



# Reação do mercado de ações a eventos de fusões e aquisições bancárias no Brasil: análise dos efeitos de aquecimento do mercado\*

João Gabriel de Moraes Souza<sup>1,2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-0685-3082>  
E-mail: joagabrielsouza@yahoo.com.br

Ivan Ricardo Gartner<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-9780-1212>  
E-mail: irgartner@unb.br

<sup>1</sup> Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas, Programa de Pós-Graduação em Administração, Brasília, DF, Brasil

<sup>2</sup> Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, DF, Brasil

Recebido em 07.08.2017 – Desk aceite em 06.09.2017 – 5ª versão aprovada em 04.08.2018 – Ahead of print em 18.02.2019  
Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

## RESUMO

O objetivo deste estudo é investigar a reação do mercado de ações a eventos de fusões e aquisições (F&A) de bancos no Brasil ocorridos em momentos de aquecimento do mercado. Este artigo visa preencher a lacuna de pesquisa sobre F&A bancárias e seus efeitos, em especial aquelas advindas de ondas de F&A. Esse campo se encontra aberto na literatura; não existe consenso quanto à esperança do investidor aos retornos anormais oriundos desse mecanismo. A noção de que os mercados de F&A bancárias se aquecem é discutida e ainda não apresenta consenso na literatura. Por isso, temas que envolvem pesquisas nas estratégias específicas de F&A e seus efeitos são interessantes para a literatura. Os resultados desta pesquisa apontam para o surgimento de retornos anormais acumulados positivos para bancos rivais dos recém-fusionados adquirentes e nulos para bancos adquiridos. Essa análise ocorre porque, em mercados aquecidos, a probabilidade de os bancos rivais envolverem-se em F&A aumenta, acarretando ganhos de mercado e maior poder de mercado para os bancos adquirentes e pela rápida precificação dos ativos dos bancos adquiridos. Esse resultado corrobora a análise pós-fusão, em que os indicadores de desempenho contábil dos bancos adquirentes são positivos. A reação do mercado foi apurada por meio da técnica econométrica de estudo de eventos aplicada na investigação da ocorrência de retornos anormais em janelas de tempo de até 41 dias em torno dos eventos de F&A de bancos. O estudo mensurou a reação do mercado de ações a uma motivação para as F&A, sendo essa o efeito das ondas de F&A. Este artigo contribui para a literatura por evidenciar formas específicas de F&A de bancos. Em especial, é abordada a lógica de fusão por forças de mercado. Esse mecanismo de fusões por forças de mercado apresenta-se por evidenciar o caráter de tendência de F&A e não por ganhos integralizados.

**Palavras-chave:** fusões e aquisições, bancos, mercados aquecidos, estudo de eventos, regressão quantílica.

## Endereço para correspondência

João Gabriel de Moraes Souza

Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas, Programa de Pós-Graduação em Administração  
Campus Universitário Darcy Ribeiro, Bloco A-2 – CEP: 70910-900  
Asa Norte – Brasília – DF – Brasil

\* Trabalho apresentado no XXXIX Encontro Nacional da ANPAD, setembro de 2015, Belo Horizonte, MG, Brasil.



## 1. INTRODUÇÃO

Existe uma literatura extensa sobre ganhos de valor (retornos anormais positivos) de firmas rivais das recém-fusionadas (Song & Walkling, 2000). Tais estudos começam com Eckbo (1983, 1985) e vão até os trabalhos de Song e Walkling (2000) e Hankir, Rauch e Umber (2011); no entanto, nesse campo, a literatura nacional é escassa. Esses trabalhos encontraram, em sua maioria, resultados positivos de retornos anormais em firmas rivais das recém-fusionadas. A explicação mais utilizada na literatura é a de que fusões horizontais eliminam os competidores e facilitam os conluíus entre as firmas restantes no mercado.

Todavia, o artigo de Eckbo e Wier (1985) rejeita a hipótese de que as fusões horizontais, ao eliminarem competidores, facilitam o conluio das firmas restantes, deixando em aberto a explicação dos retornos positivos das firmas rivais das recém-fusionadas (Eckbo, 1983, 1985; Eckbo & Wier, 1985; Hankir et al., 2011; Song & Walkling, 2000).

Song e Walkling (2000) traçam um paralelo entre a probabilidade de um banco ser fusionado com os retornos anormais observados no mercado com respeito à concentração oriunda das fusões e aquisições (F&A). Conforme Hankir et al. (2011), o retorno anormal positivo encontrado nos bancos rivais dos recém-conglomerados pelo mercado pode ser observado pelo fato de o mercado estar aquecido e, com isso, os investidores das firmas rivais esperarem que suas firmas sejam as próximas a serem fusionadas.

Este artigo visa contribuir para essa questão e, para tanto, objetiva responder à seguinte pergunta: qual a reação do mercado na precificação das ações dos bancos rivais dos bancos recém-fusionados em mercados aquecidos? Com isso, o artigo investiga a ocorrência de reações do mercado aos eventos de F&A mediante a análise de supostas anormalidades nos retornos das ações dos bancos rivais dos bancos recém-fusionados, bem como possíveis relações causais decorrentes, essas últimas sendo analisadas por meio de regressões quantílicas e interquantílicas, no período de 2005 a 2015.

As pesquisas que se utilizam da análise de efeitos de ondas de F&A contentam-se em observar os sinais dos retornos anormais das firmas rivais das recém-fusionadas para então determinar efeitos assimétricos no mercado de ondas de F&A. Todavia, o porquê dos retornos anormais das firmas rivais das recém-fusionadas oriundas dos processos de F&A não é amplamente abordado na

literatura. Neste estudo, tenta-se contemplar exatamente essa lacuna de pesquisa.

Outro campo que este trabalho visa atender é oferecer insumos para investidores e analistas de mercado sobre as possíveis causas de F&A, como as ondas de F&A e o aquecimento do mercado, além de contribuir com elementos para decisões de entidades reguladoras e autoridades monetárias em suas decisões sobre regulações de mercado.

Os principais resultados encontrados nesta pesquisa são retornos anormais acumulados positivos dos bancos rivais dos recém-fusionados. Essas conclusões corroboram as ideias de Song e Walkling (2000) e Hankir et al. (2011), de que tais retornos são explicados pelo aquecimento do mercado de F&A que provavelmente facilita as incorporações dos bancos rivais dos recém-fusionados. Ao observar a análise dos indicadores contábeis explicando os retornos anormais acumulados, observa-se que os indicadores de concentração apresentam, em geral, efeitos negativos, mostrando a insatisfação dos investidores dos bancos rivais dos recém-fusionados com a concentração do mercado. Observam-se, também, efeitos positivos nos indicadores de desempenho financeiro dos bancos fusionados em relação ao retorno anormal acumulado dos bancos rivais, e espera-se que, ao se fusionar, o banco apresente ganhos operacionais, indicando aquecimento no mercado. Os valores das operações de F&A também demonstram efeitos positivos em relação aos retornos anormais acumulados dos bancos rivais, indicando que o mercado está aquecido. Para análise das F&A pendentes, em que ocorreram apenas anúncios, não havendo concretização das F&A, os investidores precificaram as F&A pendentes dos bancos rivais de forma negativa, o que demonstra que, nesse caso, a probabilidade de seus bancos realizarem fusões é menor. Com isso, observa-se que os investidores acreditam que o mercado de F&A bancárias é um mercado que rege no mecanismo de ondas de F&A, ou seja, por meio de mercados aquecidos.

O presente artigo estrutura-se da seguinte forma: a seção 2 apresenta a literatura sobre a reação do mercado de ações a eventos de F&A bancárias em mercados aquecidos e a metodologia teórica. A seção 3 aborda a metodologia de análise, envolvendo fonte de dados e definição da amostra, descrição e definição das variáveis utilizadas e metodologia empírica. A seção 4 apresenta a análise empírica do estudo e a seção 5 finaliza o artigo com as considerações finais.

## 2. REAÇÃO DO MERCADO DE AÇÕES A EVENTOS DE F&A BANCÁRIAS EM MERCADOS AQUECIDOS

O setor bancário faz parte das empresas que passaram por turbulências estratégicas nas três últimas décadas. Em resposta às alterações regulatórias e tecnológicas, bem como ao movimento de globalização, a estrutura organizacional das empresas do setor bancário vem sofrendo constantes mudanças (Asimakopoulou & Athanoglou, 2013; Pessanha, Calegario, Sáfadi & Ázara, 2012). Tais alterações reforçam os movimentos de F&A e, conseqüentemente, a reação do mercado de ações em relação a esses eventos.

Para introduzir o assunto, elege-se o trabalho de Hankir et al. (2011), no qual os autores narram que os estudos em relação aos eventos de F&A começaram no final da década de 1970 e início da década de 1980. Os trabalhos seminais que utilizam o método de estudo de eventos em finanças para mensurar os retornos anormais oriundos de eventos de F&A são: Dodd e Ruback (1977), Dodd (1980) e Asquith (1983). Esses estudos analisaram os retornos anormais, nas empresas adquirentes e adquiridas, relacionados aos anúncios e concretizações das F&A.

Ainda em consonância com Hankir et al. (2011), os retornos anormais positivos para as firmas adquiridas ocorrem pelo processo sinérgico oriundo dos eventos de F&A. Para Arık e Kutan (2015), além dos ganhos intrínsecos oriundos dos efeitos sinérgicos, conforme evidenciado por Hankir et al. (2011), as firmas alvo geram valores ao se fusionarem. Esse fato ocorreu, especialmente, logo após a última crise financeira de 2007/2008. Conforme Beltratti e Paladino (2013), retornos anormais positivos ocorreram durante o período da crise financeira de 2007-2010, devido à positiva percepção dos investidores oriundos da F&A nesse período. Tal reação pode ocorrer por esperar-se que os bancos grandes estáveis absorvam os pequenos e instáveis, regulando, assim, o mercado. No entanto, os retornos anormais negativos encontrados nas firmas adquirentes podem ser oriundos da falta de credibilidade dos efeitos sinérgicos nesses bancos, da observância de um mercado mais concentrado (poder de mercado) e da aquisição de bancos com problemas financeiros (*financial distress*).

