

**IMPACTO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES SOBRE O *SPREAD* BANCÁRIO DO
BRASIL (1996-2021)**

IMPACTO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES SOBRE O *SPREAD* BANCÁRIO DO BRASIL
(1996-2021)

TERMO DE APROVAÇÃO

AGRADECIMENTOS

“Em economia, as verdades são incertas. Os acadêmicos devem ser humildes quanto à precisão de suas teorias. Mas nossa humildade resulta do conhecimento, e não da ignorância. Não desejamos aplausos de leigos. Trabalhamos pela única recompensa que vale a pena: nossos próprios aplausos”

(Paul A. Samuelson).

RESUMO

Levando em consideração a importância do mercado de crédito para o desenvolvimento econômico de uma nação, o presente trabalho tem o objetivo de verificar qual foi o impacto do processo de fusões e aquisições no setor bancário brasileiro sobre o *spread* bancário do Brasil e quais as consequências para o mercado de crédito do país entre 1996 e 2021. Para isso, utiliza-se a metodologia de pesquisa bibliográfica e pesquisa descritiva e econométrica, com o emprego de uma recente abordagem de Diferenças-em-Diferenças para múltiplos períodos de tratamento, para determinar o efeito das fusões e aquisições sobre o custo e a disponibilidade de crédito no mercado bancário brasileiro, além dos efeitos sobre o tamanho, a eficiência operacional e a rentabilidade das instituições. Os resultados sugerem que, apesar da forte concentração de mercado ocorrida no período, houve uma diminuição das margens de juros cobradas pelos bancos que participaram do tratamento, estabelecendo, portanto, um efeito negativo das fusões e aquisições para o *spread* bancário, corroborando a hipótese de ganhos de eficiência ante a suposição de Estrutura, Conduta e Desempenho. Dessa forma, no geral, as firmas bancárias que participaram de um processo de fusão e aquisição no mercado bancário brasileiro, no período englobado pelo estudo, não apresentaram, necessariamente, maior poder de mercado e maior rentabilidade, embora a queda nas margens cobradas possa ser compensada por ganhos de eficiência.

Palavras-Chave: *spread* bancário; mercado de crédito; eficiência; concentração de mercado.

ABSTRACT

Considering the credit market relevance for the economic development of a nation, this research aims to verify the impact of mergers and acquisitions in the Brazilian banking sector on the lending spread and the consequences for the country's credit market between 1996 and 2021. To this end, we use the methodology of literature survey and descriptive econometric research. To determine the effect of mergers and acquisitions on the cost, credit availability in the Brazilian banking market, the effects on institutions' size, operational efficiency and profitability, we employ a recent Differences-in-Differences approach for multiple treatment periods. The results suggest that despite the strong market concentration that occurred in the period, there was a decrease in interest margins charged by banks that participated in the treatment. Therefore, establishing a negative effect of mergers and acquisitions on the lending spread, confirm the hypothesis of efficiency gains before the Structure, Conduct and Performance assumption. In general, banking firms that participated in a M&A process in the Brazilian banking market, during the period encompassed by the study, did not necessarily present greater market power and greater profitability, although the drop in margins charged may be offset by gains in efficiency.

Keywords: lending spread; credit market; efficiency; market concentration.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA	15
1.2 OBJETIVOS	18
1.2.1 Objetivo Geral	18
1.2.2 Objetivos Específicos	18
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	19
2.1 REVISÃO TEÓRICA SOBRE SPREAD BANCÁRIO	19
2.2 REVISÃO EMPÍRICA SOBRE <i>SPREAD</i> BANCÁRIO	21
2.3 O PAPEL DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SETOR FINANCEIRO DE UMA ECONOMIA.....	24
3 METODOLOGIA E DADOS	28
3.1 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA.....	28
3.2 BASE DE DADOS	32
4 ESTIMAÇÕES ECONOMÉTRICAS	38
4.1 IMPACTO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES NO MERCADO DE CRÉDITO BRASILEIRO.....	38
4.2 EXERCÍCIOS DE ROBUSTEZ E LIMITAÇÕES DO ESTUDO	51
5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	59
6 CONCLUSÃO.....	64
REFERÊNCIAS	67
APÊNDICE A	75
APÊNDICE B.....	81
APÊNDICE C	88
APÊNDICE D	97

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – EVOLUÇÃO DO SPREAD BANCÁRIO BRASILEIRO ENTRE 1997 E 2021	16
GRÁFICO 2 – ILUSTRAÇÃO DO PRESSUPOSTO DE TENDÊNCIAS PARALELAS NA ABORDAGEM CS	30
GRÁFICO 3 – FUSÕES E AQUISIÇÕES DISTRIBUÍDAS NOS SEMESTRES DE ESTUDO (06-1995 / 12-2021).....	35
GRÁFICO 4 – NÚMERO DE INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS POR TIPO DE CONSOLIDADO BANCÁRIO (06-1995 / 12-2021).....	36
GRÁFICO 5 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SPREAD BANCÁRIO DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO.....	41
GRÁFICO 6 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SPREAD BANCÁRIO DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO, CONSIDERANDO INSTITUIÇÕES QUE PASSARAM POR APENAS UM PROCESSO DE F&A.....	57

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS DO ESTUDO	35
--	----

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD BANCÁRIO. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	38
TABELA 2 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD BANCÁRIO. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	39
TABELA 3 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SPREAD BANCÁRIO.....	40
TABELA 4 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A EFICIÊNCIA DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	42
TABELA 5 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A EFICIÊNCIA DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	43
TABELA 6 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA A EFICIÊNCIA BANCÁRIA.....	43
TABELA 7 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	44
TABELA 8 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	45
TABELA 9 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS.....	46
TABELA 10 – IMPACTO DAS F&A PARA O RETORNO SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	47
TABELA 11 – IMPACTO DAS F&A PARA O RETORNO SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	48
TABELA 12 – EFEITO DINÂMICO DAS F&A PARA O RETORNO SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS.....	48
TABELA 13 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	49
TABELA 14 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE.....	50
TABELA 15 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS.....	51
TABELA 16 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD BANCÁRIO. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE E PERÍODOS DE ANTECIPAÇÃO.....	52

TABELA 17 – TESTE DE PLACEBO PARA VERIFICAR SE O GRUPO DE CONTROLE SEGUE TENDÊNCIAS IGUAIS AO LONGO DOS PERÍODOS DE TRATAMENTO	54
TABELA 18 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELOS CONSIDERANDO INSTITUIÇÕES QUE PASSARAM POR APENAS UM PROCESSO DE F&A	56
TABELA 19 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES SOBRE O SPREAD DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELOS CONSIDERANDO INSTITUIÇÕES QUE PASSARAM POR APENAS UM PROCESSO DE F&A	57

1 INTRODUÇÃO

A importância do sistema financeiro – consequentemente, do mercado de crédito – para o desempenho de uma economia tem sido relatada há bastante tempo, direta ou indiretamente. Bagehot (1873) destacou a relação entre os bancos e o crescimento econômico; Joseph Schumpeter, no início do século XX, já defendia a importância dos mercados financeiros para o processo de inovação, geração de poupança e alocação eficiente de recursos, de modo a impulsionar a produtividade e a acumulação de capital e, por conseguinte, o crescimento econômico; John Maynard Keynes enfatizou a importância do mercado de crédito nos anos trinta do século XX; o modelo de crescimento econômico de Solow-Swan [Solow (1956); Swan (1956)] mostra como a acumulação de capital, influenciada pela poupança, também é importante; o artigo pioneiro de Goldsmith (1969) estabelece uma correlação positiva entre o desenvolvimento do mercado financeiro e o crescimento econômico.

Seguindo Levine (2021) e Durusu-Ciftci *et al.* (2017), o mercado financeiro é dividido entre o mercado de crédito, que, se tratando do mercado formal, conta com um intermediário financeiro (bancos) para alocar de forma eficiente os recursos entre poupadores e tomadores; e o mercado de capitais, em que as empresas utilizam as bolsas de valores para obter financiamento mais barato e viabilizar seus projetos econômicos. No geral, os países em desenvolvimento são mais dependentes do mercado de crédito – visto que estes possuem uma estrutura financeira com dependência do sistema bancário – e os países desenvolvidos têm maior presença do mercado de capitais, mas ambos são importantes para o desenvolvimento econômico [Garcia-Escribano e Han (2015), Cooray (2010), Dritsaki e Dritsaki-Bargiota (2005), Levine e Zervos (1998) e Greenwood e Jovanovic (1989)].

Dada à importância do mercado de crédito, torna-se importante também o estudo das variáveis que o afetam, como é o caso do *spread* bancário, sendo caracterizado como a diferença entre duas taxas de juros registradas em um processo de operação de crédito, isto é, a taxa de juros que o banco cobra de seus mutuários menos a taxa de juros que o banco paga para seus mutuantes. Nascimento (2021, p. 15) traz que o *spread* bancário é o “hiato entre a aplicação e a captação dos recursos de crédito”, já Oreiro *et al.* (2006, p. 610) entendem o *spread* bancário como “a diferença entre a taxa de juros cobrada aos tomadores de crédito e a taxa de juros paga aos depositantes pelos bancos”, enquanto Portugal (2018, p. 20) diz que o *spread* é “a diferença entre o juro que os bancos cobram num empréstimo e o que pagam aos depositantes para captar o dinheiro”.

Uma das principais variáveis que afeta o custo de crédito é a concentração e o poder de mercado [ver Ho e Saunders (1981); Dermigüç-Kunt e Huizinga (1998); Brock e Franken (2003); Dantas *et al.* (2011); Jorgensen e Apostolou (2013); Were e Wambua (2014); Joaquim *et al.* (2019)]. Por sua vez, as operações de fusões e aquisições (F&A) são potencialmente favoráveis ao aumento da eficiência e, conseqüentemente diminuição do custo de crédito no mercado bancário [ver Berger (1998)]. Na década de 1990, seguindo a tendência internacional, houve um processo de consolidação do setor bancário brasileiro, com estabilização de preços, abertura do mercado para o capital estrangeiro e a privatização de vários bancos públicos. Por incentivos governamentais, houve um grande processo de fusões e aquisições entre firmas bancárias atuando no Brasil, o que levou a uma grande concentração do setor bancário brasileiro.

Diante disso, o presente trabalho tem por objetivo verificar qual foi o impacto do processo de fusões e aquisições no setor bancário brasileiro sobre o *spread* bancário do Brasil e quais as conseqüências para o mercado de crédito do país entre 1996 e 2021. Para tal, busca-se analisar as fusões e aquisições entre as principais firmas bancárias do Brasil após a implantação de incentivos governamentais para a consolidação do sistema financeiro, correlacionando tais acontecimentos com o comportamento do *spread* bancário brasileiro e apresentando as inter-relações com o mercado de crédito.

Ademais, busca-se mostrar os impactos das F&A sobre a eficiência operacional dos bancos e contrastar tais resultados com a concentração do mercado de crédito e o poder de mercado das firmas e, por conseqüência, a competição no mercado de crédito brasileiro, mostrando se isso se refletiu nas taxas de juros cobradas nos empréstimos. Para cumprir os objetivos propostos, utiliza-se um estimador econométrico de Diferenças-em-Diferenças para múltiplos períodos de tratamento.

Apesar de existir uma vasta literatura internacional sobre os desdobramentos dos processos de fusões e aquisições para o mercado bancário, especificamente para o Brasil tal assunto tem recebido relativamente poucos trabalhos, principalmente aliando tais acontecimentos ao *spread* bancário. Um dos principais trabalhos para o caso brasileiro é o estudo de Joaquim *et al.* (2019), em que os autores trabalham ao nível municipal e considerando apenas as operações de crédito com recursos livres e voltadas às empresas. Dessa forma, o presente trabalho busca analisar o impacto das F&A ao nível agregado do mercado brasileiro, e considerando tanto operações para empresas quanto para pessoas físicas e também operações com recursos direcionados, tendo em vista a grande importância dessas categorias de operações para o mercado de crédito brasileiro.

