. Guia Para Análise de Atos de Concentração. Cade, 2016.

CORRADO, C. J. A nonparametric test for abnormal security price performance in event studies. *Journal of Financial Economics*, v.23, n.2, p. 385–395, 1989.

_____, C. J.; ZIVNEY, T. L. The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v.27, n.3, p. 465–478, 1992.

DAVIS, P.; GARCÉS, E. Quantitative Techniques for Competition and Antitrust Analysis. Princeton University Press, 2009.

DOLLEY, J. C. Characteristics and Procedure of Common Stock Split-Ups. *Harvard Business Review*, v.11, p. 316 - 327, 1993.

DUSO, T.; NEVEN, D. J.; RÖLLER, L. The Political Economy of European Merger Control: Evidence using Stock Market Data. Discussion Paper FS IV 02 – 34r, Wissenschaftszentrum, Berlin, 2006.

_____, T.; GUGLER, K.; YORTOGLU, B. Is the event study methodology useful for merger analysis? A comparison of stock market and accounting data. *International Review of Law and Economics*, v.30, n.2, p. 186-192, 2010.

ECKBO, B. Espen. Horizontal Merges, Collusion, and Stockholder Wealth. *Journal of Financial Economics*, v.11, p. 241-273, 1983.

FAMA, EUGENE F. ET AL. The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economics Review*, vol.10, n.1, p. 1–21, 1969.

FARRELL, J. ; SHAPIRO, C. Horizontal mergers: An equilibrium analysis. *American Economic Review*, v.80, n.1, p. 107-126, 1990.

KOLARI, J.; PYNNONEN, S. Nonparametric Rank Tests for Event Studies. *Journal of Empirical Finance*, v.18, p. 953-971, 2011

LAGERLOF, J.; HEIDHUES, P. On the desirability of an efficiency defense in merger control. *International Journal of Industrial Organization*, v.23, n.9-10, p.803-827, 2005.

LI, J.; LUCINDA, C. Potencial anticompetitivo da fusão Oi-BrT: uma análise usando retornos anormais e estudo de eventos. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v.9, n.2, p. 25-40, 2009.

MARAIS, M. An application of the bootstrap method to the analysis of squared, standardized market model prediction errors. *Journal of Accounting Research*, n.22, p.34-54, 1984.

MACKINLAY, A. Craig - Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 1. pp. 13-39., 1997.

MCAFEE, R. P.; WILLIAMS, M. A. Can event studies detect anticompetitive mergers?. *Economics Letters*, 28, 199-203, 1988.

MOTTA, M.; SALGADO, L. H. Política de concorrência: teoria e prática e sua aplicação no Brasil. 1. Ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

STILLMAN, R. Examining antitrust policy towards horizontal mergers. *Journal of Financial Economics*, 11, 225-240, 1983.

Apêndice

Itaú-Unibanco

Tabela 11. Resultados para o retorno acumulado na janela [-15,20] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-0.45282967	-0.65397517
IBOV	0.66505888	0.96496868
IBRX	0.82752957	1.1036120
IBRX-50	0.99641133	1.2599687

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 12. Resultados para o retorno acumulado na janela [-20,20] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-1.5576664	-1.6442403
IBOV	0.47845983	0.74024767
IBRX	0.46027929	0.70572927
IBRX-50	0.51379107	0.80932490

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 13. Resultados para o retorno acumulado na janela [-20,15] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-2.4817189	-1.7144731
IBOV	-0.77518968	-1.0689229
IBRX	-0.80688706	-1.0342531
IBRX-50	-0.73189393	-0.99960189

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 14. Resultados para o retorno acumulado na janela [-15,15] (RAAC)

	Estatística t	Estatística
IFCN11	-1.3709920	-1.5916450
IBOV	-0.66892603	-0.87846021
IBRX	-0.50709229	-0.63672976
IBRX-50	-0.30582538	-0.41277041

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Gol

Tabela 15. Resultados para o retorno acumulado na janela [-15,20] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-0.49524915	-0.71187251
IBOV	-0.22493670	-0.24806107
IBRX	-0.38750325	-0.52947649
IBRX-50	-0.43939512	-0.61234691

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 16. Resultados para o retorno acumulado na janela [-20,20] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-0.81688349	-1.1278257
IBOV	-0.42392980	-0.62892804
IBRX	-0.63379612	-0.89461158
IBRX-50	-0.68684268	-1.0277791

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 17. Resultados para o retorno acumulado na janela [-20,15] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-0.46953217	-0.66209786
IBOV	-0.36731983	-0.54604610
IBRX	-0.51879901	-0.72846964
IBRX-50	-0.56141776	-0.81150016

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 18. Resultados para o retorno acumulado na janela [-15,15] (RAAC)

	Estatística t	Estatística <i>t-Grank</i>
IFCN11	-0.10023439	-0.49634351
IBOV	-0.15070035	-0.13228517
IBRX	-0.24777238	-0.26460389
IBRX-50	-0.28861464	-0.43010068

* Significantes a 5% pela normal padrão. † Significantes a 5% pelo método de *bootstrap*.

Fonte: Elaboração Própria.