Outro trabalho nessa perspectiva é o de Hagendorff, Collins e Keasey (2008), no qual os autores afirmam que, em um mercado eficiente, os preços dos ativos são formados por agentes racionais, e a valoração sobre os ativos (ocasionada pelos eventos de F&A) serve como avaliações precisas dos benefícios ou malefícios líquidos

dos acionistas. Tais informações são primordiais para as análises dos investidores. Conforme os autores, a literatura sobre a reação do mercado de ações aos eventos de F&A reporta que os investidores das firmas adquirentes são céticos quanto aos ganhos associados a eventos de F&A.

Campa e Hernando (2006) afirmam que os retornos anormais originados dos eventos de F&A dos bancos adquirentes são negativos e ligeiramente significantes, sendo que os mesmos resultados foram encontrados por Brito, Batistella e Famá (2005), Delong e DeYoung (2007), Hagendorff et al. (2008), Hankir et al. (2011), Andriosopoulos e Yang (2015) e Varmaz e Laibner (2016). Conforme Delong e DeYoung (2007), os estudos acadêmicos têm dificuldades em encontrar processos de criação de valor oriundos de eventos de F&A em bancos comerciais. Esses resultados podem ser explicados por problemas de gerenciamento *hubris* (quando gestores se expõem a riscos excessivos) e outros relacionados ao mecanismo do principal-agente (DeLong & DeYoung, 2007).

No contexto nacional, a literatura tem apresentado diversos incentivos à concretização de F&A bancárias, como a expansão dos conglomerados financeiros globais, incentivos governamentais para estabilização da economia em meados de 1990, a privatização de bancos públicos etc. (Pessanha et al., 2012). O trabalho de Brito et al. (2005) encontra retornos essencialmente negativos sobre F&A dos bancos adquirentes diretamente envolvidos em fusões. O mesmo resultado econômico pode ser visto em Araújo, Goldner, Brandão e Oliveira (2007), no qual os autores não encontraram ganhos de rentabilidade dos bancos adquirentes diretamente envolvidos em F&A. Todavia, esse trabalho usou metodologia de dados em painel diferente da metodologia de estudo de eventos empregada neste trabalho e nos demais citados. No entanto, utilizando análise de séries temporais, Pessanha et al. (2012) encontraram impactos positivos nos indicadores de rentabilidade dos bancos diretamente envolvidos em F&A, porém, tais impactos são de pouca intensidade. Esses resultados demonstram que os estudos nessa área carecem ainda de análise profunda dos efeitos de F&A nos bancos brasileiros, em especial nos bancos rivais dos recém-fusionados, algo menos abordado na literatura nacional.

### 2.1 Hipótese de Ondas de F&A

Essa hipótese baseia-se na concepção de que as decisões para as empresas fundirem-se não são oriundas

dos ganhos econômicos intrínsecos aos eventos, como os ganhos sinérgicos, mas da tendência do mercado em torna-se mais concentrado (Chiang & Zheng, 2010).

Nesse debate, evidencia-se o trabalho de Song e Walkling (2000), que calculam os retornos anormais positivos das empresas rivais às empresas alvo de F&A com base na maior probabilidade de esses eventos ocorrerem. O motivo, segundo os autores, é a tendência de surgimento dos eventos F&A, e não os ganhos sinérgicos. Desse modo, os acionistas antecipam os eventos de F&A e aquecem o mercado de trocas acionárias das empresas que possivelmente poderão ser adquiridas. Nesse contexto, Hankir et al. (2011) determinam que, na análise dos pares – as empresas rivais, ou seja, as firmas que não se envolvem diretamente no processo de F&A – observe-se um possível surgimento da teoria de “onda de F&A”. Ainda segundo os autores, qualquer negociação poderá aumentar o aquecimento do mercado e, com isso, a probabilidade de que todos os bancos poderão ser alvos possíveis de F&A.

Pela hipótese de ondas de F&A, espera-se que os mecanismos de reação do mercado sejam voláteis ao evento. Conforme Hankir et al. (2011), a reação do mercado acionário ao evento poderá ser negativa, caso os acionistas depararem-se com alguns problemas nessas negociações, como acordos que gerem pagamentos em excesso (especialmente em mercados aquecidos), altos custos de realizações sinérgicas pós-fusões e falta de viabilidade econômica das fusões. Todavia, para Song e Walkling (2000), os acionistas aquecem o mercado e geram maiores retornos. Percebe-se, com isso, que a precificação dos ativos dos bancos adquirentes tende a sofrer impactos positivos com os eventos de F&A, assim como a precificação dos bancos adquiridos (hipótese de ondas de F&A).

## 2.2 Modelo Teórico (Relação Funcional)

Em primeiro estágio, no estudo da hipótese de ondas de F&A, observa-se o efeito desses eventos tanto nos rivais dos bancos adquirentes quanto nos rivais dos bancos adquiridos, de forma separada. Observam-se, também, os eventos em que as fusões foram completas, pendentes e completas e pendentes em conjunto. Essas F&A foram analisadas em suas datas de anúncio. Aplica-se, adicionalmente, análise sobre as datas efetivas de F&A

bancárias, ou seja, após aprovação dos órgãos reguladores. Tais fusões têm como objetivo abordar, em estudos separados, os efeitos sobre a precificação dos bancos adquirentes e adquiridos.

Na análise do segundo estágio, adota-se a ideia de que se empregam os retornos anormais acumulados (*cumulative abnormal returns* – CARs) com mais testes significativos como variável dependente em relação à média dos indicadores pós-fusão (variáveis independentes). Porém, no caso dessa hipótese, utilizam-se os CARs médios dos bancos rivais como variável dependente, e os indicadores pós-fusão médios dos bancos diretamente envolvidos como variáveis independentes. O intuito é observar se o mercado está mais aquecido devido às F&A e, com isso, observar se os investidores dos bancos rivais conseguem predeterminar os indicadores médios pós-fusão dos bancos diretamente envolvidos em F&A. A análise de segundo estágio aplica-se aos eventos que realmente foram concretizados, considerando a data de anúncio das F&A.

Este artigo utiliza o modelo econométrico de estudo de eventos, em primeiro estágio, para testar a hipótese de ondas de F&A. Utiliza-se, para hipótese a ser avaliada, o método de CAR com objetivo de examinar os efeitos de curto prazo dos eventos de F&A bancárias. Nesse caso, empregam-se quatro modelos de retorno de equilíbrio, sendo eles: o modelo de médias constantes, o modelo de índice de mercado, o modelo de mercado e o *capital asset price model* (CAPM) sugerido por Sharpe (1964) e Lintner (1965). Em um segundo estágio, aplicam-se os resultados dos retornos anormais encontrados no primeiro estágio em relação a dados contábeis pós-fusão (análise fundamentalista); nesse caso, o objetivo é determinar se os resultados dos retornos anormais conseguem predeterminar os indicadores médios de desempenho e risco pós-fusão. Para o segundo estágio do artigo utiliza-se a ferramenta econométrica de regressão quantílica. Os indicadores médios foram determinados entre 4 e 5 anos após a fusão, utilizados seguindo abordagem semelhante ao artigo de Duso, Gugler e Yurtoglu (2010), o qual utiliza análise similar da média de até 5 anos pós-fusão dos indicadores de lucratividade. O valor limiar de 4 anos foi determinado segundo Sherman e Rupert (2006), que afirmam que as F&A bancárias só são integralizadas no 4º ano após a realização desse evento.

## 3. METODOLOGIA DE ANÁLISE

Nesta etapa, apresenta-se a população, a definição da amostra, as variáveis utilizadas no estudo, a fonte de dados, as estatísticas descritivas dos dados e o modelo econométrico.

### 3.1 Fonte de Dados, População e Definição da Amostra

Neste artigo, utiliza-se, como fonte de dados, o portal de divulgação de dados financeiros, o *Datastream Advance*, da *Thomson Reuters*. A amostra coletada no portal surgiu a partir do filtro da SIC (código do setor) dos códigos 6000 a 6289 e o código 6712, utilizados por Hankir et al. (2011). Tais códigos representam as firmas do setor bancário. Neste estudo, objetiva-se pesquisar F&A bancárias brasileiras, tratando-se do mercado de

ações brasileiro de F&A bancárias no período de 2005 a 2015, período esse que abrange a disponibilidade de dados da base citada.

Utilizam-se, neste estudo, os bancos de capital aberto listados em bolsa. Operam-se 26 ativos bancários, entre ações ordinárias, preferenciais e *units*. Utilizam-se, na amostra, bancos de investimento, comerciais e múltiplos. Dentre esses, a amostra contempla bancos públicos e privados e aqueles sediados no Brasil ou no exterior, totalizando 15 bancos. A Tabela 1 descreve os 26 ativos utilizados na amostra.

**Tabela 1**

*Ativos bancários listados em bolsa*

Ativos financeiros bancários listados na BM&FBOVESPA	
Banco Abc Brasil PN	Banco Indusval ON
Banco do Brasil ON	Banco Indusval PN
Banco Bradesco ON	Itaúsa Investimentos ON
Banco Bradesco PN	Itaúsa Investimentos PN
BTG Pactual (BSP) Unit	Itaú Unibanco Holding ON
Baneste Banco Espírito Santo ON	Itaú Unibanco Holding PN
Baneste Banco Espírito Santo PN	Banco Pine PN
Banco Mercantil do Brasil ON	Alfa Holdings ON
Banco Mercantil do Brasil PN	Banco Santander ON
Mercantil Investimentos PN	Banco Santander PN
Banco Patagônia BDR (BSP)	Banco Santander Brasil Unit
Banco Alfa de Investimentos PN	Banco Sofisa PN
Banco Daycoval PN	Paraná Banco PN

BM&FBOVESPA = Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Consideraram-se 43 eventos de F&A entre os 26 ativos bancários no período de 2005 a 2015, sendo esses eventos entre bancos nacionais e bancos nacionais e estrangeiros.

Para avaliação do mercado, operacionalizaram-se os índices de mercado também extraídos da base de dados *Datastream Advance*, da *Thomson Reuters*. A taxa livre de risco foi retirada da base de dados da Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos Privados (CETIP).

### 3.2 Definição das Variáveis em Estudo

Ao se estudar o impacto dos eventos de F&A bancários, utilizam-se os preços diários dos títulos financeiros dos bancos (Tabela 1) conforme Houston e Ryngaert (1994), Campa e Hernando (2006), Delong e DeYoung (2007), Hagedorff et al. (2008), Hankir et al. (2011), Asimakopoulos e Athanasoglou (2013) e Andriosopoulos e Yang (2015). Como variáveis de mercado, utilizam-se os índices de mercado da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) (Ibovespa) e, como portfólio do setor bancário, o índice financeiro da BM&FBOVESPA (IFNC). Como taxa livre de risco, utiliza-se a do Sistema Especial de Liquidação e de

Custódia (Selic). Todos os ativos, índices e taxas têm periodicidade diária.