Além disso, até onde se sabe, a utilização do estimador de Diferenças-em-Diferenças para múltiplos períodos, proposto por Callaway e Sant’Anna (2020), é inédito para o estudo de *spread* bancário. Portanto, seguindo os caminhos descritos anteriormente, ao estruturar uma relação do processo de F&A para o comportamento do *spread* bancário brasileiro e analisar os impactos sobre a concorrência, a rentabilidade e o mercado de crédito em si, o presente trabalho espera contribuir para a literatura econômica sobre o assunto.

Além dessa introdução, o restante do trabalho é dividido da seguinte forma: as próximas duas subseções separam a justificativa e os objetivos do trabalho; o capítulo 2 traz uma revisão bibliográfica sobre o *spread* bancário e acerca dos processos de F&A e eficiência; o capítulo 3 explica a metodologia aplicada e os dados utilizados; o capítulo 4 apresenta os resultados das estimações econométricas; o capítulo 5 discute os resultados e relaciona os achados com a literatura existente; e o capítulo 6 traz a conclusão do estudo.

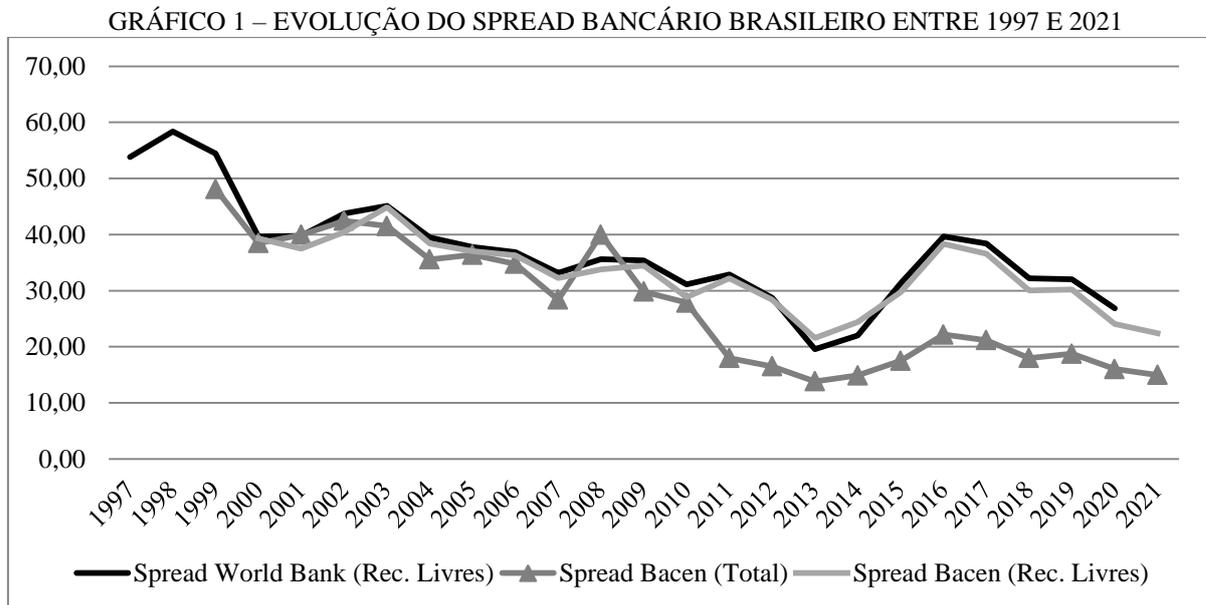
1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA

As fusões e aquisições ocorridas no setor bancário do Brasil aumentou a eficiência das instituições envolvidas e diminuiu os *spreads* bancários, levou a um maior poder de mercado e, conseqüentemente, a um aumento das taxas cobradas pelos bancos, ou teve efeito nulo?

Dados do *World Bank* (2022) mostram que no período de 1995 a 2021 o Brasil apresentou a maior média para o *spread* bancário do mundo, porém, embora a diferença entre a taxa de juros cobrada dos tomadores de recursos e a taxa de juros que remunera os emprestadores permaneça elevada para o Brasil – em comparação com os pares internacionais – houve uma considerável queda nessa variável ao longo do período analisado. Segundo Nascimento (2021), entre 2000 e 2019 a taxa do *spread* bancário brasileiro – considerando as operações totais – caiu 20,5 pontos percentuais. Atualizando os dados para o período de 1999 a 2021, de acordo com informações do Banco Central do Brasil (Bacen)(2022a), observa-se uma redução de 33,1 pontos percentuais.

Entretanto, ao analisar os dados das taxas de juros apenas para as operações de crédito livres, a queda no *spread* bancário brasileiro é consideravelmente menor, com redução de 7,6 pontos percentuais entre 2000 e 2019 e queda de 27 pontos percentuais entre 1997 e 2020, de acordo com dados do *World Bank* (2022). Isso mostra que, em consonância ao abordado por Nascimento (2021), parece haver indícios de que a maior redução do *spread* bancário brasileiro no período analisado se deu por conta da maior participação dos bancos públicos –

principalmente via empréstimos com recursos direcionados, mas não somente por eles – em especial a partir de 2010, como também é mostrado no gráfico 1.



Fonte: Adaptado de Nascimento (2021), de acordo com informações do Bacen (2022a) e *Word Bank* (2022).

Ainda conforme o gráfico 1, entre 1997 e 2014 houve uma forte tendência de queda no *spread* bancário brasileiro e esse período engloba também as principais fusões e aquisições (F&A) entre as mais importantes instituições bancárias brasileiras – principalmente entre 1997 e 2008. A junção da Medida Provisória nº 1.179/1995 com a Resolução nº 2.208/1995 do Conselho Monetário Nacional (CMN) levou à criação do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), cuja premissa era gerenciar as fusões e aquisições entre as firmas bancárias do Sistema Financeiro Nacional (SFN) segundo as regras estabelecidas pela autoridade monetária (BACEN, 2022b).

Ademais, por meio da Medida Provisória nº 1.514/1996 foi criado o Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES), com intuito de diminuir a participação dos bancos públicos estaduais – que tinham atuação bastante concentrada – no mercado bancário brasileiro. A criação do PROER e do PROES aparenta ser uma medida preventiva contra uma possível crise financeira no SFN logo após o controle inflacionário obtido com o Plano Real. De acordo com Pessanha *et al.* (2012) e Barros e Wanke (2014), a estabilização do setor bancário brasileiro – principalmente com a criação dos programas citados e da abertura da economia brasileira para o capital externo – levou a um grande movimento de F&A no sistema financeiro brasileiro a partir de 1997, bem como a forte entrada de empresas estrangeiras no mercado bancário do Brasil.

Tal movimento de F&A ocorrido, aliado com a quebra de muitas instituições bancárias pós Plano Real, levou a um aumento da concentração no mercado bancário brasileiro. De acordo com DeYoung *et al.* (2009), os principais ganhos obtidos por uma empresa financeira que realiza uma fusão ou aquisição estão relacionados com melhorias na eficiência operacional e aumento do poder de mercado. Levando isso em consideração, e seguindo Berger e Humphrey (1994), emergem duas diferentes hipóteses sobre o impacto das F&A sobre o *spread* bancário:

i) Ganhos de eficiência operacional reduzem os custos dos bancos que, por sua vez, cobram menores taxas de *spread*: entre outras vantagens, o processo de F&A transforma as empresas envolvidas em uma firma maior, proporcionando ganhos de escala e escopo, diversificação de risco, redução nas despesas operacionais, melhora gerencial e ganhos informacionais. Hanson e Rocha (1986) discutem o papel das fusões e aquisições para capturar economias de escala e aumentar a eficiência no mercado bancário, enquanto Levine (2004) afirma que o tamanho das instituições está ligado à eficiência operacional. Empiricamente, de acordo com Ho e Saunders (1981), Gelos (2009), Dantas *et al.* (2011), Fungáčová e Poghosyan (2011) e Nascimento (2021), o crescimento do tamanho dos bancos tem relação negativa com o *spread* bancário. Afanasieff *et al.* (2002), Gambacorta (2004), Were e Wambua (2014), Almarzoqi e Naceur (2015), Nascimento (2021) e Cavalcanti *et al.* (2021) mostram que bancos com maiores custos operacionais cobram maiores taxas de *spread* bancário. Brock e Franken (2003) e Maudos e Solís (2009) trazem que uma maior eficiência da administração bancária reduz a taxa de *spread* cobrada.

ii) O aumento do poder de mercado faz com que os bancos cobrem maiores taxas de *spread*: outras consequências do processo de F&A estão ligadas a uma maior concentração do mercado bancário, que muitas vezes está atrelado a uma diminuição da competição; e uma diminuição do custo de captação das firmas bancárias, por conta da diversificação de riscos. Dermigüç-Kunt e Huizinga (1998), Afanasieff *et al.* (2002), Were e Wambua (2014) mostram que o tamanho dos bancos está correlacionado positivamente com o *spread* bancário. Ornelas *et al.* (2022) discutem o paradigma de Estrutura, Conduta e Desempenho, em que a maior concentração concede aos bancos maior poder de mercado, menor concorrência e, portanto, maiores *spreads* bancários.

Embora a visão contemporânea da Nova Organização Industrial Empírica defenda que não é possível analisar a competição no mercado bancário apenas olhando para a concentração de mercado, mas sim analisando a conduta das firmas no ambiente de interação, o paradigma de Estrutura, Conduta e Desempenho é corroborado empiricamente por Ho e

Saunders (1981), Dermigüç-Kunt e Huizinga (1998), Brock e Franken (2003), Dantas *et al.* (2011), Jorgensen e Apostolou (2013), Were e Wambua (2014) e Joaquim *et al.* (2019), que encontram uma relação positiva entre a concentração do mercado e o *spread* bancário.

Diante do exposto, fica clara a importância do estudo da relação entre o processo de F&A e o *spread* bancário para o caso brasileiro. Sendo assim, o presente estudo espera contribuir para a literatura mostrando qual é o sinal dessa relação, com uma análise descritiva, utilizando um estimador econométrico de Diferenças-em-Diferenças para múltiplos períodos, inédito para o tema estudado.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo Geral

Verificar qual foi o impacto do processo de fusões e aquisições no setor bancário brasileiro sobre o *spread* bancário do Brasil e quais as consequências para o mercado de crédito do país entre 1996 e 2021.

1.2.2 Objetivos Específicos

Analisar as fusões e aquisições entre as principais firmas bancárias do Brasil após a implantação do PROER e do PROES, correlacionar tais acontecimentos com o comportamento do *spread* bancário brasileiro e apresentar as inter-relações com o mercado de crédito – tanto para pessoas físicas quanto para pessoas jurídicas, considerando tanto as operações com recursos livres quanto às operações com recursos direcionados;

Mostrar os impactos das F&A sobre a eficiência operacional dos bancos e contrapor tais resultados com estudos sobre a concentração do mercado de crédito, o poder de mercado e o *market share* das firmas e, conseqüentemente, a competição no mercado de crédito brasileiro e investigar se isso refletiu nas taxas de juros cobradas nos empréstimos;

Utilizar um estimador econométrico de Diferenças-em-Diferenças para múltiplos períodos de tratamento e estruturar uma relação entre o processo de F&A e o comportamento do *spread* bancário brasileiro.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O presente trabalho associa dois temas distintos na literatura econômica sobre mercados financeiros, abordando tanto a questão dos *spreads* bancários como o processo de fusões e aquisições no mercado bancário. Dessa forma, se faz necessária uma elucidação dos termos apresentados, bem como uma divisão da revisão de literatura entre os dois assuntos.