As janelas que estudam os eventos de F&A bancárias são de 20 dias anteriores ao anúncio, o dia do anúncio e 20 dias posteriores ao anúncio; 15 dias anteriores ao anúncio, o dia do anúncio e 15 dias posteriores ao anúncio; e 10 dias anteriores ao anúncio, o dia do anúncio e 10 dias posteriores ao anúncio. Vale ressaltar que a janela de 41 dias foi utilizada para determinar os retornos anormais no trabalho de Asimakopoulos e Athanasoglou (2013); esse tamanho de janela justifica-se pelo fato de que janelas maiores que essa podem inserir outros eventos e janelas menores que essa podem não abarcar todo impacto oriundo de F&A. O trabalho de Cummins, Lewis e Wei (2006) utilizou a janela de 31 dias, porém aplicável a eventos de perdas operacionais. Os estudos de Delong e DeYoung (2007) utilizaram a janela de 21 dias para determinação de eventos de F&A. Nas F&A bancárias, utilizam-se as datas de anúncio público e efetivas dessas fusões.

A variável utilizada no estudo dos efeitos na precificação dos ativos são os seus retornos; esse mecanismo é importante para a garantia da estacionariedade das séries

históricas financeiras dos preços dos ativos e dos índices. Para cálculo dos retornos dos ativos utiliza-se o método de retornos contínuos, qual seja:

$$R_{it} = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1}) \quad \boxed{1}$$

em que  $\ln(P_{it-1})$  é o logaritmo neperiano do preço do ativo  $i$  no período  $t-1$  e  $\ln(P_{it})$  é o logaritmo neperiano do preço do ativo  $i$  no período  $t$ .

O segundo estágio de análise do artigo [seção 2.2 – Modelo Teórico (Relação Funcional)] abrange análise pós-estimação (*ex-post*) dos eventos de F&A. Para isso, levantam-se indicadores contábeis que representam desempenho e risco operacionais dos bancos envolvidos, bem como variáveis de controle. Os insumos para cálculo dos indicadores e variáveis de controle foram extraídos da base de dados *Datastream Advance*, da *Thomson Reuters*, e têm periodicidade trimestral no período de 2002 a 2015. Os dados são dos balanços auditados retirados dos demonstrativos financeiros consolidados e estão em milhões de reais.

Os indicadores de desempenho operacional são representados pelo ROA (*return on assets*) (equação 2) e pelo ROE (*return on equity*) (equação 3), ambos calculados conforme a proposta de Lown, Osler, Strahan e Sufi et al. (2000):

$$ROA_{it} = \frac{2\pi_{it}}{(AT_{it} + AT_{it-1})} \quad \boxed{2}$$

em que  $\pi_{it}$  é o lucro líquido após impostos do banco  $i$  no período  $t$ ,  $AT_{it}$  é o ativo total do banco  $i$  no período  $t$  e  $AT_{it-1}$  é o ativo total do banco  $i$  no período  $t-1$ . Análise similar é feita para o ROE:

$$ROE_{it} = \frac{2\pi_{it}}{(E_{it} + E_{it-1})} \quad \boxed{3}$$

em que  $E_{it}$  representa o capital próprio total do banco  $i$  no período  $t$  e  $E_{it-1}$  representa o capital próprio total do banco  $i$  no período  $t-1$ .

O indicador ROA representa o desempenho operacional do banco  $i$  no período  $t$  e o indicador ROE representa o desempenho dos acionistas do banco  $i$  no período  $t$ . Os indicadores de desempenho são em relação ao trimestre atual ( $t$ ) e o trimestre imediatamente anterior ( $t-1$ ).

Em análise *ex-post*, Houston e Ryngaert (1994), Delong e DeYoung (2007) e Andriosopoulos e Yang (2015) utilizaram o indicador ROA. O indicador ROE, nesse caso *ex-post*, foi utilizado por Campa e Hernando (2006), Delong e DeYoung (2007), Hagendorff et al. (2008) e Hankir et al. (2011). Em todos os casos analisados, esses indicadores representaram o desempenho pós-fusão dos bancos. Quanto maior for o desempenho do banco, maior será o indicador.

Como indicador de risco operacional, utiliza-se o Z-score similar ao de Lown et al. (2000) e Tabak et al. (2013). Conforme Lown et al. (2000), esse indicador representa a probabilidade de falência de um banco:

$$z - Score_{it} = \frac{ROA_{it} + EQAS_{it}}{\sigma_{ROA_{it}}} \quad \boxed{4}$$

em que o  $EQAS$  representa a relação entre o capital próprio total e o ativo total do banco  $i$  no período  $t$  e  $\sigma_{ROA_{it}}$  é o desvio padrão (DP) estimado do banco  $i$ . Conforme a equação 4, quanto maior o valor de Z-score, menor a probabilidade de falência do banco  $i$ . Para Tabak et al. (2013), o indicador Z-score é uma medida de risco aceita pela literatura.

Para variáveis de controle, utiliza-se o logaritmo neperiano dos ativos totais do banco  $i$  no período  $t$  como *proxy* para o tamanho do banco  $i$ . A variável de controle logaritmo do ativo foi utilizada por Delong e DeYoung (2007) e Hankir et al. (2011). Para Delong e DeYoung (2007), grandes bancos tendem a apresentar poucos ganhos pós-fusão.

Outra variável de controle utilizada é a participação relativa do banco  $i$  no setor. A equação 5 é uma adaptação de Hax e Majluf (1983) que utiliza o ativo total como variável de decisão. Essa variável representa a participação relativa e é medida pela relação entre o ativo total da empresa  $i$  no período  $t$  e o valor máximo de ativo total do período  $t$  de um determinado setor. A participação relativa é a razão entre o tamanho da empresa  $i$  em relação à empresa líder de mercado:

$$Part.Rel_{it} = \frac{AT_{it}}{AT_t^*} \quad \boxed{5}$$

em que  $AT_t^*$  é o ativo total máximo no período  $t$ , representando a empresa líder do segmento bancário. Ou seja, a relação entre o ativo total do banco  $i$  no período  $t$  e o ativo total do banco líder do segmento  $AT_t^*$  é medida relativa de concentração de mercado. O objetivo dos indicadores de concentração de mercado é identificar a força competitiva do ambiente de negócios no qual a firma está inserida. A medida de participação relativa determina a fragmentação da indústria e é uma medida relativa de força interna do negócio (Hax & Majluf, 1983). Nessa medida, quanto mais próxima de 1 for a medida de participação relativa, maior é o poder de mercado do banco  $i$  no período  $t$ .

A última variável de controle utilizada é o valor da negociação das F&A. Essa variável foi utilizada no trabalho de Hagendorff et al. (2008). Segundo esses autores, o tamanho do negócio é uma *proxy* para o grau de poder de mercado. Quanto maior o valor do negócio, maior o

poder de mercado da firma adquirente e mais aquecido é o mercado.

A Tabela 2 resume a utilização de cada variável *ex-post*, seu significado e principais fontes utilizadas para sua escolha.

**Tabela 2**

Variáveis *ex-post* (pós-estimação)

Variável	Significado	Fonte
ROA	Desempenho operacional	Houston e Ryngaert (1994), Delong e DeYoung (2007), Andriosopoulos e Yang (2015)
ROE	Desempenho do acionista	Campa e Hernando (2006), Delong, DeYoung (2007), Hagendorff et al. (2008), Hankir et al. (2011)
Z-score	Risco operacional (contábil)	Lown et al. (2000), Tabak et al. (2013)
Ln ativos	Tamanho do banco	DeLong e DeYoung (2007), Hankir et al. (2011)
Part. relativa	Concentração de mercado	Hax e Majluf (1983)
Valor da F&A	Grau de poder de mercado e aquecimento	Hagendorff et al. (2008)

F&A = fusões e aquisições.

Fonte: Elaborada pelos autores.

**Tabela 3**

Testes de estacionariedade para os retornos

Ativo/índice	Testes para raiz unitária					
	Estatística do teste Z(t) Dickey-Fuller aumentado lag(0)	P-valor aproximação de Mackinnom	Estatística do teste Z(t) Phillips-Perron	P-valor aproximação de Mackinnom	Estatística do teste DF-GLS lag(0)	p-valor assintótico
Banco Abc Brasil PN	-40,202	0**	-40,232	0**	-34,937	0**
Banco do Brasil ON	-73,86	0**	-73,885	0**	-24,685	0**
Banco Bradesco ON	-74,253	0**	-74,21	0**	-76,92	0**
Banco Bradesco PN	-73,449	0**	-73,449	0**	-77,278	0**
BTG Pactual (BSP) - Unit	-24,519	0**	-24,475	0**	-25,364	0**
Baneste Banco Espírito Santo ON	-79,29	0**	-81,057	0**	-76,057	0**
Baneste Banco Espírito Santo PN	-46,007	0**	-46,355	0**	-11,17	0**
Banco Mercantil do Brasil ON	-67,714	0**	-67,933	0**	-77,231	0**
Banco Mercantil do Brasil PN	-71,453	0**	-71,688	0**	-76,126	0**
Mercantil Investimentos PN	-75,515	0**	-76,888	0**	-13,218	0**
Banco Patagônia BDR (BSP)	-38,403	0**	-38,621	0**	-29,025	0**
Banco Alfa Investimentos PN	-69,592	0**	-69,716	0**	-77,972	0**
Banco Daycoval PN	-42,45	0**	-42,482	0**	-42,941	0**
Banco Indusval ON	-39,973	0**	-40,084	0**	-41,201	0**
Banco Indusval PN	-45,727	0**	-45,651	0**	-32,177	0**
Itausa Investimentos ON	-71,012	0**	-71,346	0**	-82,785	0**
Itausa Investimentos PN	-66,333	0**	-66,34	0**	-43,776	0**
Itaú Unibanco Holding ON	-73,35	0**	-73,37	0**	-81,463	0**
Itaú Unibanco Holding PN	-64,635	0**	-64,65	0**	-69,329	0**
Banco Pine PN	-42,251	0**	-42,248	0**	-42,928	0**
Alfa Holdings ON	-76,058	0**	-76,169	0**	-86,936	0**
Banco Santander ON	-54,331	0**	-55,391	0**	-23,804	0**

### 3.2.1 Estacionariedade das séries financeiras

Com intuito de estimar os retornos de equilíbrio ou de *benchmark* (Brown & Warner, 1980, 1985), realizaram-se testes de estacionariedade das séries de retornos dos títulos bancários, bem como dos índices de mercado utilizados nesta pesquisa (IFNC e Ibovespa). O teste utilizado é o de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (Dickey & Fuller, 1979), que tem como hipótese nula a determinação de raiz unitária na série estudada. Para aumentar a precisão da análise da estacionariedade dos retornos, utiliza-se o teste de Phillips e Perron (1988), que faz correção não paramétrica ao teste de Dickey-Fuller, permitindo que seja consistente, mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Outro método de cálculo utilizado para se garantir a estacionariedade das séries de retornos é o teste Dickey-Fuller *generalized least squares* (DF-GLS) proposto por Elliott, Rothenberg e Stock (1996), no qual os autores argumentam que o poder do teste de Dickey-Fuller pode ser aumentado se, de alguma forma, os termos determinísticos forem expurgados da regressão do teste.

A Tabela 3 apresenta os testes de estacionariedade para cada série de retorno dos títulos, bem como dos índices de mercado utilizados para estimação dos retornos de equilíbrio dos preços dos ativos bancários.

Tabela 3

Cont.

Ativo/índice	Testes para raiz unitária					
	Estadística do teste Z(t) Dickey-Fuller aumentado lag(0)	P-valor aproximação de Mackinnom	Estadística do teste Z(t) Phillips-Perron	P-valor aproximação de Mackinnom	Estadística do teste DF-GLS lag(0)	p-valor assintótico
Banco Santander PN	-55,723	0**	-56,811	0**	-62,782	0**
Banco Santander Brasil Units	-36,102	0**	-36,105	0**	-40,968	0**
Banco Sofisa PN	-46,194	0**	-46,276	0**	-8,686	0**
Paraná Banco PN	-41,722	0**	-41,819	0**	-42,34	0**
IFNC	-47,81	0**	-47,757	0**	-36,015	0**
Índice Bovespa	-74,412	0**	-74,266	0**	-3,408	0**
Dickey-Fuller aumentado			Phillips-Perron		DF-GLS	
**Valor crítico 1%	-3,43	**Valor crítico 1%	-3,43	**Valor crítico 1%	-2,58	
*Valor crítico 5%	-2,86	*Valor crítico 5%	-2,86	*Valor crítico 5%	-1,956	

DF-GLS = Dickey-Fuller generalized least squares; IFNC = índice financeiro da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

As séries de retornos logarítmicos dos preços ( $R_{it}$ ) (equação 3) apresentaram estacionariedade em todos os papéis dos títulos bancários elencados na Tabela 3 e nos índices mencionados. Com isso, existe possibilidade de estimação da série de retornos dos ativos.

### 3.2.2 Descrição das variáveis *ex-post*

A Tabela 4 apresenta análise descritiva das variáveis de pós-estimação. Evidenciam-se os valores médios, a mediana, os valores máximos e mínimos, o DP e o coeficiente de variação dos indicadores *ex-post* (variáveis independentes do modelo).

Tabela 4

Descrição das variáveis *ex-post* (pós-estimação)

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	DP	CV (%)	Observações (n)
ROA (%)	0,55	0,44	8,06	-18,36	1,07	51,11	891
ROE (%)	3,96	4,46	40,65	-402,12	14,87	26,62	891
Z-score	46,75	44,23	182,54	-3,60	33,20	140,81	885
Ln ativos	9,87	9,35	14,27	4,33	2,27	434,03	878
Part. relativa (%)	22,36	1,35	100,00	0,00	33,85	66,06	879
Valor da F&A (milhões USD)	536,96	138,27	2.249,70	6,00	871,38	61,62	43

Nota: As variáveis estão descritas na Tabela 2.

CV = coeficiente de variação; DP = desvio padrão; F&A = fusões e aquisições.

Fonte: Thomson Reuters.

## 3.3 Modelos Econométricos

### 3.3.1 Modelo econométrico de estudo de eventos

O estudo de eventos examina o comportamento dos retornos para uma amostra de firmas que experimentam um determinado evento em comum, como no caso de F&A. O evento poderá acontecer em diferentes datas no calendário. Todavia, na análise, a data inicial é a data do acontecimento do evento (Kothari & Warner, 2007).

No método de estudos de eventos, a tarefa inicial é determinar o evento que será analisado, denominado evento de interesse ou evento focal. Após a definição do

evento focal, determina-se a janela temporal do evento, ou seja, o período durante o qual os preços dos ativos das empresas estudadas serão analisados. Na prática, o período de interesse, muitas vezes, é expandido para diversos dias, incluindo, necessariamente, o dia do evento.

Em geral define-se data "0" o dia do evento de interesse para cada ativo, com periodicidade diária. Para retornos diários, analisam-se os 252 dias (1 ano útil) anteriores ao dia do evento focal de retorno das ações, denominado período de estimação. Os primeiros 41 dias em torno do evento de interesse (-20 a 20), incluindo a data do evento de interesse, são chamados de período do evento (a depender da janela do evento a ser considerada). Segundo Brown e Warner



(1985), para que o ativo seja incluído na amostra, ele deverá ter, no mínimo, 30 retornos diários nos dados do período de estimação e 20 dias de retornos diários não nulos.

Para se avaliar um evento focal, necessita-se de uma medida de retorno anormal. Este é definido como a diferença entre o retorno observado do ativo  $i$  no período  $\tau$  e o retorno normal esperado (preditor) do ativo financeiro na janela temporal  $\tau$  (MacKinlay, 1997). Para o banco  $i$  no período  $\tau$  em que o evento de interesse ocorre (evento focal), o retorno anormal é dado por:

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - E(R_{i\tau} | f_{\tau}) \quad [6]$$

em que  $AR_{i\tau}$  é o retorno anormal,  $R_{i\tau}$  é o retorno observado do ativo financeiro  $i$  no período  $\tau$  e  $E(R_{i\tau} | f_{\tau})$  é a esperança condicional do retorno normal condicionado ao conjunto informacional  $f_{\tau}$  para o período especificado, também chamada de preditor. Existem diversos modelos elencados pela literatura que mensuram os retornos esperados, entre eles os que se apresentam a seguir.

### 3.3.1.1 Cálculos de CAR

Brown e Warner (1980, 1985) apresentam três métodos de mensuração de retornos anormais. Para os autores, só se pode considerar “anormal” um retorno observado que será comparado com um retorno de *benchmark*, ou seja, com um retorno estimado.

Neste artigo, utilizam-se as três versões de retorno estimado de Brown e Warner (1980, 1985) que, conforme MacKinlay (1997), representam a compilação de modelos estatísticos de retornos de equilíbrio: a versão dos retornos ajustados pela média (modelo 1), a versão dos retornos de índice de mercado (modelo 2) e a versão do modelo de mercado com duas formas de estimação (modelos 3 e 4). Propõe-se, ainda, uma quarta versão de retorno estimado, que corresponde ao modelo CAPM desenvolvido por Sharpe (1964) e Lintner (1965). Nesse caso, para MacKinlay (1997), esse é um modelo econômico de retornos de equilíbrio (modelo 5).

Os modelos que apresentaram os resultados mais expressivos foram os amplamente utilizados na literatura, sendo eles: o modelo de média constante (modelo 1) e o modelo de mercado com estimação *ordinary least squares* (OLS) (modelo 3). Tais modelagens podem ser encontradas, por exemplo, em Song e Walkling (2000), Delong e DeYoung (2007) e Hankir et al. (2011).

O modelo de retorno de médias constantes (modelo 1) é o cálculo da média dos retornos observados durante o período de estimação e sua extrapolação para determinar o retorno estimado (*benchmark*):

$$E(R_{i\tau}) = \overline{R_{i\tau}} = \frac{1}{n} \sum_{T_0}^{T_1} R_{i\tau} \quad [7]$$

em que  $R_{i\tau}$  é o retorno observado do ativo  $i$  no período  $\tau$ , e  $\overline{R_{i\tau}}$  é a média dos retornos observados durante o período de estimação ( $T_0 - T_1$ ).

O modelo de índice de mercado (modelo 2) é aquele que estabelece um índice de mercado, no caso brasileiro, o Ibovespa como  $R_{mr}$ :

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - R_{mr} \quad [8]$$

O modelo de mercado é o método que utiliza a base do CAPM apresentado por Sharpe (1964), em que o retorno estimado do mercado é:

$$E(\hat{R}_{i\tau}) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} * E(R_{mr}) \quad [9]$$

em que  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$  são parâmetros estimados do modelo de mercado,  $E(\hat{R}_{i\tau})$  é a esperança dos retornos estimados dos ativos pelo modelo de mercado e  $E(R_{mr})$  é a esperança dos retornos observados dos índices de mercado (nesse caso o Ibovespa). A estimação dos parâmetros  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$  será feita utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) (modelo 3) e o método de estimação de dados não sincronizados de Scholes e Williams (1977) (modelo 4). O segundo método é ideal para dados diários, isto é, quando podem ocorrer problemas de dados não sincronizados.

O modelo do CAPM (modelo 5) apresentado por Sharpe (1964) e Lintner (1965), em que o retorno estimado é:

$$E(\hat{R}_{i\tau}) = R_{f\tau} + \hat{\beta} * E(R_{mr} - R_{f\tau}) \quad [10]$$

em que  $R_{f\tau}$  é o retorno do ativo livre de risco, neste trabalho a taxa Selic, o parâmetro  $\hat{\beta}$  é parâmetro estimado do modelo CAPM,  $E(\hat{R}_{i\tau})$  é a esperança dos retornos estimados dos ativos do CAPM e  $E(R_{mr})$  é a esperança dos retornos observados dos índices de mercado (Ibovespa).

### 3.3.1.2 Testes estatísticos dos retornos anormais

Para analisar a significância estatística dos retornos anormais é necessário utilizar testes estatísticos de hipótese. Esta seção propõe alguns testes que podem determinar a existência de retornos anormais oriundos de eventos de F&A bancárias de ondas de F&A.