2.1 REVISÃO TEÓRICA SOBRE SPREAD BANCÁRIO

O trabalho seminal sobre *spread* bancário é o de Ho e Saunders (1981), em que os autores desenvolvem um modelo teórico (daqui em diante denominado modelo Ho-Saunders), com base na adoção de cobertura de risco – mais ligado a variáveis macroeconômicas – e modelos de utilidade – mais ligado com variáveis microeconômicas – além de apresentarem resultados empíricos para o caso norte-americano. O modelo Ho-Saunders considera que as firmas bancárias são agentes revendedores no mercado de crédito, que intermediam as operações entre poupadores e mutuários de recursos, não há risco de crédito e nem custo de processamento dos depósitos e empréstimos. A função de utilidade da firma bancária é dada por:

$$EU(\tilde{W}) = U(W_0) + U'(W_0)r_w W_0 + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2 I_0^2 + 2\sigma_{IY} I_0 Y_0 + \sigma_Y^2 Y_0^2) \quad (1)$$

Em que: W é o patrimônio do banco; r é a taxa de retorno; Y é a riqueza inicial; I é o estoque de crédito líquido.

Abrindo a função de utilidade da equação 1 – considerando o processo de empréstimos e depósitos – a determinação do *spread* bancário do modelo Ho-Saunders é sintetizada na seguinte equação:

$$S = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{2}R\sigma_I^2 Q \quad (2)$$

Em que: S é o *spread* bancário; α é o intercepto e β é a inclinação das funções simétricas de depósito e empréstimos, de modo que $\frac{\alpha}{\beta}$ representa o poder de mercado da firma bancária, determinando o que os autores chamam de *spread* neutro ao risco; R é o coeficiente de aversão ao risco; σ_I^2 é a variação “instantânea” da taxa de juros sobre empréstimos e

depósitos, isto é, a volatilidade das taxas de juros; Q é o tamanho das transações bancárias. Dessa forma, segundo a equação 2, tem-se que, um maior poder de mercado, maior aversão ao risco, maior volatilidade das taxas de juros e maior tamanho das transações leva a um maior *spread* bancário. Uma implicação importante do modelo é que mesmo em um mercado altamente competitivo, em que as firmas bancárias exerçam pouco poder de mercado, podem ser observados altos valores do *spread*, por conta do ajuste de risco do último termo da equação 2.

Hanson e Rocha (1986) contribuem para o tema, a medida que trazem uma abordagem mais macroeconômica para a determinação do *spread* bancário, em que trabalham a importância da tributação – direta e indireta – sobre as margens de juros cobradas pelos bancos, com enfoque no papel da inflação para os países em desenvolvimento. Além disso, é discutida a presença de economias de escala no setor bancário e como possíveis fusões e aquisições entre os bancos poderiam levar a uma maior eficiência e, portanto, diminuir o *spread* bancário.

No que lhe concerne, Allen (1988) adiciona ao modelo Ho-Saunders a noção de elasticidade cruzada da demanda por empréstimos, levando em consideração o efeito de portfólio dos bancos, em que estes controlam parte da demanda por empréstimos por meio da alteração das taxas de empréstimos. Intrinsecamente, a autora mostra que a participação ativa dos bancos no gerenciamento de suas carteiras de crédito tende a diminuir as taxas de *spread* bancário cobradas, visto que tal gerenciamento minimiza as incertezas envolvidas nas operações. Dessa forma, a noção de risco passa a ser mais bem incorporada no modelo teórico de determinação do *spread* bancário.

Seguindo a linha evolucionária dos modelos de determinação do *spread* bancário, Angbazo (1997) adiciona ao modelo Ho-Saunders a discussão sobre o risco de crédito (inadimplência) e sua interação com o risco de volatilidade da taxa de juros da economia. Por outro lado, Wong (1997) constrói um modelo teórico que junta o modelo Ho-Saunders com o que é desenvolvido por Angbazo (1997). Considerando o caso brasileiro, em uma abordagem mais moderna, mas com base no modelo Ho-Saunders, Faro (2014) apresenta uma estrutura teórica para a determinação do *spread* bancário, a qual é sintetizada na equação 3.

$$S = \frac{\alpha}{\beta} + C^D(i) + C^{OP} + L + t^{RT} + t^L + g \quad (3)$$

Em que S é o *spread* bancário; $\frac{\alpha}{\beta}$ representa o grau de concentração do mercado; C^D é a taxa de captação dos depósitos; i é a taxa básica que remunera os depósitos; C^{OP} são os custos operacionais da firma bancária; L é o lucro do banco; t^{RT} são os impostos e contribuições; t^L são os impostos sobre o lucro dos bancos; g é a inadimplência. Nota-se que a principal evolução desde o modelo Ho-Saunders se dá pela incorporação da tributação (t) e do risco de crédito (g). Embora relativamente simples, os modelos teóricos apresentados serviram como base para o desenvolvimento de diversos trabalhos empíricos sobre o tema, e os principais deles são apresentados a seguir.

2.2 REVISÃO EMPÍRICA SOBRE *SPREAD* BANCÁRIO

Para melhor separação dos estudos empíricos que envolvem o *spread* bancário, o presente trabalho divide a literatura empírica em quatro grupos principais. Trabalhos voltados para países desenvolvidos, em que há predominância de países europeus e os Estados Unidos da América; trabalhos voltados para países em desenvolvimento, com ênfase da América Latina, África e Ásia; trabalhos que envolvem tanto países desenvolvidos quanto países em desenvolvimento; e trabalhos específicos sobre o caso brasileiro.

Para o caso dos países desenvolvidos, o próprio estudo de Ho e Saunders (1981) utiliza dados *cross-section* de bancos comerciais dos Estados Unidos da América (EUA), no período de 1976 a 1979, para estimar seu modelo teórico. Como resultado os autores encontram uma relação positiva do *spread* bancário com a variação na taxa de juros da economia, com o prazo dos empréstimos e com a concentração de mercado, conforme esperado. Ainda, os autores verificam uma relação negativa entre o tamanho dos bancos e as taxas de *spread* cobradas por eles, visto que os bancos maiores apresentavam maior eficiência devido a um maior nível de concorrência ao qual estavam expostos. Resultados semelhantes são encontrados por Angbazo (1997) e Saunders e Shumacher (2000).

McShane e Sharpe (1985) utilizam uma abordagem semelhante à Ho e Saunders (1981) aplicada à Austrália, no período de 1962 a 1981, e confirmam haver uma relação positiva entre o *spread* bancário dos bancos comerciais australianos com a concentração de mercado, o risco de crédito e a incerteza da taxa básica de juros da economia. Além disso, os autores mostram que um mercado de crédito com relevante presença de empréstimos para pessoas físicas tende a apresentar maiores taxas de *spread* do que um mercado de crédito majoritariamente dominado por empréstimos para pessoas jurídicas, o que sugere maior risco de crédito e maior poder de mercado dos bancos no primeiro grupo.

Considerando os países europeus, Maudos e Guevara (2004) encontram uma relação positiva entre as margens das taxas de juros dos empréstimos e o poder de mercado das instituições bancárias, a volatilidade da taxa básica de juros da economia, o risco de crédito, a aversão ao risco e os custos operacionais. Ainda, embora não sejam explicitamente introduzidas no modelo, os custos implícitos e as reservas compulsórias também afetam positivamente as margens das taxas de juros, enquanto a qualidade de gestão dos bancos tem impacto negativo, o que, na abordagem dos autores, significa que quanto menos eficientes forem as firmas bancárias menores são as margens de juros que elas conseguem cobrar.

Por um lado, parte dos resultados encontrados por Maudos e Guevara (2004) são suportados por Gambacorta (2004), Gropp *et al.* (2007), Valverde e Fernández (2007) e Serrano *et al.* (2017). Porém, no que diz respeito à eficiência bancária, alguns países da Europa apresentam um relação positiva com o *spread* bancário, conforme mostrado por Claeys e Vennet (2008) e Angori *et al.* (2019). Isso mostra que não há um consenso sobre a direção do impacto da eficiência para o *spread* bancário nos países europeus.

Para o caso dos países em desenvolvimento, Brock e Suarez (2000) se baseiam no modelo Ho-Saunders para explicar os determinantes do *spread* bancário para 6 países da América Latina, englobando o período de 1991 a 1996. Os resultados encontrados variam de país para país, todavia, os autores encontram uma relação positiva entre o *spread* bancário e o custo operacional para todas as nações analisadas, evidenciando a importância desta última variável para a determinação das margens das taxas de empréstimos na América Latina. Esse resultado é confirmado por Ramful (2001), Gelos (2009), Maudos e Solís (2009), Fungáčová e Poghosyan (2011), Tarus *et al.* (2012) e Birchwood *et al.* (2017).

Em relação à eficiência bancária e o tamanho dos bancos, Brock e Franken (2003) encontram uma relação negativa entre tais variáveis e o *spread* bancário no Chile, mostrando que bancos maiores tendem a ser mais eficientes e, conseqüentemente, cobram menores taxas de juros nos empréstimos. Os resultados parecem se manter para alguns países da América Latina, além de República Tcheca e Bangladesh, conforme mostrado por Chortareas *et al.* (2012), Horvath (2009) e Mujeri e Younus (2009), respectivamente.

Porém, considerando apenas o tamanho dos bancos, Were e Wambua (2014), para o caso do Quênia, e Almarzoqi e Naceur (2015), para países da Ásia Central e Região do Cáucaso, encontram uma relação positiva entre tamanho dos bancos e *spread* bancário. Isso mostra que, a exemplo dos países desenvolvidos, os determinantes do *spread* bancário podem assumir direções de impacto diferentes para os países em desenvolvimento, dependendo da região estudada e da metodologia adotada.

Adentrando nos trabalhos mais gerais, que englobam tanto países desenvolvidos quanto países em desenvolvimento, Dermigüç-Kunt e Huizinga (1998) apresentam um trabalho abrangente, utilizando a metodologia de Mínimos Quadrados Ponderados aplicada a um conjunto de dados de 80 países, no período de 1988 a 1995. Os autores separam as variáveis determinantes do *spread* bancário em cinco categorias: i) Fatores bancários e indicadores macroeconômicos; ii) Tributação; iii) Seguro sobre depósitos; iv) Estrutura de mercado; v) Indicadores legais e institucionais.

A principal contribuição dos autores, no sentido deste trabalho, se encontra na categoria iv), mostrando que o *spread* bancário é positivamente correlacionado com a concentração de mercado. O mesmo resultado é encontrado por Jorgensen e Apostolou (2013), englobando 197 países ou áreas econômicas, assim como por Oliveira e Barros (2021), envolvendo 208 nações. Dessa forma, de acordo com os autores citados, a concentração de mercado leva à falta de concorrência que, por sua vez, aumenta as taxas de juros dos empréstimos.

Especificamente para o caso brasileiro, um dos primeiros estudos de maior relevância é o de Afanasieff *et al.* (2002), em que os autores aplicam o modelo Ho-Saunders para um painel de dados mensais de 142 bancos comerciais brasileiros, no período de fevereiro de 1997 a novembro de 2000, e concluem que as variáveis macroeconômicas são as principais determinantes do *spread* bancário no Brasil, embora algumas variáveis microeconômicas também sejam relevantes. Os autores encontram uma relação positiva do *spread* bancário com a taxa básica de juros da economia, o crescimento do PIB, a tributação financeira, o tamanho do banco, a razão de depósitos à vista em relação ao ativo total, os custos operacionais, a liquidez do mercado e a receita de serviços em relação à receita total. Além disso, concluem que o *spread* bancário é afetado negativamente pelo controle de capital estrangeiro e a razão de fundos remunerados em relação ao ativo total.

No que diz respeito aos custos operacionais, Almeida e Divino (2015) e Cavalcanti *et al.* (2021) corroboram os achados dos autores, estabelecendo uma relação positiva com o *spread* bancário. Entretanto, no tocante ao tamanho dos bancos – variável que é diretamente afetada por um processo de F&A – Dantas *et al.* (2011) encontram um resultado diferente de Afanasieff *et al.* (2002), mostrando uma relação negativa com o *spread* bancário. Novamente, não há um consenso sobre a direção do impacto dessa variável sobre o *spread*.

Conforme mostrado nos estudos desta subseção, fica clara a heterogeneidade de resultados para as diferentes áreas geográficas e períodos apresentados, como a questão do tamanho dos bancos, que pode estar associado tanto a maior eficiência e menores *spreads*,

quanto a maior poder de mercado e maiores taxas de juros. Porém, o papel de algumas variáveis é praticamente unânime, como mostrado nos estudos que consideram o poder de mercado das firmas bancárias – que não necessariamente está ligado com a concentração de mercado [Valverde e Fernández (2007)] – e os custos operacionais, sendo duas das principais variáveis positivamente determinantes do *spread* bancário. [Um resumo dos estudos citados, assim como de trabalhos auxiliares, é apresentado no apêndice A do trabalho].