Conforme Corrado (2011), uma suposição comum é que os retornos anormais seguem uma distribuição normal. Tal suposição é usada na determinação dos testes estatísticos de significância. Todavia, conforme Brown e Warner (1985), os retornos diários não se comportam de forma similar aos retornos mensais.

Com isso, utilizam-se quatro testes, além dos testes  $t$  de Student ( $t$  em *cross-section* e  $t$  em *time-series*), para obtenção das significâncias dos retornos anormais. Para maior robustez dos resultados, realiza-se o teste de hipótese Patell  $z$  (Patell, 1976). A ideia é a mesma

do teste  $t$  de Student clássico, em que, sob a hipótese nula, os retornos anormais acumulados serão 0 e a média dos retornos anormais sobre os desvios dos retornos anormais acumulados seguirá uma distribuição de  $t$  de Student. Segundo Patell (1976), esse mecanismo de análise expurga a heterocedasticidade que poderá ser encontrada na estimação dos retornos anormais.

Outro método que agregará na análise dos retornos anormais acumulados é o teste de *cross-section* do erro padrão dos retornos anormais desenvolvido por Boehmer, Musumeci e Poulsen (1991) (teste apresentado nas tabelas de resultado da seção 4 como Boehmer et al.). Nesse teste, utiliza-se a correção da correlação serial proposta por Kolari e Pynnönen (2010). Esse método corrigido pela correlação serial conforme Boehmer et al. (1991) e Kolari e Pynnönen (2010) é interessante por ser um teste mais robusto na presença de variações altas dos retornos anormais próximos às datas dos eventos.

Objetiva-se realizar testes não paramétricos a fim de se trazer maior robustez no tocante a dados que divergem da normalidade. Um teste não paramétrico bastante utilizado em estudo de eventos é o proposto por Corrado (2011). Tal teste é conhecido como Corrado *rank*, em que Corrado (2011) define um *rank* de estatísticas para estabelecer os desvios da hipótese nula ( $H_0$ ), que os retornos anormais acumulados são iguais a 0.

O último teste a ser realizado é o não paramétrico de Cowan (1992), conhecido como teste geral dos sinais (teste *sign*), baseado na razão dos números de retornos anormais positivos sobre a janela de eventos. Sob a hipótese nula ( $H_0$ ), a razão de retornos anormais positivos não deverá desviar-se da razão estimada de retornos positivos da janela de eventos. Nesse teste, a distribuição da razão de retornos anormais positivos convergirá para a distribuição binomial.

Neste trabalho,  $y_i$  corresponde ao  $CAR_i$ ,  $x_i$  são as médias até 4 ou 5 anos dos indicadores pós-fusão, excluindo apenas o valor da fusão, e os quantis  $\phi^{th}$  utilizados são 25, 50 (mediana) e 75%. Os modelos de regressão quantílica são expressos regredindo todo o conjunto de variáveis  $x_i$  (indicadores pós-fusão) e os indicadores de forma separada, evitando, assim, mensurações erradas devido ao problema de multicolineariedade nos dados (mensuração via fator de inflação da variância).

Conforme Delong e DeYoung (2007), Hagendorff

### 3.3.2 Modelo econométrico de regressão quantílica

A regressão quantílica tem sua origem no trabalho de Koenker e Bassett (1978), no qual os autores baseiam-se na ideia de estimação condicional das funções quantílicas. Tais modelos apresentam uma relação em que os quantis da distribuição condicional da variável dependente são expressos em termos de covariáveis independentes. Para Koutsomanoli-Filippaki, Mamatzakis e Pasiouras (2013), a regressão quantílica é uma técnica estatística que objetiva estimar e inferir a performance condicional das funções quantílicas. Essa análise é particularmente útil quando a distribuição condicional da variável dependente não tem formato conhecido, como formato assimétrico das distribuições, caudas largas ou distribuições truncadas; tais distribuições são comuns a dados de retornos anormais (Koutsomanoli-Filippaki et al., 2013).

A regressão quantílica é útil na presença de heterocedasticidade (Behr, 2010; Koutsomanoli-Filippaki et al., 2013). Segundo Koutsomanoli-Filippaki et al. (2013), essa ferramenta estatística é aplicável a dados que estimam o comportamento do mercado de ações. Tal tipo de ferramenta torna-se interessante quando se almeja encontrar o impacto causal dos retornos anormais, devido à sua correção de dados com heterocedasticidades.

A regressão quantílica é apresentada na seguinte forma (Koutsomanoli-Filippaki et al., 2013):

$$y_i = x_i \beta_\phi + \varepsilon_{i\phi} \quad (11)$$

em que  $\phi \in (0, 1)$ ,  $x_i$  é o vetor ( $K \times 1$ ) de regressores,  $\beta_\phi$  representa o coeficiente angular da relação condicional de  $y$  em relação a  $x$  do quantil  $\phi^{th}$  e  $\varepsilon_\phi$  corresponde ao erro aleatório da distribuição condicional quantílica. O  $\phi^{th}$  quantil da regressão,  $0 < \phi < 1$ , é definido como uma solução de minimização do seguinte problema (Koenker & Bassett, 1978):

$$\min_{\beta \in R^k} \left[ \sum \phi |y_i - x_i \beta|_{i \in \{i: y_i \geq x_i \beta\}} + \sum (1 - \phi) |y_i - x_i \beta|_{i \in \{i: y_i < x_i \beta\}} \right] \quad (12)$$

et al. (2008) e Duso et al. (2010), os retornos anormais acumulados individuais de cada banco  $i$  são atemporais e, portanto, podem ser regredidos aos indicadores pós-fusão. Tais indicadores, quando utilizados em seu formato médio do tempo de integralização do evento de F&A, também são tratados como atemporais, resultando, assim, em uma estimação em *cross-section* dos retornos anormais em relação aos indicadores pós-fusão. Esse mecanismo, como afirma Delong e DeYoung (2007), é adequado para observar a eficiência do mercado em sua forma semiforte.

## 4. ANÁLISE EMPÍRICA E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 4.1 Hipótese – Ondas de F&A Bancárias

#### 4.1.1 Data de anúncio de eventos de F&A bancárias (concretas e pendentes)

O primeiro passo é analisar os eventos de F&A nos bancos rivais (pares) dos bancos adquirentes, metodologia

empregada por Hankir et al. (2011). Esse campo de análise trabalha com a data do anúncio em F&A bancárias concretizadas e pendentes. A Tabela 5 apresenta a reação dos investidores dos bancos rivais dos bancos adquirentes aos eventos mencionados.

**Tabela 5**

*Data de anúncio de fusões e aquisições (F&A) bancárias em eventos pendentes e concretizados*

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
CAR (-20, +20)	-0,0067	0,0035	0,015	-0,0139	-0,0113
t-test time-series	0,3211	0,5479	0,0219**	0,2383	0,0836*
t-test cross-sectional	0,3333	0,5027	0,0104**	0,6421	0,0295**
patell z	0,0063***	NA	0,1246	0,0707*	0,0106**
boehmer et al.	0,3604	0,7695	0,5703	0,5302	0,3263
corrado rank	0,2089	0,0261**	0,0439**	0,0502*	0,0454**
sign test	0***	0,8842	0,206	0,0458**	0,2659
Pos Neg	468 430	541 357	404 353	414 343	373 384
CAR (-15, +15)	-0,0016	0,0109	0,0191	-0,001	-0,0008
t-test time-series	0,7845	0,0328**	0,0008***	0,9212	0,8859
t-test cross-sectional	0,79	0,0288**	0,0004***	0,9623	0,8665
patell z	0,0173**	NA	0,0061***	0,002***	0,4094
boehmer et al.	0,4298	0,436	0,314	0,2704	0,7471
corrado rank	0,0781*	0,0115**	0,0218**	0,0218**	0,0252**
sign test	0***	0,6897	0,695	0,1793	0,9836
Pos Neg	450 448	533 365	392 365	405 352	358 399
CAR (-10, +10)	-0,0053	0,0069	0,0111	-0,003	-0,0023
t-test time-series	0,2735	0,1004	0,0172**	0,7221	0,6175
t-test cross-sectional	0,3031	0,121	0,0165**	0,8444	0,5943
patell z	0,0011***	NA	0,1174	0,063*	0,1752
boehmer et al.	0,2782	0,6363	0,5787	0,5269	0,6193
corrado rank	0,0423**	0,0329**	0,081*	0,0788*	0,0875*
sign test	0***	0,8307	0,3302	0,5381	0,2359
Pos Neg	459 439	542 356	400 357	395 362	374 383

**Nota:** o retorno anormal acumulado (cumulative abnormal return – CAR) reporta-se, nesta tabela, à média dos CARs de cada banco no período analisado.

NA = sem argumento (non-argument).

\*\*\*, \*\*, \* = significância a 1, 5 e 10%, respectivamente.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Observa-se, pela Tabela 5, que o modelo escolhido foi o de mercado estimado por MQO/OLS (modelo3) por questão de robustez das análises (janela -15, +15). Esse modelo apresentou o maior número de testes estatísticos com significância. A escolha por um modelo que tenha maior quantidade de testes de hipótese significativos se dá por uma análise de robustez dos resultados (vide seção Testes estatísticos dos retornos anormais). Esses resultados são mais robustos na presença de heterocedasticidade e em uma possível não normalidade da distribuição dos CARs, e tais acontecimentos são comuns em finanças. Observa-se, na Tabela 4, que os indicadores econômico-

financeiros dos bancos analisados apresentam variabilidade alta, ocasionando problemas de heterocedasticidade, fazendo com que as caldas das distribuições dos CARs sejam mais largas. Ademais, esse modelo também foi o utilizado por Song e Walkling (2000) e Delong e DeYoung (2007). Tal modelo apresenta relação do mercado com o ativo estudado. Com essa análise, observa-se que os sinais dos retornos anormais acumulados médios são positivos, independentemente da janela de eventos utilizada. Esses resultados corroboram os encontrados por Song e Walkling (2000). Nesse contexto, os investidores dos bancos rivais dos bancos adquirentes diretamente envolvidos em

F&A bancárias precificam de forma positiva os ativos de seus bancos. Essa análise ocorre porque, em mercados aquecidos, a probabilidade de os bancos rivais envolveram-se em F&A aumenta (Song & Walkling, 2000).

Cabe ressaltar que, em alguns modelos de estimação utilizados para demonstrar robustez na análise, os resultados podem ser negativos, o que demonstra que, dependendo do modelo utilizado, os resultados podem ser diferentes. Todavia, nesses modelos de robustez, apesar de o CAR médio ser negativo, o número de CARs individuais positivos é maior do que os negativos.

**Tabela 6**

*Data de anúncio de fusões e aquisições (F&A) bancárias em eventos concretizados*

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
CAR (-20, +20)	0,0214	0,0038	0,0278	-0,026	-0,0072
t-test time-series	0,0207**	0,6205	0,0026**	0,1785	0,438
t-test cross-sectional	0,0412**	0,6389	0,0017**	0,6154	0,3589
patell z	0,838	NA	0,0635*	0,0859*	0,0263**
boehmer et al.	0,9476	0,9414	0,5174	0,5844	0,4235
corrado rank	0,79	0,0626*	0,0738*	0,106	0,0708*
sign test	0,0304**	0,8269	0,1416	0,0481**	0,0402**
Pos Neg	339 223	353 209	238 197	243 192	225 210
CAR (-15, +15)	0,0405	0,0093	0,0344	-0,0044	0,0079
t-test time-series	0***	0,1613	0***	0,7947	0,3238
t-test cross-sectional	0***	0,2234	0***	0,9061	0,2819
patell z	0,0042***	NA	0,0004***	0,0006***	0,9994
boehmer et al.	0,3412	0,7496	0,202	0,2391	0,9981
corrado rank	0,465	0,1093	0,0797*	0,1069	0,0819*
sign test	0,0848*	0,2046	0,2371	0,0913*	0,4796
Pos Neg	344 218	341 221	235 200	240 195	211 224
CAR (-10, +10)	0,0247	0,0044	0,0211	-0,006	0,0032
t-test time-series	0,0002***	0,4198	0,0014***	0,6635	0,6286
t-test cross-sectional	0,0019***	0,5253	0,0035***	0,8193	0,6392
patell z	0,1324	NA	0,0448*	0,0543*	0,3664
boehmer et al.	0,6223	0,9834	0,4877	0,5311	0,7465
corrado rank	0,8912	0,3263	0,3422	0,389	0,3424
sign test	0,309	0,0729*	0,322	0,5263	0,4796
Pos Neg	352 210	335 227	233 202	229 206	211 224

**Nota:** o retorno anormal acumulado (cumulative abnormal return – CAR) reporta-se, nesta tabela, à média dos CARs de cada banco no período analisado.

NA = sem argumento (non-argument).

\*\*\*, \*\*, \* = significância a 1, 5 e 10%, respectivamente.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

O modelo de mercado estimado pelo método MQO/OLS (modelo 3) foi o escolhido para análise dos retornos anormais acumulados médios. Tal modelo foi adotado nos trabalhos de Song e Walkling (2000) e DeLong e DeYoung (2007). Ao observar a Tabela 6, atenta-se que, na maioria dos modelos, valores positivos de CAR médio são apresentados e, em todos os modelos testados, os sinais dos CARs individuais positivos foram maiores que os negativos. O resultado mostra que os sinais dos retornos anormais acumulados médios, em geral, são positivos. Esse mesmo resultado foi encontrado por Song

#### 4.1.2 Data de anúncio de eventos de F&A bancárias (concretas)

O segundo passo de investigação dessa hipótese continua a trabalhar com a análise dos eventos de F&A nos bancos rivais (pares) dos bancos adquirentes, metodologia empregada por Hankir et al. (2011). Esse campo de análise trabalha com a data do anúncio em F&A bancárias concretizadas. A Tabela 6 apresenta a reação dos investidores dos bancos rivais dos bancos adquirentes aos eventos mencionados.

e Walkling (2000). Conforme esses autores, essa análise ocorre porque, em mercados aquecidos, a probabilidade de os bancos rivais envolveram-se em F&A aumenta, acarretando ganhos de mercado e maior poder de mercado para os bancos adquirentes (Song & Walkling, 2000).

Na análise pós-fusão, utilizam-se regressões quantílica e interquantílica para observar a correlação entre os CARs e os indicadores pós-F&A. Os resultados da regressão quantílica no quantil 75%, apresentados na Tabela 7, e da regressão interquantílica, apresentados na Tabela 8, mostraram que o indicador de desempenho ROA é

positivo e significativo. Esses resultados fortalecem a hipótese de aquecimento do mercado. Os investidores dos bancos rivais, ao depararem-se com as fusões de seus concorrentes, conseguiram observar que essas F&A geraram valores crescentes de indicadores de desempenho dos bancos concorrentes no período de 4 a 5 anos após as F&A. O ROE mostrou-se significativo na regressão quantílica no quantil 25%. Já nos demais modelos, os resultados mostraram-se sem significância. Esses resultados convergem para os encontrados por Araújo et

al. (2007), nos quais os autores observam que as F&A não geram valores diretos e rápidos aos bancos diretamente envolvidos, evidenciando que a hipótese de ondas de F&A e aquecimento do mercado é observada nesses tipos de operações. Outro estudo que corrobora essa visão é o de Pessanha et al. (2012), no qual os autores evidenciam que os ganhos sobre o retorno dos bancos que se envolvem diretamente em F&A são de pouca intensidade, o que sugere que os retornos anormais dos bancos rivais são oriundos de um processo de aquecimento do mercado.

Tabela 7

Regressão quantílica *ex-post* (pós-estimação)

	bsQreg1	bsQreg2	bsQreg3	bsQreg4	bsQreg5	bsQreg6	bsQreg7	bsQreg8	bsQreg9	bsQreg10
CAR (-15, 15) – Modelo 3	q25	q50	q75	q25	q50	q75	q25	q50	q75	q25
ROA	-2,98 (0,64)	9,62 (0,20)	45,50*** (0,00)	-4,71 (0,44)	7,58 (0,18)	23,12** (0,05)				
ROE	1,74 (0,25)	1,08 (0,32)	1,62 (0,32)				1,27** (0,03)	0,39 (0,45)	0,50 (0,59)	
Z-score	0,00 (0,38)	0,00 (0,19)	0,0024** (0,01)							0,00 (0,22)
LN ativos	0,03* (0,06)	0,00 (1,00)	-0,07** (0,03)							
Valor F&A (mil USD)	0,00 (0,85)	0,00 (0,97)	0,00 (0,13)							
Part. relativa	-0,14 (0,33)	-0,04 (0,70)	0,25 (0,16)							
_cons	-0,49** (0,01)	-0,09 (0,67)	0,40 (0,11)	-0,03 (0,33)	-0,02 (0,35)	-0,01 (0,80)	-0,12*** (0,00)	-0,01 (0,66)	0,07 (0,20)	-0,07*** (0,00)
Observações (n)	411	411	411	411	411	411	411	411	411	411

	bsQreg11	bsQreg12	bsQreg13	bsQreg14	bsQreg15	bsQreg16	bsQreg17	bsQreg18	bsQreg19	bsQreg20	bsQreg21
CAR (-15, 15) – Modelo 3	q50	q75	q25	q50	q75	q25	q50	q75	q25	q50	q75
ROA											
ROE											
Z-score	0,00 (0,72)	-0,0013* (0,10)									
LN ativos			0,02*** (0,00)	0,01 (0,35)	-0,00 (0,99)						
Valor F&A (mil USD)									-0,00 (0,58)	0,00 (0,58)	0,00003** (0,01)
Part. relativa						0,07* (0,06)	-0,00 (0,95)	-0,07 (0,22)			
_cons	0,01 (0,65)	0,15*** (0,00)	-0,34*** (0,00)	-0,06 (0,44)	0,10 (0,59)	-0,10*** (0,00)	0,01 (0,62)	0,16*** (0,00)	-0,04*** (0,00)	0,01 (0,20)	0,07*** (0,00)
Observações (n)	411	411	411	411	411	411	411	411	411	411	411

**Notas:** as variáveis estão descritas na Tabela 2. Estimação do erro padrão com bootstrapped.

F&A = fusões e aquisições.

\*\*\*, \*\*, \* = significância a 1, 5 e 10%, respectivamente.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Sendo assim, espera-se que os bancos rivais obtenham maior probabilidade de fusões. Esse resultado advém

de maiores retornos anormais acumulados, pois os investidores dos bancos rivais dos adquirentes, em parte,

conseguiram apreçar os possíveis ganhos dos bancos rivais. Tais ganhos foram oriundos das F&A dos bancos que

realmente ocorreram, aumentando, assim, a probabilidade de F&A em seus bancos, via tendência em se fundir.

**Tabela 8**

*Regressão interquantílica ex-post (pós-estimação)*

CAR (-15, 15) – Modelo 3	IQreg1	IQreg2	IQreg3	IQreg4	IQreg5	IQreg6	IQreg7	IQreg8
ROA	48,47*** (0,00)	27,83** (0,01)						31,46*** (0,01)
ROE	-0,12 (0,95)		-0,77 (0,36)					2,11 (0,20)
Z-score	0,0018* (0,08)			-0,0018* (0,06)				0,00 (0,11)
LN ativos	-0,10*** (0,00)				-0,02* (0,10)			-0,05*** (0,01)
Valor F&A (mil USD)	0,00 (0,13)					0,00004*** (0,01)		0,00 (0,18)
Part. relativa	0,39** (0,02)						-0,14*** (0,00)	
_cons	0,88*** (0,00)	0,01 (0,74)	0,19*** (0,00)	0,22*** (0,00)	0,44** (0,01)	0,11*** (0,00)	0,26*** (0,00)	0,44*** (0,00)
Observações (n)	411	411	411	411	411	411	411	411

Notas: as variáveis estão descritas na Tabela 2. Estimação do erro padrão com bootstrapped. Estimação entre o quantil 0,25 e 0,75.

F&A = fusões e aquisições.

\*\*\*, \*\*, \* = significância a 1, 5 e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Esses resultados corroboram os achados de Song e Walkling (2000), ou seja, em mercados aquecidos, os retornos anormais dos eventos de F&A, para os bancos rivais dos adquirentes, tendem a ser positivos. O indicador de valor de F&A apresenta coeficiente positivo, o que demonstra que, quanto mais o mercado está aquecido pelos altos valores de F&A, maior é o retorno anormal dos bancos rivais.