2.3 O PAPEL DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SETOR FINANCEIRO DE UMA ECONOMIA

Diante do exposto anteriormente, deve-se analisar qual é o papel das fusões e aquisições no setor bancário e como elas afetam as principais variáveis levantadas no estudo dos *spreads* bancários e, conseqüentemente, como afetam o mercado de crédito e o próprio *spread*. Tal análise é feita a seguir, de modo que são apresentados alguns achados importantes sobre o processo de fusões e aquisições, com ênfase no setor bancário brasileiro.

Berger e Humphrey (1994) compilam uma série de estudos empíricos sobre a performance dos bancos na economia norte-americana – após a expansão bancária ocorrida nos anos de 1980 – e apontam que o principal fator determinante para a redução dos custos operacionais das firmas bancárias é a capacidade gerencial, isto é, maior eficiência na administração bancária. As economias de escala e escopo também são importantes, porém, em menor magnitude e principalmente voltadas para os bancos menores.

Sobre o papel das fusões e aquisições, os autores citados trazem que estas tiveram pouco impacto na estrutura de custos e eficiência dos bancos no mercado norte-americano – o que pode estar ligado ao fato da considerável quantidade de bancos no país, de modo que, mesmo após um vasto número de fusões e aquisições os EUA ainda possuíam mais de doze mil instituições bancárias na década de 1990 – porém, a maior concentração de mercados locais resulta em um aumento do *spread* bancário, trazendo um custo social que é o encarecimento do crédito, enquanto as fusões entre mercados mais gerais podem levar ao aumento da concorrência.

Por outro lado, Berger (1998) chega a resultados totalmente diferentes para o caso norte-americano, em que as F&A bancárias levam a um aumento de eficiência das firmas envolvidas, principalmente em relação ao lucro e com maior magnitude quando a instituição incorporada é mais ineficiente no período de pré-acordo. De forma semelhante, Al-Sharkas *et al.* (2008) indicam que há um considerável ganho de eficiência de custo e lucro após o

processo de F&A, principalmente para bancos de pequeno porte nos Estados Unidos da América.

Huizinga *et al.* (2001) encontram resultados semelhantes a Berger (1998) e Al-Sharkas *et al.* (2008) para o mercado bancário europeu. Os autores encontram efeitos de economias de escala e ganho de eficiência – com maior magnitude para os custos do que os lucros – para os bancos, e refutam a hipótese de aumento do poder de mercado. Por outro lado, um dos principais resultados obtidos por Maudos e Guevara (2004) é que o processo de fusões e aquisições ocorrido no mercado bancário europeu, na década de 1990, levou a uma maior concentração de mercado, que, possivelmente, aumentou o poder de mercado das instituições financeiras, diminuiu o nível de concorrência e, portanto, aumentou o *spread* bancário. Dessa forma, a hipótese de Estrutura, Conduta e Desempenho sobressai-se sobre a suposição de ganhos de eficiência.

Diante do exposto, nota-se que até então não há uma convergência clara de resultados sobre os impactos de um processo de fusão e aquisição sobre a eficiência bancária para os estudos envolvendo os EUA e a União Europeia. Porém, DeYoung *et al.* (2009) analisam mais de 150 estudos após o ano 2000 e concluem que para ambas as regiões os processos de fusões e aquisições tem aumentado a eficiência das firmas bancárias e, no caso da União Europeia, tem gerado maior valor para os acionistas. De acordo com tais resultados, é de se esperar uma relação negativa entre as F&A e o *spread* bancário para tais regiões, via aumento da eficiência.

Porém, fora do eixo EUA x UE, alguns estudos empíricos indicam resultados diferentes. Muitas vezes o vazamento de informações [ver Liargovas e Repousis (2011)] e o ambiente macroeconômico [ver Halkos e Tzeremes (2013)] fazem com que a eficiência das instituições bancárias não seja afetada pelo processo de F&A. Segundo Warter e Warter (2015, p. 384), “*Prior studies uncovered that over 60% of mergers and acquisitions fail and do not increase organizational and individual performance*”, mostrando que não é um processo automático. O efeito nulo das F&A sobre a lucratividade das firmas bancárias é ainda mais explícito, conforme mostrado por Badreldin e Kalhöfer (2009).

Para o caso brasileiro, a literatura sobre F&A e eficiência das firmas bancárias é mais escassa. Embora Nakane e Weintraub (2005) foquem no papel das privatizações sobre a produtividade das instituições brasileiras, as fusões e aquisições também são consideradas e os autores encontram que os bancos que passaram por uma privatização apresentaram maior produtividade ao longo do tempo. Parte do aumento de produtividade se deu pela diminuição do número de agências e, conseqüentemente, aumento da eficiência das instituições. Outro

resultado importante é que os bancos estatais que não passaram por um processo de alteração societária permaneceram menos produtivos [resultados parecidos são apresentados por Beck *et al.* (2005)].

Por seu lado, Faria Júnior (2006) utiliza a análise envoltória de dados (DEA) para analisar os impactos das fusões e aquisições sobre a eficiência dos 6 principais bancos privados brasileiros – que participaram de algum episódio de F&A – e mostra que houve um aumento tanto de eficiência de intermediação – melhora na gestão, corte de custos e economias de escala e escopo – quanto de eficiência de resultados – geração de lucros – embora esta última tenha sido em menor magnitude, o que concorda com a literatura internacional sobre o tema. Outro resultado importante é que as firmas com controle privado nacional apresentaram maiores ganhos de eficiência do que os bancos estrangeiros.

De forma semelhante, mas utilizando a metodologia de análise de fronteira estocástica (SFA), Ferreira (2020) mostra que o setor bancário brasileiro possui um nível de eficiência de custos relativamente elevado, de modo que o processo de fusões e aquisições levou a melhoria tecnológica e diversificação de produtos – economias de escala e escopo – além de redução de custos de captação e despesas operacionais, aumentando a eficiência das instituições envolvidas. Os resultados mostram que os bancos públicos levaram um maior tempo para explorar os ganhos de eficiência, mas depois ultrapassaram seus pares do setor privado. A autora ainda mostra que mesmo havendo um aumento da concentração de mercado, há indícios de que a competição não foi reduzida e, portanto, se estabelece uma relação negativa entre o processo de F&A e o *spread* bancário brasileiro.

Recorrendo à análise de intervenção, Pessanha *et al.* (2012) mostram que, no geral, os bancos que participaram de processos de fusões e aquisições no mercado bancário brasileiro experimentaram aumento na sua rentabilidade. Embora não seja minuciosamente explorado pelos autores, esse aumento nos rendimentos das instituições pode ser advindo tanto de um aumento na eficiência operacional, com redução de custos e ganhos de escala, quanto por meio da obtenção de maior poder de mercado, constatado pela observação de maiores taxas de juros dos empréstimos, que significa maiores taxas de *spread* bancário. Barros e Wanke (2014), por exemplo, concluem que o processo de F&A aumentou a eficiência dos bancos e permitiu a exploração de ganhos de escala, corroborando a primeira alternativa.

Em contraste, o estudo de Joaquim *et al.* (2019) utiliza dados para empréstimos às pessoas jurídicas, e o processo de fusões e aquisições como choques exógenos no mercado bancário, para mostrar que as F&A aumentaram a concentração de mercado e diminuíram a competitividade, concedendo maior poder de mercado aos bancos, traduzido em maiores taxas

de *spread* bancário e menor volume de empréstimos. Os autores mostram que houve melhora na eficiência dos bancos, porém, seria necessário que tais ganhos fossem muito maiores do que o observado para compensar a queda na competitividade. Por fim, os autores também mostram que a diminuição na competição e, conseqüentemente, o encarecimento do crédito levou a queda no nível de emprego e produto da economia.

A presente seção abordou uma série de estudos sobre o *spread* bancário, o mercado de crédito, o processo de fusões e aquisições e o nível de eficiência das firmas bancárias, mostrando a importância do estudo de tais variáveis – inclusive para a economia real – e lançando luz à heterogeneidade de resultados obtidos de acordo com metodologias, regiões e períodos diferentes. Uma observação importante é que muitos dos estudos, principalmente para o caso brasileiro, não abordam a questão da endogeneidade, que pode estar atrelada às margens de juros cobradas e o desempenho das instituições financeiras, lançando dúvida sobre a consistência dos resultados.

3 METODOLOGIA E DADOS

O presente capítulo tem por objetivo apresentar e explicar a metodologia empregada no estudo, mostrando as vantagens de tal abordagem e como ela se ajusta ao fenômeno de interesse. Além disso, também é mostrada a construção do banco de dados, com a descrição das variáveis utilizadas nas estimações econométricas, como são calculadas, suas fontes e as referências utilizadas para a construção destas.

3.1 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

Conforme descrito anteriormente, para a estratégia econométrica, o presente trabalho utiliza-se de uma abordagem descritiva, por meio do desenho de pesquisa de Diferenças-em-Diferenças (Diff-in-Diff) que é, relativamente, pouco explorada nos estudos sobre *spread* bancário, em que a maioria dos enfoques trata da observação de uma correlação entre variáveis, por meio da utilização de estimações para dados em painel.

No formato “tradicional”, o desenho de Diff-in-Diff é utilizado para analisar o efeito de um tratamento no período seguinte à ocorrência do evento, tendo como base de comparação o período imediatamente anterior ao tratamento. Isto é, considera-se apenas um tratamento, num período específico. Entretanto, conforme mostrado mais a frente, este estudo aborda a ocorrência de vários eventos de F&A em períodos diferentes, de modo que se torna necessário a utilização de uma abordagem de Diff-in-Diff não “convencional”.

Mais especificamente, utiliza-se a metodologia de Diff-in-Diff para múltiplos períodos, proposta por Callaway e Sant’Anna (2020)(daqui em diante chamada de CS). Tal abordagem permite a consideração de vários períodos, além de diferentes períodos para o tratamento. Isto é, alternativamente ao Diff-in-Diff “tradicional”, a metodologia proposta permite que diferentes indivíduos (bancos) passem pelo tratamento (F&A) em momentos distintos (semestres). Ainda, é possível a observação dinâmica do efeito do tratamento ao longo de diferenciados períodos – estimativas do tipo estudo de evento – e não apenas no pós-tratamento, como é comumente observado nas estratégias de Diff-in-Diff.

Outra vantagem do método proposto por Callaway e Sant’Anna (2020) para o objeto de pesquisa deste trabalho é a possibilidade de incluir períodos de antecipação do tratamento. Pode-se apontar que um processo de F&A não ocorre de maneira inesperada – não ser um choque exógeno – havendo um período de sondagem e negociação antes da efetivação do acordo, de modo que os agentes poderiam tomar decisões sobre a variável dependente

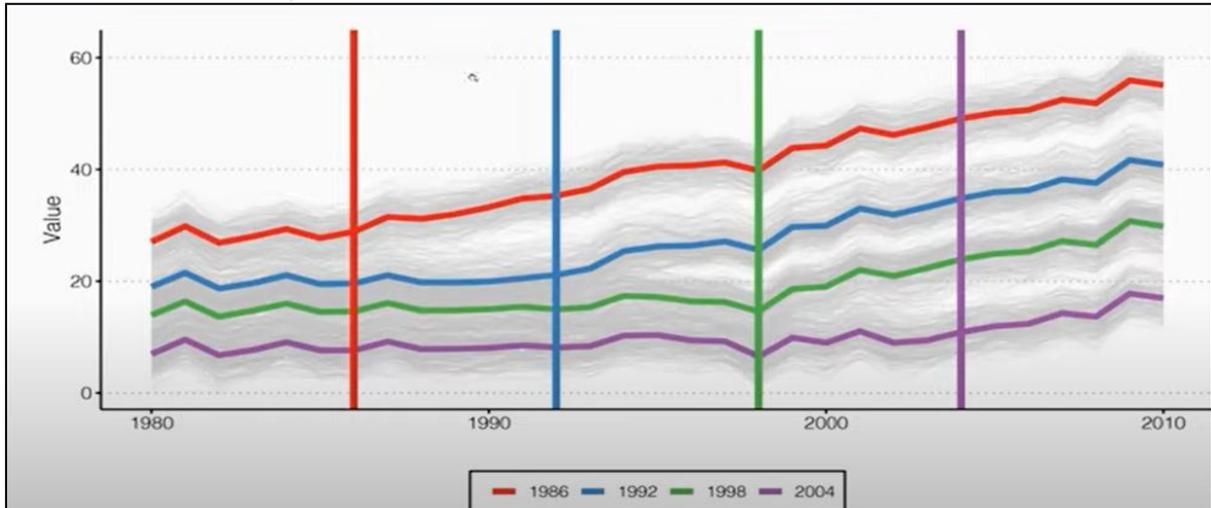
baseadas na eminência de um possível tratamento. Assim, ao incorporar tal possibilidade no procedimento de estimação, diminui-se a chance de obtenção de resultados enviesados.