#### 4.1.3 Data efetiva de eventos de F&A bancárias

O terceiro passo de investigação tem por objetivo analisar a reação dos investidores dos bancos rivais a eventos de F&A bancárias concretizadas, observando a data efetiva de tal evento, ou seja, nessa análise aborda-se a data da ocorrência do evento.

O modelo de médias constantes (modelo 1) foi o escolhido para análise dos retornos anormais acumulados médios, o mesmo adotado por Hankir et al. (2011). Tal artigo é um dos poucos a tratar a questão da análise de F&A na data efetiva, pois, em geral, os trabalhos usam a data de anúncio como única data de análise. Tal fato ocorre, pois a base de dados de Hankir et al. (2011), assim

como a deste trabalho, permite a separação dessa análise. Ademais, nessa análise, o modelo 1 é o único a apresentar resultados robustos para heterocedasticidade e possíveis não normalidades das distribuições dos CARs. Nesse modelo existe correção das variabilidades dos CARs, tanto pela heterocedasticidade via testes de Patell (1976) e Boehmer et al. (1991) quanto a não normalidade das distribuições de CAR pelos testes Cowan (1992) e Corrado (2011); apenas na janela (-15, +15) os testes de Boehmer et al. (1991) e Cowan (1992) não têm significância. Nesse contexto, os retornos anormais acumulados médios para os bancos rivais dos bancos adquirentes apresentaram valores positivos, o que evidencia que quando a fusão dos bancos rivais é efetivada em sua data de realização, os investidores esperam que o mercado esteja aquecido e que a probabilidade de os bancos nos quais eles têm ações fundirem-se aumenta, como ressalta Song e Walkling (2000). Tal tipo de mecanismo faz com que o valor dos bancos rivais dos recém-fusionados aumente.

A Tabela 9 apresenta os CARs médios na data de efetividade das F&A bancárias dos rivais dos bancos adquirentes.

**Tabela 9**

Data de anúncio de fusões e aquisições (F&A) bancárias em eventos concretizados

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
CAR (-20, +20)	0,0623	-0,0234	0,0125	0,0059	-0,0051
t-test time-series	0***	0,0041***	0,1784	0,5313	0,581
t-test cross-sectional	0***	0,0001***	0,0802*	0,4022	0,3731
patell z	0***	NA	0,4977	0,8528	0,2418
boehmer et al.	0,0363**	0,2703	0,781	0,9528	0,5284
corrado rank	0,0068***	0,3247	0,7678	0,5798	0,8046
sign test	0,0287**	0***	0,8692	0,7107	0,1823
Pos Neg	375 187	289 273	231 227	229 229	206 252
CAR (-15, +15)	0,0352	-0,0309	-0,0039	-0,0093	-0,0172
t-test time-series	0***	0***	0,6263	0,2547	0,0328**
t-test cross-sectional	0***	0***	0,5198	0,1303	0,001***
patell z	0,0054***	NA	0,2083	0,0946*	0,0042***
boehmer et al.	0,2325	0,0857*	0,5572	0,4373	0,1539
corrado rank	0,0816*	0,1438	0,3077	0,2236	0,3255
sign test	0,655	0***	0,1983	0,1618	0***
Pos Neg	355 207	270 292	219 239	218 240	175 283
CAR (-10, +10)	0,0437	-0,0286	-0,0012	-0,0057	-0,0102
t-test time-series	0***	0***	0,8564	0,396	0,1244
t-test cross-sectional	0***	0***	0,8325	0,31	0,0473**
patell z	0***	NA	0,1257	0,0427**	0,0045***
boehmer et al.	0,0365**	0,0285**	0,5301	0,4065	0,2294
corrado rank	0,0066***	0,0331**	0,1563	0,1061	0,1669
sign test	0,0012***	0***	0,0001***	0,0001***	0***
Pos Neg	387 175	258 302	192 266	190 268	176 282

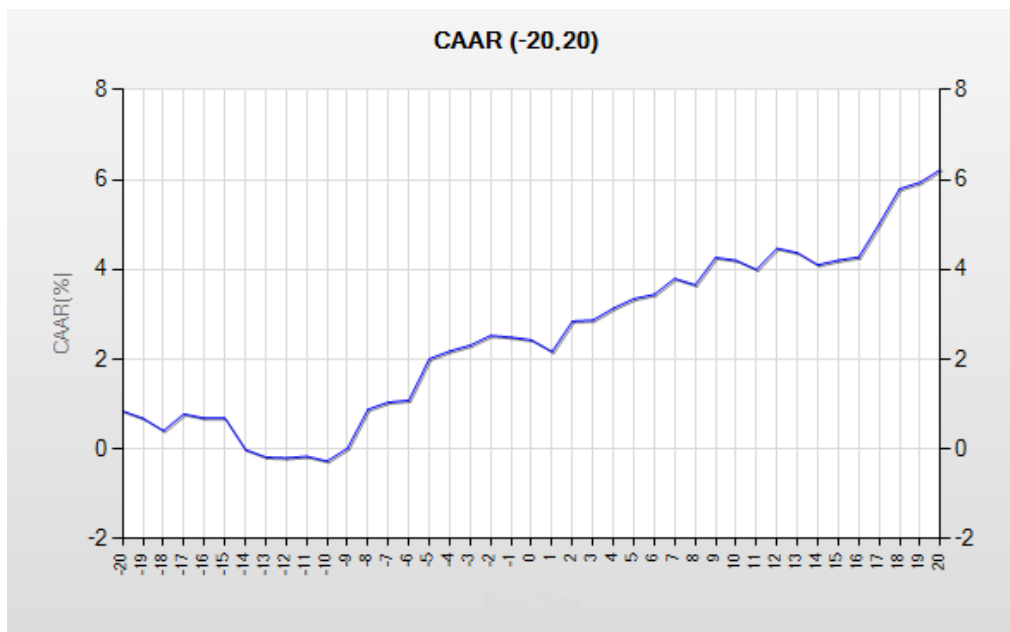
**Nota:** o retorno anormal acumulado (cumulative abnormal return – CAR) reporta-se, nesta tabela, à média dos CARs de cada banco no período analisado.

NA = sem argumento (non-argument).

\*\*\*, \*\*, \* = significância a 1, 5 e 10%, respectivamente.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

A Figura 1 apresenta os CARs médios para o período da janela de eventos (-20, +20). O resultado positivo para o modelo escolhido pode ser observado nas três janelas testadas.



**Figura 1.** Retorno anormal acumulado (cumulative abnormal return – CAR) do modelo de médias constantes

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Observa-se que, em praticamente todo o período, os retornos anormais foram positivos. Isso demonstra que os bancos rivais se valorizaram diante da fusão dos bancos adquirentes, possivelmente pelo mercado de F&A estar aquecido.

#### 4.1.4 Data de anúncio de eventos de F&A bancárias (pendentes)

O quarto passo de investigação é analisar o efeito que o anúncio de eventos de F&A bancárias que não ocorreram tem sobre a precificação dos bancos rivais. Nesse campo de análise, observa-se que os investidores dos bancos rivais dos bancos adquirentes apreçaram de forma negativa as ações de seus bancos, possivelmente devido a não ocorrência dos eventos, destruindo valor das firmas que não foram fusionadas (Varmaz & Laibner, 2016). O modelo utilizado foi o de médias constantes (modelo 1). Apesar de esse modelo não utilizar a relação do mercado com ativos financeiro, apenas sua média ao longo do tempo, esse mesmo modelo foi utilizado por Hankir et al. (2011). Tal artigo é um dos poucos a tratar a questão

de F&A pendentes; em geral, os demais trabalhos citados utilizam as F&A concretas ou totais. Devido a esse motivo, a escolha pelo modelo 1 seguiu a abordagem de Hankir et al. (2011), além do que esse modelo apresentou mais testes de hipótese significativos, corrigindo possíveis problemas de heterocedasticidade e não normalidade dos CARs. Atenta-se, pela Tabela 4, que os indicadores econômico-financeiros dos bancos analisados apresentam variabilidade alta; essa variabilidade causa problemas de heterocedasticidade e tais problemas geram caldas das distribuições dos CARs mais largas. O CAR médio negativo encontrado na Tabela 10 demonstra que os investidores dos bancos rivais conseguem observar quando o boato não vira integralização do negócio e isso diminui a possibilidade de F&A nos bancos rivais dos adquirentes. Segundo Hankir et al. (2011), a hipótese de probabilidade de aquisição implica que os *shareholders* não esperam que suas firmas venham a ser fusionadas quando há cancelamento dos eventos anunciados; com isso, os investidores observam que seus bancos tenderam a ter menor probabilidade de F&A. A Tabela 10 apresenta os resultados ora citados.

**Tabela 10**

*Data de anúncio de fusões e aquisições (F&A) bancárias em eventos pendentes*

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
CAR (-20, +20)	-0,0351	0,014	0,0087	0,0136	-0,0101
t-test time-series	0,0003***	0,1384	0,3452	0,1503	0,2744
t-test cross-sectional	0***	0,0334*	0,1871	0,0401**	0,1112
patell z	0,0002***	NA	0,2224	0,0817*	0,6402
boehmer et al.	0,1383	0,3475	0,5997	0,4542	0,8344
corrado rank	0,0654*	0,1034	0,1477	0,1282	0,1766
sign test	0***	0,1083	0,2207	0,0673*	0,9981
Pos Neg	114 176	169 121	152 128	157 123	132 148
CAR (-15, +15)	-0,0514	0,0196	0,0056	0,0105	-0,0085
t-test time-series	0***	0,0167**	0,4812	0,2011	0,2861
t-test cross-sectional	0***	0,0016***	0,364	0,0906*	0,1535
patell z	0***	NA	0,369	0,1361	0,5681
boehmer et al.	0,0156**	0,2089	0,7185	0,5499	0,8148
corrado rank	0,0023***	0,0251**	0,0749*	0,0572*	0,0957*
sign test	0***	0,0501*	0,8816	0,1764	0,9066
Pos Neg	93 197	172 118	143 137	153 127	133 147
CAR (-10, +10)	-0,0442	0,0143	0,0017	0,0054	-0,0079
t-test time-series	0***	0,0342*	0,7974	0,4262	0,2298
t-test cross-sectional	0***	0,0055***	0,7413	0,2995	0,1132
patell z	0***	NA	0,5734	0,274	0,5189
boehmer et al.	0,0146**	0,2652	0,8289	0,6742	0,8012
corrado rank	0,0022***	0,0258*	0,0823*	0,0647*	0,0975*
sign test	0***	0,0017***	0,2691	0,2658	0,1202
Pos Neg	94 196	182 108	151 129	151 129	145 135

**Nota:** o retorno anormal acumulado (cumulative abnormal return – CAR) reporta-se, nesta tabela, à média dos CARs de cada banco no período analisado.