Como estratégia de identificação, utiliza-se o pressuposto de tendências paralelas condicionais. Segundo Huntington-Klein (2022), o pressuposto de tendências paralelas implica que, na ausência do tratamento (F&A), a diferença na variável resposta (*spread*) é constante entre os indivíduos no grupo de tratamento (bancos que realizaram F&A) e no grupo de controle (bancos que não realizaram F&A), ou seja, qualquer mudança ocorrida nos tratados em relação ao grupo de comparação é atribuída ao próprio tratamento. Esse pressuposto não é diretamente observável devido ao que Holland (1986) chama de Problema Fundamental da Inferência Causal (PFIC), o qual mostra que não é possível saber o que aconteceria com a variável resposta na ausência do tratamento, dado que o tratamento ocorreu. De forma mais simples, não é possível saber exatamente o que teria acontecido com o *spread* bancário das instituições financeiras que participaram de um processo de F&A se elas não o tivessem feito.

Principalmente pelo fator não observável, o pressuposto de tendências paralelas pode ser bastante forte em determinadas situações, principalmente para períodos em que houve múltiplas mudanças no ambiente que podem ter afetado a variável resposta, como é o caso do *spread* bancário no Brasil. Para contornar essa possível violação de pressuposto, a utilização da abordagem de CS empresta de Abadie (2005) a adoção de tendências paralelas condicionais a covariadas, que nada mais é que adicionar variáveis de controle na equação. Ou seja, assume-se que a variável dependente entre o grupo de tratamento e o grupo de controle, condicionada a um vetor de covariadas, deveria seguir a mesma tendência na ausência de tratamento. Assim, ao adicionar o termo condicional, torna-se mais plausível a aceitação da hipótese de tendências paralelas.

O gráfico 2 ilustra o pressuposto de tendências paralelas. Considerando quatro tratamentos ao longo do tempo, em que cada um representa um grupo de unidades tratadas. Antes de 1986, todos os grupos possuem o mesmo comportamento, até que ocorre o primeiro tratamento e o grupo tratado (linha vermelha) apresenta comportamento diferente dos grupos de controle (linha azul; linha verde, linha roxa). O mesmo ocorre para os demais tratamentos, de modo que sempre os grupos tratados terão o mesmo comportamento entre si, assim como ocorre entre os grupos de controle. O gráfico 2 também mostra uma importante propriedade do estimador CS, a qual permite que as unidades que ainda não sofreram tratamento participem do grupo de controle até que sejam efetivamente tratadas, ajudando no balanceamento da amostra e aumentando o número de observações do estudo.

GRÁFICO 2 – ILUSTRAÇÃO DO PRESSUPOSTO DE TENDÊNCIAS PARALELAS NA ABORDAGEM CS



Fonte: Extraído de Sant'Anna (2021).

Ainda, conforme abordado por Angrist e Pischke (2009), o viés de seleção é um dos principais problemas a ser superado em pesquisas empíricas. Isso é bastante plausível no campo da Ciência Econômica – inclusive neste trabalho – cuja utilização de dados observacionais é muito mais presente do que o uso de dados experimentais [ver Camaron e Trivedi (2005) para mais detalhes]. Dessa forma, a utilização de covariadas do estimador CS apresenta mais uma vantagem, ao permitir o balanceamento entre o grupo de controle e o grupo de tratamento, para evitar um possível viés de seleção entre as amostras.

Devido ao PFIC, geralmente as configurações de Diff-in-Diff utilizam uma medida de efeito médio do tratamento sobre os tratados (*average effect of treatment on the treated* – ATT). Seguindo Brumback (2022), tal medida é mostrada na equação 4.

$$ATT = E[Y_2(t = 2) - Y_2(t = 0) | A_2 = 1] \quad (4)$$

Em que t representa o período; $Y_2(t = 2)$ é a saída potencial dado o tratamento; $Y_2(t = 0)$ é a saída potencial sem o tratamento; $A_2 = 1$ quer dizer que ocorreu o tratamento. Assim, a abordagem CS generaliza o parâmetro ATT para se adequar aos vários e diferentes períodos de tratamento, o chamando de efeito de tratamento médio do grupo-tempo (*group-time average treatment effect*), conforme mostrado na equação 5.

$$ATT(g, t) = E[Y_t(g) - Y_t(0) | G_g = 1] \quad (5)$$

Em que g é o período em que a unidade é tratada primeiro; t é o período de tratamento; $Y_t(g)$ é a saída potencial do grupo de tratamento g ; $Y_t(0)$ é a saída potencial sem o tratamento; G é o grupo de tempo das unidades tratadas.

De acordo com Cunningham (2022), quatro pressupostos principais devem ser atendidos para se poderem obter resultados consistentes do estimador CS. Primeiramente, essa abordagem deve ser aplicada para dados em painel – sendo o caso deste trabalho – ou dados *cross-section*; devem-se assumir tendências paralelas condicionais, conforme citado anteriormente; dado que uma unidade é tratada ela permanece tratada pelo restante do período; em algum momento o grupo de tratamento e o grupo de controle devem ter unidades com escore de propensão parecido, isto é, a probabilidade de uma unidade (banco) ser exposta ao tratamento (F&A) deve ser próxima entre os indivíduos considerados, condicionalmente às covariadas. Assim, espera-se que o presente trabalho respeite todos os pressupostos citados.

Dessa forma, desde que as suposições do parágrafo anterior sejam atendidas, o estimador CS produz estimativas consistentes para o ATT, de modo que a equação 5 se torna:

$$ATT(g, t) = E \left[\left(\frac{G_g}{E[G_g]} - \frac{\frac{\hat{p}(X)C}{1 - \hat{p}(X)}}{E \left[\frac{\hat{p}(X)C}{1 - \hat{p}(X)} \right]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right] \quad (6)$$

Em que \hat{p} é o escore de propensão; X é um vetor de covariadas; C é uma variável *dummy* que assume valor 1 caso a unidade pertença ao grupo de controle e valor zero caso contrário. Os demais termos são os mesmos descritos logo após a equação 5.

Para a estimação da equação 6, Callaway e Sant’Anna (2020) utilizam uma abordagem de *bootstrapping*, que levará a estimativas assintoticamente consistentes, além de criar bandas de confiança válidas simultaneamente tanto para o grupo de tratamento quanto para o período de tratamento, com probabilidade de $1 - \alpha$, em que α é o nível de significância escolhido.

Conforme apontado por Cunningham (2022), por bastante tempo, os trabalhos envolvendo diferentes períodos de tratamento utilizaram-se de regressões de efeitos fixos bidirecionais (*Two-Way Fixed Effects* - TWFE) – que, basicamente, consiste na utilização de *dummies* de tempo – para a estimação dos parâmetros de interesse. Porém, devido à heterogeneidade e a diferença de pesos atribuídos aos eventos durante o período estudado [para mais detalhes ver Borusyak *et al.* (2022), Callaway e Sant’Anna (2020), Sun e Abraham (2020), Chaisemartin e D’Haultfoeuille (2019), Goodman-Bacon (2018) e Athey e Imbens (2018)] tal abordagem pode levar a sérios problemas de interpretação.

Até onde se sabe, é a primeira vez que o estimador CS é utilizado para o estudo de *spread* bancário e o processo de fusões e aquisições. A escolha desse estimador parece correta pela aderência ao fenômeno estudado neste trabalho, assim como pelas limitadas alternativas possíveis. Trabalhar com Diff-in-Diff para dados observacionais, em geral, não é uma tarefa simples. O estimador CS está disponível no *software* R, com o pacote “did”, e recupera o valor do ATT automaticamente. Dessa forma, o presente trabalho utiliza-se de tal ferramenta para as estimações econométricas.

3.2 BASE DE DADOS

Em relação aos dados, para atingir os objetivos de pesquisa, são utilizadas informações de diferentes bancos de dados oriundos principalmente do Banco Central do Brasil. Tais informações são analisadas com frequência semestral entre o primeiro semestre de 1995 e o segundo semestre de 2021, ao nível de conglomerado financeiro – ou firma individual para aquelas que não pertençam a nenhum conglomerado – e os bancos de desenvolvimento são desconsiderados da amostra, pois estes possuem uma dinâmica própria de funcionamento que não segue o restante do mercado, assim, ao incluir essas instituições elas poderiam distorcer os resultados sobre o *spread* bancário. Também são excluídos da amostra os bancos que possuem menos de duas observações para o período analisado. Ao final se obtém um painel desbalanceado com 5.461 observações.

Por outro lado, diferente do estudo de Joaquim *et al.* (2019), este trabalho considera tanto as operações para pessoas jurídicas quanto as operações para pessoas físicas, assim como as informações de empréstimos para recursos livres e direcionados. Primeiro, os empréstimos para pessoas físicas são considerados porque, de acordo com informações do Ipeadata (2022a), essas operações representaram em média 49,37% da carteira de crédito brasileira, entre março de 2007 e fevereiro de 2022 – período em que os dados estão disponíveis. Também, de acordo com dados do Bacen (2022a), os empréstimos com recursos direcionados representaram em média 41,13% da carteira de crédito brasileira, no período de 2000 a 2021. Isso mostra que ambas as operações possuem uma considerável importância no mercado de crédito do Brasil e devem ser analisadas. Dito isso, a seguir são apresentadas cada uma das variáveis utilizadas.

SPREAD: representa o valor calculado do *spread* bancário, principal variável de interesse do trabalho. Seguindo Dantas *et al.* (2011), tal variável pode ser calculada como a razão da receita de crédito sobre a média do saldo das operações de crédito do período atual e

o período imediatamente anterior, menos a razão das despesas de captação sobre a média do total de depósitos do período atual e o período imediatamente anterior, conforme mostrado na equação 7.

$$SPREAD_{i,t} = \left\{ \left[\frac{RC_{i,t}}{\left(\frac{SOC_{i,t} + SOC_{i,t-1}}{2} \right)} \right] - \left[\frac{DC_{i,t}}{\left(\frac{DT_{i,t} + DT_{i,t-1}}{2} \right)} \right] \right\} * 100 \quad (7)$$

Em que:

RC = Receita de Crédito;

SOC = Saldo das Operações de Crédito;

DC = Despesas de Captação;

DT = Depósitos Totais.

EFICIENCIA: diz respeito à eficiência gerencial dos bancos, e é utilizada como variável de interesse em estimativas auxiliares. Com base em Hawtrey e Liang (2008) e Angori *et al.* (2019), calcula-se o inverso da razão entre as despesas operacionais e a receita total das firmas bancárias. Pressupõe-se que, quanto maior a despesa operacional em relação à receita de uma firma, menor será a eficiência desta. Assim, ao calcular o inverso da razão, tem-se que quanto maior for o valor, maior será a eficiência.

TAMANHO: remete ao tamanho das firmas bancárias, e também é utilizada como variável de interesse em estimativas auxiliares. É calculada pela razão entre o ativo total das firmas bancárias e o produto interno bruto da economia (PIB), de modo que quanto maior o valor, maior é a instituição. Tal medida é um dos critérios adotados pelo Banco Central do Brasil para segmentar as instituições financeiras do país e classificá-las em diferentes níveis de aplicação da regulação prudencial [para mais detalhes ver Bacen (2023e)].

ROA: mede a rentabilidade obtida pelas firmas bancárias, de modo a também ser utilizada como variável dependente em estimativas auxiliares. É calculada como a razão entre o lucro líquido e o ativo total. Basicamente, representa o valor de lucro/prejuízo gerado para unidade de ativo que o banco possui. Dessa forma, quanto maior o valor, maior é a rentabilidade. Essa medida é frequentemente utilizada em estudos envolvendo o *spread* bancário, como, por exemplo, em Nascimento (2021) e Were e Wambua (2014).

CREDITO: mensura qual é a disponibilidade de crédito das firmas bancárias. É obtida pela razão da carteira de crédito e o ativo total da firma bancária e também é utilizada

como variável de interesse em estimativas auxiliares. Essa medida mostra a porcentagem que a atividade de crédito representa no ativo da instituição, de modo que, quanto maior for o valor, considera-se que maior é a disponibilidade de crédito.

PFA: processo de fusão e aquisição. Variável *dummy* que se caracteriza como um tratamento, sendo originado por meio da consolidação bancária ocorrida no Brasil nos anos 1990, que constitui uma intervenção no mercado bancário. Como citado anteriormente, tal consolidação se deu, principalmente, pelo lançamento do Plano Real, a criação de programas de reestruturação de bancos (PROER, PROES) e a abertura para o capital estrangeiro. A variável PFA assume valor 1 se o banco tiver participado de um processo de fusão e aquisição, e valor 0 caso contrário. Uma vez ocorrida a F&A a variável assume valor 1 para todos os demais períodos, independentemente se a firma bancária resultante participar de outros processos de fusão e aquisição ou não. Ainda, pode ocorrer de um banco adquirir outra instituição e depois ser incorporado por outro grupo. Nesses casos, o período amostral para o banco adquirido é encerrado no momento da segunda operação.

Também, o banco que continua sendo relatado nos períodos seguintes à operação de F&A é considerado o adquirente e o banco que deixa de ser relatado é considerado o adquirido. Conforme destacado por Joaquim *et al.* (2019), as operações de fusões e aquisições entre firmas bancárias no Brasil devem ser autorizadas pelo Bacen e pelo Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), o que pode levar um tempo considerável, de modo que a data de anúncio e a data de aprovação do processo sejam distantes. Assim, a data de tratamento considerada neste trabalho é igual ao último semestre em que a instituição adquirida é relatada no banco de dados.

TCB: tipo de consolidação bancária. Mostra se a instituição financeira é um banco comercial, banco múltiplo, banco de investimento, entre outros (para mais detalhes ver o quadro B2 no apêndice B do trabalho). De acordo com Azevedo e Gartner (2020), o tipo de consolidação tende a afetar as decisões gerenciais dos bancos e, como ela não tende a ser afetada pelo tratamento, é utilizada como uma variável de controle para as estimativas econométricas.

CONTROLE: o tipo de controle bancário mostra se a instituição é pública, privada com controle nacional ou privada com controle estrangeiro. A exemplo da variável TCB, para o estudo em questão, ela também não é afetada pelo processo de fusão e aquisição, mas exerce poder sobre a tomada de decisão dos bancos [Ornelas *et al.* (2022)], por isso também é utilizada como variável de controle.

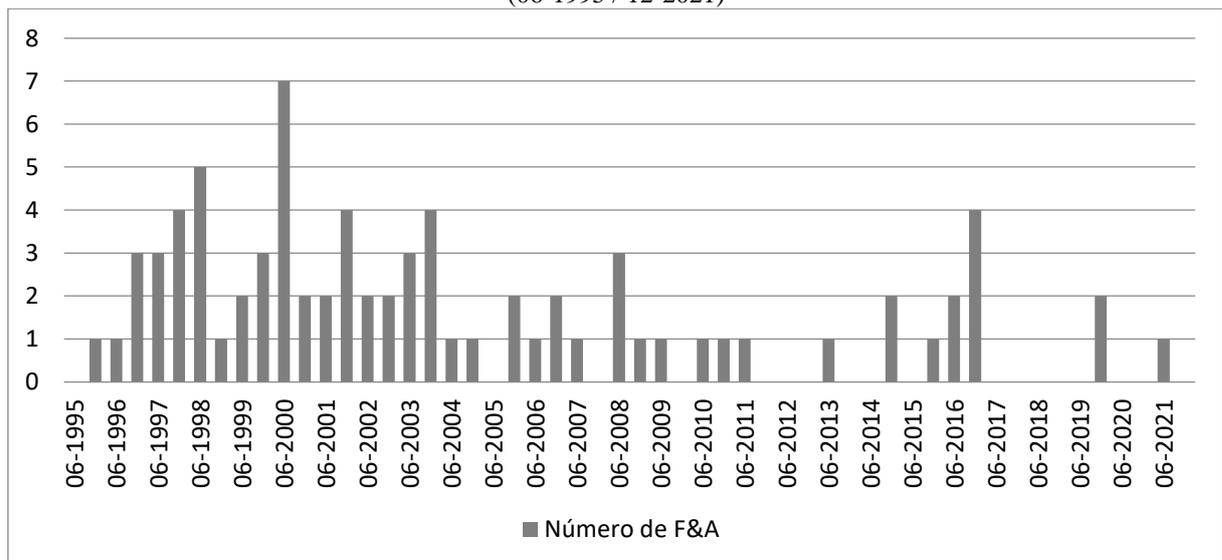
QUADRO 1 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS DO ESTUDO

Variável	Descrição	Fonte
SPREAD	$\frac{\text{Renda de Operações de Crédito}}{\text{Saldo das Operações de Crédito}}$ (Despesas de Captação / Depósitos Totais)	COSIF
EFICIENCIA	$1 / (\text{Despesas Operacionais} / \text{Receita Total})$	COSIF
CREDITO	Carteira de Crédito / Ativo Total	COSIF
TAMANHO	Total do Ativo da Firma Bancária / Produto Interno Bruto	COSIF/IPEADATA
ROA	Lucro Líquido / Ativo Total	IFDATA/COSIF
PFA	Processo de Fusão e Aquisição	BACEN/DIVERSOS
TCB	Tipo de Consolidação Bancária	IFDATA
CONTROLE	Tipo de Controle da Firma Bancária	IFDATA

Fonte: Elaboração própria (2022).

O quadro 1 resume as variáveis utilizadas no estudo, como elas são construídas e qual a fonte dos dados. As variáveis eficiência bancária, tamanho dos bancos, retorno médio sobre o ativo e carteira de crédito em relação ao ativo total são utilizadas como variáveis dependentes em estimações auxiliares – para verificar qual foi o impacto do processo de fusões e aquisições sobre os principais indicadores operacionais e de resultados das firmas bancárias – porque elas também tendem a ser impactadas pelo processo de F&A. A tabela B1 do apêndice B traz as estatísticas descritivas das variáveis de interesse utilizadas.

GRÁFICO 3 – FUSÕES E AQUISIÇÕES DISTRIBUÍDAS NOS SEMESTRES DE ESTUDO (06-1995 / 12-2021)



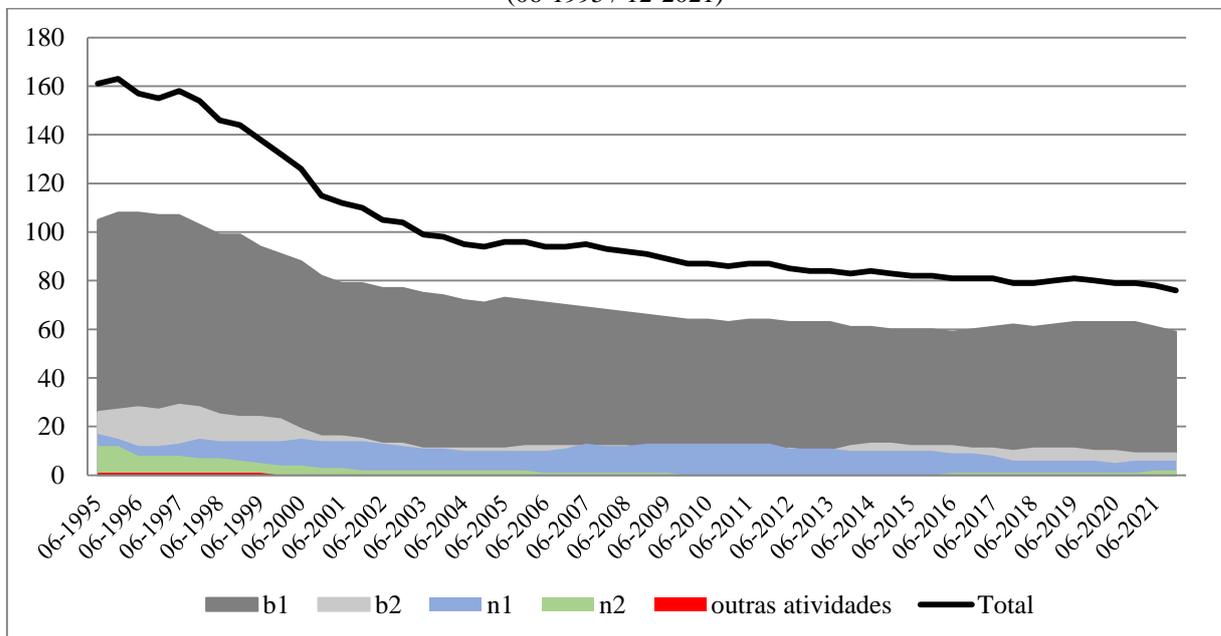
Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Bacen (2022a).

Conforme mostrado na tabela B2 do apêndice B, foram identificados 78 eventos de fusões e aquisições no período analisado, envolvendo 103 instituições bancárias diferentes,

porém, entre unidades tratadas e não tratadas a amostra conta com 222 conglomerados financeiros ou instituições individuais, conforme mostrado no quadro B1 do apêndice B. Ainda, a maioria dos eventos ocorreu entre a última metade dos anos 1990 e a primeira metade dos anos 2000, conforme mostrado pelo gráfico 3. Cada barra do gráfico representa um período de tratamento, ou seja, neste estudo foram identificados 36 tratamentos.

Na composição da amostra, são considerados cinco categorias em relação ao tipo de consolidação bancária das instituições, conforme a definição do Bacen (2022d). Tais categorias são expostas no quadro B2 do apêndice B.

GRÁFICO 4 – NÚMERO DE INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS POR TIPO DE CONSOLIDADO BANCÁRIO (06-1995 / 12-2021)



Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Bacen (2022a).

Conforme mostrado no gráfico 4, a maioria das instituições financeiras consideradas na amostra estão enquadradas na categoria b1, com forte presença de bancos comerciais, em que as operações de crédito constitui o principal negócio da empresa. O gráfico 4 também permite a observação da considerável redução no número de instituições operando no mercado de crédito brasileiro, sendo que grande parte dessa redução ocorreu via fusões e aquisições, além de uma parcela de bancos que foram liquidados pelo Banco Central do Brasil e/ou encerraram suas atividades.

Em relação ao número de firmas bancárias que compõe o grupo de tratamento, assim como o número de possíveis instituições do grupo de controle para cada período do estudo, há uma considerável variação, conforme mostrado na tabela B3 do apêndice B. Para o grupo de

tratamento, o menor valor está no início da série, com 1 instituição no segundo semestre de 1995, enquanto o maior valor é de 25 instituições no primeiro e segundo semestre de 2021. Já para o grupo de controle, o menor valor é registrado no segundo semestre de 2021 com 51 instituições, enquanto o maior valor é registrado no segundo semestre de 1995 com 163 bancos. Ainda, as 222 instituições financeiras, bem como seu enquadramento por consolidado podem ser consultados no apêndice B, no quadro B1 e quadro B2, respectivamente.