NA = sem argumento (non-argument).

\*\*\*, \*\*, \* = significância a 1, 5 e 10%, respectivamente.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.



Cabe ressaltar que, nos modelos de robustez (modelos 2, 3 e 4), os resultados foram positivos, o que pode trazer análises diferentes. De todo modo, observa-se, pelo teste de Patell (1976), que não há correção de heterocedasticidade nos modelos mencionados. Já no

modelo escolhido há correção das variabilidades dos CARs, tanto pela heterocedasticidade via testes de Patell (1976) e Boehmer et al. (1991) quanto a não normalidade das distribuições de CAR pelos testes Cowan (1992) e Corrado (2011) em todas as janelas testadas.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em geral, pesquisas que contemplam análise de processo de ondas de F&A limitam-se a observar os sinais dos retornos anormais das firmas rivais das recém-fusionadas para determinar efeitos assimétricos nesse mercado de ondas de F&A. Todavia, o porquê dos retornos anormais das firmas rivais das recém-fusionadas oriundas dos processos de F&A não é amplamente abordado na literatura. Assim como o artigo de Song e Walkling (2000), este artigo demonstra, por meio de análises em *cross-section*, que a hipótese de probabilidade por aquisição via mercados aquecidos é evidenciada.

Neste estudo, identificam-se 43 fusões entre bancos brasileiros e 26 ativos de bancos que contemplam o período de 2005 a 2015. Os resultados apontam para a hipótese de probabilidade por aquisição. Observa-se que a possível causa de retornos anormais acumulados positivos dos bancos rivais dos adquirentes recém-fusionados são os indicadores de rentabilidade levemente positivos dos bancos fusionados (ROA e ROE), assim como os indicadores de concentração de mercado e tamanho dos bancos demonstraram resultados negativos em relação aos retornos anormais acumulados dos bancos rivais dos recém-fusionados. Esse resultado indica que, em mercados mais concentrados, a probabilidade de fusão dos bancos rivais diminui. Os resultados encontrados no caso de fusões pendentes apresentam valores negativos de CAR dos bancos rivais, demonstrando que, em situações de não ocorrência de fusão, os bancos rivais têm valores negativos de retornos anormais acumulados. Cabe que sejam ressaltados dois pontos: o primeiro deles refere-

se ao fato de que os modelos de robustez de análise apresentaram resultados divergentes em alguns dos testes realizados. Todavia, os resultados globais dos modelos escolhidos foram consistentes com a literatura de suporte empírico. O segundo é que os efeitos das F&A bancárias não foram estatisticamente significantes na análise dos rivais dos bancos adquiridos.

Os resultados indicam que as F&A bancárias brasileiras, no período analisado, podem ser observadas pelo mecanismo de ondas de F&A, as quais podem ser evidenciadas por um mercado aquecido. Tal estudo corrobora a literatura, indicando o possível motivo de F&A bancárias, um mecanismo de tendência de mercado. Evidencia-se que as F&A bancárias são geradas por mercados aquecidos. Esse mecanismo tende a gerar ineficiência de curto prazo, pois não são avaliados os impactos das F&A, e sim a preocupação dos gestores de que seus bancos percam mercado. Observa-se que os advindos empíricos deste trabalho sugerem que investidores e analistas de mercado devem analisar as F&A bancárias com mais cautela, pois essas podem ocorrer por tendências de mercado e não por ganhos de valor.

Uma limitação evidenciada neste estudo é a não contemplação da variância condicional na mensuração dos retornos anormais acumulados dos bancos rivais. Sugerem-se, em pesquisas futuras, métodos que englobem a volatilidade e a variância condicional, como os métodos da família *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity* (GARCH).

## REFERÊNCIAS

- Andriosopoulos, D., & Yang, S. (2015). The impact of institutional investors on mergers and acquisitions in the United Kingdom. *Journal of Banking & Finance*, 50, 547-561.
- Araújo, C. A. G. de, Goldner, F., Brandão, M. M., & Oliveira, F. R. (2007). Estratégia de fusão e aquisição bancária no Brasil: evidências empíricas sobre retornos. *Revista Contemporânea de Economia E Gestão*, 5(2), 7-20.
- Arık, E., & Kutun, A. M. (2015). Do mergers and acquisitions create wealth effects? Evidence from twenty emerging markets. *Eastern European Economics*, 53, 529-550.
- Asimakopoulos, I., & Athanasoglou, P. P. (2013). Revisiting the merger and acquisition performance of European banks. *International Review of Financial Analysis*, 29, 237-249.

- Asquith, P. (1983). Merger bids, uncertainty, stockholder returns. *Journal of Financial Economics*, 11, 51-83.
- Behr, A. (2010). Quantile regression for robust bank efficiency score estimation. *European Journal of Operational Research*, 200(2), 568-581.
- Beltratti, A., & Paladino, G. (2013). Is M&A different during a crisis? Evidence from the European banking sector. *Journal of Banking & Finance*, 37(Special Issue), 5394-5405.
- Boehmer, E., Musumeci, J., & Poulsen, A. B. (1991). Event-study methodology under conditions of event-induced variance. *Journal of Financial Economics*, 30, 253-272.
- Brito, G., Batistella, F., & Famá, R. (2005). Fusões e aquisições no setor bancário: avaliação empírica do efeito sobre o valor das ações. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo*, 49(4), 353-360.
- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1980). Measuring security price performance. *Journal of Financial Economics*, 8(3), 205-258.
- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1985). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31.
- Campa, M., & Hernando, I. (2006). M & As performance in the European financial industry. *Journal of Banking & Finance*, 30, 3367-3392.
- Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking and Finance*, 34(8), 1911-1921.
- Corrado, C. (2011). Event studies: A methodology review. *Accounting & Finance*, 51(1), 207-234.
- Cowan, A. R. (1992). Nonparametric event study tests. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2(4), 343-358.
- Cummins, J. D., Lewis, C. M., & Wei, R. (2006). The market value impact of operational loss events for US banks and insurers. *Journal of Banking & Finance*, 30(10), 2605-2634.
- Delong, G., & DeYoung, R. (2007). Learning by observing: Information spillovers in the execution and valuation of commercial bank M&As. *The Journal of Finance*, 62(1), 181-216.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dodd, P. (1980). Merger proposals, management discretion and stockholder wealth. *Journal of Financial Economics*, 8(2), 105-137.
- Dodd, P., & Ruback, R. (1977). Tender offers and stockholders returns: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 5(3), 351-373.
- Duso, T., Gugler, K., & Yurtoglu, B. (2010). Is the event study methodology useful for merger analysis? A comparison of stock market and accounting data. *International Review of Law and Economics*, 30(2), 186-192.
- Eckbo, B. (1983). Horizontal mergers, collusion, and stockholder wealth. *Journal of Financial Economics*, 11(1-4), 241-273.
- Eckbo, B. (1985). Mergers and the market concentration doctrine: Evidence from the capital market. *Journal of Business*, 58(3), 325-349.
- Eckbo, B., & Wier, P. (1985). Antimerger policy under the Hart-Scott-Rodino Act: A reexamination of the market power hypothesis. *The Journal of Law and Economics*, 28(1), 119-149.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Hagendorff, J., Collins, M., & Keasey, K. (2008). Investor protection and the value effects of bank merger announcements in Europe and the US. *Journal of Banking and Finance*, 32(7), 1333-1348.
- Hankir, Y., Rauch, C., & Ueber, M. P. (2011). Bank M&A: A market power story? *Journal of Banking and Finance*, 35(9), 2341-2354.
- Hax, A. C., & Majluf, N. S. (1983). The use of the growth-share matrix in strategic planning. *Interfaces*, 13(1), 46-60.
- Houston, J. F., & Ryngaert, M. D. (1994). The overall gains from large bank mergers. *Journal of Banking & Finance*, 18(6), 1155-1176.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Kolari, J. W., & Pynnönen, S. (2010). Event study testing with cross-sectional correlation of abnormal returns. *Review of Financial Studies*, 23(11), 3996-4025.
- Kothari, S. P., & Warner, J. B. (2007). Econometrics of event studies. In *Handbook of empirical corporate finance SET* (pp. 3-36). Amsterdam: Elsevier.
- Koutsomanoli-Filippaki, A., Mamatzakis, E., & Pasiouras, F. (2013). A quantile regression approach to bank efficiency measurement. In *Efficiency and productivity growth: Modelling in the financial services industry* (pp. 253-266). Chichester: John Wiley & Sons.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Lown, C. S., Osler, C. L., Strahan, P. E., & Sufi, A. (2000). The changing landscape of the financial services industry: What lies ahead? *FRBNY Economic Policy Review*, (October), 39-55.
- MacKinlay, A. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
- Patell, J. M. (1976). Corporate forecasts of earnings per share and stock price behaviour: Empirical tests. *Journal of Accounting Research*, 14(2), 246-276.
- Pessanha, G. R. G., Calegario, C. L. L., Sáfiadi, T., & Ázara, L. N. de. (2012). Impactos das estratégias de fusão e aquisição na rentabilidade dos bancos adquirentes: uma aplicação dos modelos de intervenção no setor bancário brasileiro. *Revista de Administração Mackenzie*, 13(5), 101-134.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Scholes, M., & Williams, J. (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5(3), 309-327.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Sherman, H. D., & Rupert, T. J. (2006). Do bank mergers have hidden or foregone value? Realized and unrealized operating synergies in one bank merger. *European Journal of Operational Research*, 168(1), 253-268.
- Song, M. H., & Walkling, R. A. (2000). Abnormal returns to rivals of acquisition targets: A test of the "acquisition probability hypothesis." *Journal of Financial Economics*, 55(2), 143-171.
- Tabak, B. M., Fazio, D. M., & Cajueiro, D. O. (2013). Systemically important banks and financial stability: The case of Latin America. *Journal of Banking and Finance*, 37(10), 3855-3866.
- Varmaz, A., & Laibner, J. (2016). Announced versus canceled bank mergers and acquisitions: Evidence from the European banking industry. *Journal of Risk Finance*, 17(5), 510-544.