O presente capítulo mostrou a abordagem metodológica, bem como a base de dados e alguns fatos estilizados em relação à amostra das instituições financeiras utilizadas no estudo. Destaca-se a utilização do desenho de pesquisa de Diff-in-Diff com estratégia de identificação de tendências paralelas condicionadas à covariadas, procedimento pouco utilizado no estudo dos *spreads* bancários. Em relação aos dados, a amostra engloba um número bastante significativo de firmas bancárias, além de um período relativamente extenso, o que, aliado com a metodologia econométrica escolhida, permite que sejam apurados resultados dinâmicos e abrangentes.

4 ESTIMAÇÕES ECONÔMETRICAS

Seguindo a abordagem metodológica introduzida no capítulo anterior, são apresentados a seguir alguns resultados das estimações econométricas da equação 6. Na primeira seção são exibidos os impactos das fusões e aquisições para o *spread* bancário, a eficiência das instituições, o tamanho dos bancos, a lucratividade das firmas bancárias e a disponibilidade de crédito. Já a segunda seção traz alguns exercícios de robustez para o estudo, além de discutir as possíveis limitações.

4.1 IMPACTO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES NO MERCADO DE CRÉDITO BRASILEIRO

No primeiro exercício econométrico, considera-se o pressuposto de tendências paralelas não condicionais, ou seja, não são introduzidas covariadas de controle na equação, de modo que os resultados são exibidos na tabela 1.

TABELA 1 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD BANCÁRIO. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: SPREAD				
ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]		
-3,3347 ***	1,2628	-6,5875	-0,0820	
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-9,5759	4,8249	-22,0041	2,8522
06-1997	-10,4332	5,5772	-24,7992	3,9327
12-1997	-10,6066 ***	1,9820	-15,7120	-5,5013
06-2004	7,5248 ***	1,9914	2,3953	12,6544
06-2008	-1,0308	2,3424	-7,0643	5,0028
06-2011	-9,4787 ***	2,3823	-15,6152	-3,3423
06-2013	2,2983 **	0,9357	0,1841	4,4125
06-2015	-5,8836 ***	1,3116	-9,2621	-2,5051
12-2016	2,8325	4,9273	-9,8594	15,5243
06-2017	-2,9708	2,8853	-10,4029	4,4614
06-2021	0,6188 *	0,2810	0,0310	1,2067
Períodos de Antecipação: 0		Número de Observações: 5.260		
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

A primeira parte da tabela 1 mostra que, no geral, as fusões e aquisições no mercado bancário brasileiro levaram a uma redução de 3,3 pontos percentuais no *spread* das instituições que participaram do grupo de tratamento, conforme o valor do ATT Geral, sendo esse valor significativo com intervalo de confiança de 99%. Já a segunda parte da tabela 1 traz os resultados para cada grupo de tempo, isto é, cada um dos semestres em que ocorreram fusões e aquisições e foi possível estabelecer unidades de controle para o cálculo da estimativa do efeito. Para esses grupos, nota-se um maior impacto negativo das F&A para o *spread* no início do estudo, de modo que tal impacto vai diminuindo ao longo do tempo.

Entretanto, o resultado não é uniforme, no sentido de que alguns grupos apresentam impacto positivo das F&A para o *spread*, como é o caso dos grupos do primeiro semestre de 2004, 2013 e 2021. Levando em consideração essa heterogeneidade nos resultados, é preciso adicionar as covariadas (apresentadas no quadro 5) para que a hipótese de tendências paralelas seja mais crível e possa se obter resultados mais consistentes. Os achados para tal procedimento são reportados na tabela 2.

TABELA 2 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD BANCÁRIO. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: SPREAD				
ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]		
-5,2448 ***	1,4599	-9,0052	-1,4843	
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-12,2211 **	5,9531	-23,8890	-0,5533
06-1997	-13,2140	6,7530	-40,2188	13,7908
12-1997	-19,8505 ***	3,6983	-29,3767	-10,3244
06-2004	3,2123	7,4215	-26,4656	32,8902
06-2008	0,0013	1,5449	-6,1765	6,1790
06-2011	-8,5124 ***	2,3839	-14,6530	-2,3718
06-2013	2,7597 **	1,2743	0,2620	5,2573
06-2015	-4,0187 ***	1,2533	-7,2470	-0,7903
12-2016	-1,1855	1,4713	-7,0690	4,6980
06-2021	-0,2105	0,5075	-2,2401	1,8191
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 5.260	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				
Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

A partir da tabela 2, nota-se que os resultados se tornam mais homogêneos entre os grupos de tempo, o que acaba refletindo em um maior impacto para o ATT Geral. Dessa forma, ao adicionar as covariadas, tem-se que as F&A no mercado bancário brasileiro foram responsáveis pela diminuição de 5,24 pontos percentuais no *spread* bancário dos tratados em relação aos não tratados, no período de 1996 a 2021. Novamente, nota-se que o efeito é maior para os grupos de tratamento no início do período e vai diminuindo temporalmente.

Entretanto, o resultado mostrado na tabela 2 diz respeito ao efeito do tratamento logo após a ocorrência do evento, porém, para o mercado bancário espera-se que haja um efeito dinâmico para um processo de F&A, de modo que a sinergia entre as instituições leve a efeitos que ultrapassem o período imediatamente após a ocorrência do evento. Para testar tal hipótese é possível utilizar o estimador CS para recuperar o ATT Dinâmico, sendo mostrado na tabela 3.

TABELA 3 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SPREAD BANCÁRIO

Variável Dependente: SPREAD				
	ATT Dinâmico	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
Sem Covariadas	-6,4511 ***	2,5756	-10,6875	-2,2146
Com Covariadas	-10,1605 ***	3,3114	-18,6902	-1,6309

Períodos de Antecipação: 0
 Grupo de Controle: Não tratados até o momento
 Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Número de Observações: 5.260

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

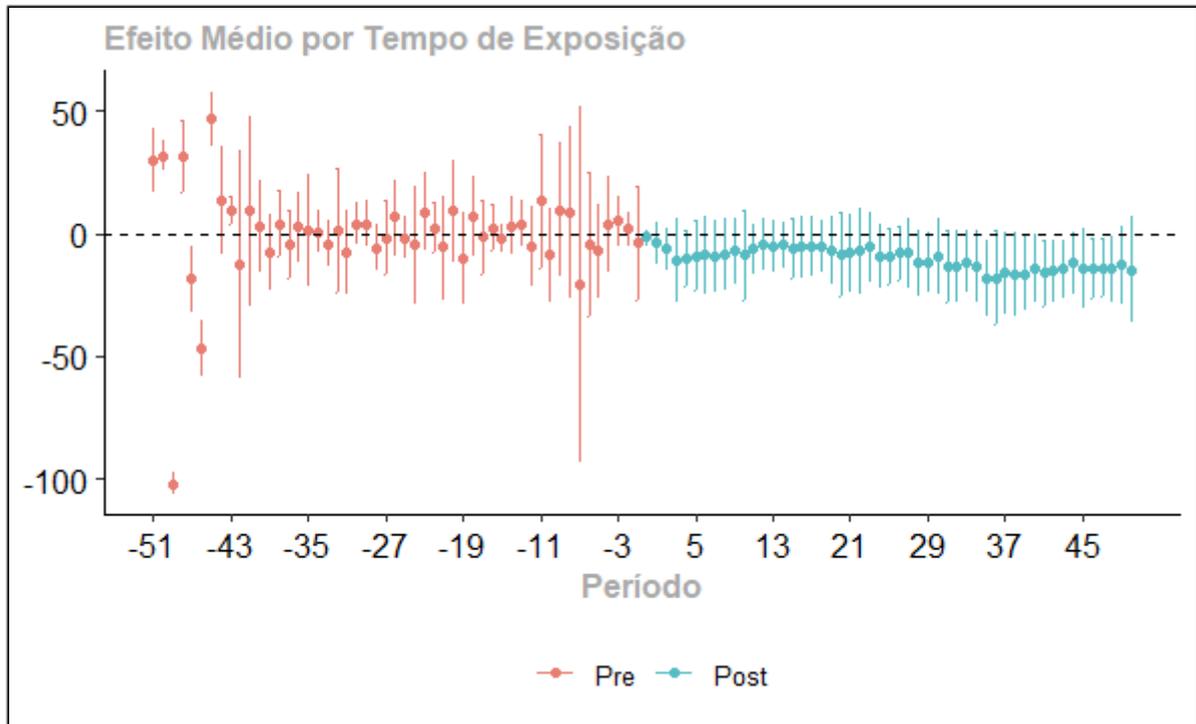
Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme esperado, ao longo do tempo o efeito das F&A foi maior, no sentido de redução do *spread* bancário, de modo que os bancos que participaram do grupo de tratamento experimentaram uma redução de aproximadamente 10 pontos percentuais – considerando o modelo com covariadas – em relação às instituições no grupo de controle, um número bastante expressivo. O efeito dinâmico do tratamento pode ser mais bem observado no gráfico 5. Primeiro, é importante destacar que nos períodos anteriores aos eventos de tratamento as unidades apresentam comportamento similar, salvo exceções como é o caso do período -49, o qual pode ser considerado um *outlier* no gráfico. As estimativas completas, utilizadas para construção do gráfico 5 podem ser verificadas na tabela C1 do apêndice C.

Isto posto, o gráfico 5 explicita como o processo de F&A impacta o *spread* bancário negativamente, com maior efeito ao longo do período de exposição. Isso significa que,

quando um banco participa de um processo de fusão e aquisição, os efeitos sobre o *spread* bancário não são estáticos, corroborando a escolha do estimador CS em detrimento do TWFE.

GRÁFICO 5 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SPREAD BANCÁRIO DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO



Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Uma vez apresentado os resultados do processo de fusões e aquisições para o *spread* bancário, é necessário mostrar também quais foram os efeitos do tratamento sobre as demais variáveis de interesse levantadas no quadro 5. A primeira delas é a eficiência das firmas bancárias, a qual é transformada pelo logaritmo natural para facilitar a interpretação dos resultados, os quais são apresentados na tabela 4 para o modelo sem inclusão das variáveis de controle.

Diante disso, tendo como base a tabela 4, tem-se que, no geral, o processo de fusões e aquisições não teve impacto sobre a eficiência das firmas bancárias no período analisado, de acordo com o valor do ATT Geral. Já em relação aos grupos de tempo de tratamento, há certa heterogeneidade nos resultados, que podem ser positivos ou negativos dependendo do grupo. Entretanto, é importante ressaltar que apenas para o primeiro e segundo semestre de 1997, para o primeiro semestre de 2011, 2013 e 2015 e para o segundo semestre de 2016 os resultados são estatisticamente significativos.

TABELA 4 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A EFICIÊNCIA DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: Logaritmo Natural (EFICIENCIA)				
ATT Geral	Erro Padrão		[Intervalo de Confiança]	
0,0232	0,0566		-0,1225	0,1688
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-0,0734	0,0525	-0,2107	0,0639
06-1997	-0,0983 **	0,0417	-0,1955	-0,0011
12-1997	0,0830 *	0,0379	0,0024	0,1637
06-2000	-0,0230	0,0140	-0,0595	0,0135
06-2004	0,0290	0,0482	-0,0969	0,1549
06-2008	0,0418	0,0255	-0,0247	0,1084
06-2011	0,2078 **	0,0780	0,0259	0,3896
06-2013	-0,1728 ***	0,0224	-0,2314	-0,1143
06-2015	0,2327 ***	0,0157	0,1916	0,2738
12-2016	-0,0375 *	0,0161	-0,0717	-0,0034
06-2017	-0,0182	0,0180	-0,0651	0,0287
06-2021	-0,0173	0,0151	-0,0567	0,0221

Períodos de Antecipação: 0

Número de Observações: 5.276

Grupo de Controle: Não tratados até o momento

Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Por sua vez, a tabela 5 mostra o impacto do processo de fusões e aquisições para a eficiência das instituições do mercado bancário brasileiro, levando em consideração as variáveis de controle, com intuito de reforçar, novamente, a credibilidade da suposição de tendências paralelas. Não há mudanças no efeito geral das fusões e aquisições sobre a eficiência, de modo que o valor continua estatisticamente igual a zero.

Por outro lado, considerando os efeitos por cada grupo de tratamento, os resultados do segundo semestre de 1996, do primeiro semestre de 1997 e do primeiro semestre de 2013 mostram um impacto negativo das F&A para a eficiência bancária, sendo tais valores estatisticamente significativos. Por outro lado, a exemplo do modelo sem covariadas, para os grupos do primeiro semestre de 2011 e 2015 o impacto é positivo e também é estatisticamente significativo. A diferença é que a magnitude encontrada é um pouco maior no segundo modelo.

TABELA 5 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A EFICIÊNCIA DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: Logaritmo Natural (EFICIENCIA)				
ATT Geral		Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
0,0363		0,0547	-0,1047	0,1773
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-0,1053 ***	0,0286	-0,1791	-0,0315
06-1997	-0,0809 ***	0,0177	-0,1265	-0,0353
12-1997	0,1005	0,0604	-0,4566	0,6577
06-2000	-0,0257	0,0209	-0,2183	0,1668
06-2004	0,0221	0,0393	-0,3402	0,3843
06-2008	0,0035	0,0590	-0,5411	0,5481
06-2011	0,2463 **	0,0418	0,1591	0,3336
06-2013	-0,1442 ***	0,0109	-0,1723	-0,1161
06-2015	0,2385 ***	0,0247	0,1747	0,3023
12-2016	0,0050	0,0099	-0,0863	0,0962
06-2021	-0,0388	0,0218	-0,2395	0,1618
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 5.276	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Assim como foi feito para o *spread*, deve-se considerar o efeito dinâmico do tratamento ao longo do período de exposição das unidades tratadas, a fim de verificar se há também efeitos heterogêneos do tratamento, ou seja, se as F&A afetaram a eficiência bancária nos períodos subsequentes ao pós-tratamento.

TABELA 6 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA A EFICIÊNCIA BANCÁRIA

Variável Dependente: Logaritmo Natural (EFICIENCIA)				
	ATT Dinâmico	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
Sem Covariadas	0,0001	0,0449	-0,1157	0,1155
Com Covariadas	0,0048	0,0430	-0,0659	0,0755
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 5.276	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme mostrado na tabela 6, ambos os modelos – sem covariadas e com covariadas – mostram não haver impactos dinâmicos das F&A para a eficiência bancária, com valor

estatisticamente igual a zero. Isto é, diferentemente do *spread*, não é possível afirmar que haja um efeito dinâmico das fusões e aquisições para a eficiência bancária no mercado de crédito brasileiro, no período analisado.

A segunda variável auxiliar de interesse analisada é o tamanho das firmas bancárias, sendo medida como uma proporção do ativo total dos bancos em relação ao Produto Interno Bruto do ano corrente. Mais uma vez, tal variável também é transformada pelo logaritmo natural, a fim de simplificar sua interpretação.

TABELA 7 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: Logaritmo Natural (TAMANHO)				
ATT Geral		Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
0,3572 ***		0,1199	0,1222	0,5922
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	0,9086 ***	0,2400	0,3176	1,4997
06-1997	-1,8698 ***	0,2549	-2,4977	-1,2419
12-1997	3,2301 ***	0,2153	2,6997	3,7605
06-2000	-0,2624	0,1865	-0,7216	0,1968
06-2004	1,5972 ***	0,1404	1,2515	1,9429
06-2008	-0,1200	0,1567	-0,5060	0,2660
06-2011	0,4498	0,4740	-0,7177	1,6172
06-2013	-0,5351 ***	0,1016	-0,7854	-0,2848
06-2015	-0,0372	0,0985	-0,2797	0,2053
12-2016	-0,0253	0,1752	-0,4569	0,4060
06-2017	0,5552 ***	0,0788	0,3611	0,7494
06-2021	0,6851 ***	0,0336	0,6023	0,7679
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 5.276	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Pressupõe-se de forma razoável, que o processo de F&A tenha aumentado o tamanho das instituições financeiras envolvidas, principalmente porque alguns bancos passaram pelo tratamento mais de uma vez, como é o caso do Banco Bradesco que compõe o grupo do segundo semestre de 1997 e apresentou aumento de aproximadamente 323%, segundo as informações da tabela 7, a qual considera o modelo sem a inclusão das variáveis de controle. Ainda segundo o modelo citado, tem-se que o processo de fusões e aquisições foi responsável pelo aumento de 35,72% no tamanho das firmas bancárias consideradas no estudo, entre 1996

e 2021. Outro resultado a ser destacado na tabela 7 é que alguns grupos de tratamento apresentaram redução em seu tamanho, como é o caso dos grupos do primeiro semestre de 1997 e 2013.

Ao adicionar as variáveis de controle, tem-se pouca alteração nos resultados, de modo que, no geral, as fusões e aquisições no mercado de crédito brasileiro, entre 1996 e 2021, levaram a um aumento de 34,84% no tamanho das firmas bancárias que participaram do tratamento, considerando um intervalo de confiança de 95%, conforme mostrado na tabela 8. Novamente, os grupos do segundo semestre de 1996 e 1997 e do primeiro semestre de 2004 e 2021 apresentaram valores estimados consideravelmente positivos e estatisticamente significativos, enquanto os grupos do primeiro semestre de 1997 e 2013 mostram um impacto negativo do processo de F&A para a variável dependente.

TABELA 8 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: Logaritmo Natural (TAMANHO)				
ATT Geral		Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
0,3484 **		0,1393	0,0753	0,6214
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	0,7801 ***	0,2532	0,1281	1,4322
06-1997	-1,9750 ***	0,2794	-2,6947	-1,2553
12-1997	3,2095 ***	0,4249	2,1150	4,3040
06-2000	0,0160	0,2745	-0,6910	0,7231
06-2004	1,8039 ***	0,2673	1,1155	2,4923
06-2008	-0,2764	0,3725	-1,2360	0,6831
06-2011	0,4157	0,5486	-0,9975	1,8288
06-2013	-0,5487 ***	0,1065	-0,8230	-0,2745
06-2015	-0,0403	0,3575	-0,9612	0,8806
12-2016	0,0041	0,1708	-0,4360	0,4442
06-2021	0,7201 ***	0,0944	0,4768	0,9633

Períodos de Antecipação: 0

Número de Observações: 5.276

Grupo de Controle: Não tratados até o momento

Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Uma vez mais, é necessário estimar os efeitos dinâmicos das F&A, dessa vez considerando o tamanho das instituições financeiras como variável de interesse, com o fito de identificar possíveis efeitos heterogêneos do tratamento. Tal procedimento é realizado para o

modelo sem covariadas e também para o modelo que inclui as variáveis de controle, de modo que os resultados são destacados na tabela 9.

TABELA 9 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS

Variável Dependente: Logaritmo Natural (TAMANHO)				
	ATT Dinâmico	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
Sem Covariadas	0,5845	0,6879	-0,5470	1,7160
Com Covariadas	0,5722	0,7724	-0,6983	1,8428
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 5.276	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				
Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme observado na tabela 9, ambos os modelos estimados mostram não haver efeitos dinâmicos do processo de fusões e aquisições sobre o tamanho das firmas bancárias. Tal achado é bastante plausível, visto que os ativos da firma adquirida são imediatamente incorporados pela firma adquirente, de modo que o aumento no tamanho dessas empresas também deve ser imediato.

Dando continuidade à análise das variáveis auxiliares de interesse, a tabela 10 mostra quais foram os impactos das fusões e aquisições sobre a rentabilidade das instituições financeiras, medida pelo retorno sobre os ativos. Tal variável é medida em termos percentuais e, assim como o *spread* bancário, por apresentar alguns valores negativos não será transformada pelo logaritmo natural como as demais variáveis.

A tabela 10 mostra um impacto negativo das fusões e aquisições sobre a rentabilidade das instituições financeiras, de modo que, no geral, os bancos que participaram do grupo de tratamento experimentaram uma redução de aproximadamente 0,97 pontos percentuais, segundo o ATT Geral. Entretanto, considerando os efeitos do tratamento isoladamente para cada grupo tratado, há resultados positivos e estatisticamente significativos no intervalo de confiança de 99% apenas para o primeiro semestre de 2008, enquanto os grupos do segundo semestre de 1997 e do primeiro semestre de 2013 apresentam efeitos negativos do processo de F&A sobre a rentabilidade, também considerando o intervalo de confiança de 99%.

TABELA 10 – IMPACTO DAS F&A PARA O RETORNO SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS.
MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: ROA				
ATT Geral	Erro Padrão		[Intervalo de Confiança]	
-0,9713 ***	0,1976		-1,4802	-0,4624
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-0,0593	0,0965	-0,3079	0,1893
06-1997	-0,1948	0,3287	-1,0415	0,6520
12-1997	-9,4620 ***	0,0919	-9,6987	-9,2252
06-2000	0,0211	0,0469	-0,0998	0,1420
06-2008	0,1569 ***	0,0428	0,0465	0,2672
06-2011	0,2898	0,4189	-0,7891	1,3687
06-2013	-0,4836 ***	0,1812	-0,9503	-0,0169
06-2015	-0,1564	0,0847	-0,3747	0,0619
12-2016	-0,1143	0,1515	-0,5045	0,2760
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 4.841	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Ao adicionar as variáveis de controle, os resultados se mantêm próximos, conforme mostrado na tabela 11. O valor do ATT Geral apresenta uma pequena contração, em que os bancos do grupo de tratamento tiveram uma redução de aproximadamente 0,95 pontos percentuais na rentabilidade, em comparação com o grupo de controle. Em relação ao efeito do tratamento por grupo-tempo, há de se destacar a considerável redução de 9,55 pontos percentuais para o grupo do segundo semestre de 1997. Ainda, o valor para o primeiro semestre de 2008 que era positivo no modelo sem variáveis de controle passa a ter efeito nulo, considerando o intervalo de confiança de 90%.

Já o grupo do primeiro semestre de 2015 passou a ser significativo estatisticamente com intervalo de confiança de 99%, com efeito negativo das fusões e aquisições sobre a rentabilidade das instituições financeiras, enquanto o último semestre de 2016 teve comportamento inverso, tendo um efeito positivo sobre a rentabilidade também com intervalo de confiança de 99%. Dessa forma, nota-se certa heterogeneidade na direção do impacto do tratamento, embora o efeito negativo se sobressaia, muito por conta do resultado do grupo do segundo semestre de 1997.

TABELA 11 – IMPACTO DAS F&A PARA O RETORNO SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS.
MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: ROA				
ATT Geral	Erro Padrão		[Intervalo de Confiança]	
-0,9461 ***	0,1952		-1,4488	-0,4434
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-0,1219	0,0896	-0,3536	0,1088
06-1997	-0,0151	0,0668	-0,1570	0,1871
12-1997	-9,5549 ***	0,0596	-9,7084	-9,4013
06-2000	0,0057	0,0374	-0,1020	0,0906
06-2008	-0,0130	0,0322	0,0960	0,0699
06-2011	0,3722	0,4057	-0,6728	1,4172
06-2013	-0,3530 ***	0,0145	-0,3903	-0,3157
06-2015	-0,1826 ***	0,0227	-0,2507	-0,1146
12-2016	0,0106 ***	0,0030	0,0030	0,0183
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 4.841	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Analisando os efeitos dinâmicos do processo de F&A para o retorno sobre os ativos dos bancos, ambos os modelos – sem covariadas e com covariadas – mostram não haver um efeito maior do tratamento conforme aumenta o tempo de exposição, já que os resultados não são estatisticamente significativos considerando um intervalo de confiança de 90%, conforme pode ser observado na tabela 12. Dessa forma, não é possível afirmar que os efeitos do tratamento são dinâmicos entre os períodos analisados, se tratando da rentabilidade sobre os ativos bancários.

TABELA 12 – EFEITO DINÂMICO DAS F&A PARA O RETORNO SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS

Variável Dependente: ROA				
	ATT Dinâmico	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
Sem Covariadas	-1,7548	1,9213	-6,7038	3,1942
Com Covariadas	-1,7494	2,0939	-5,1935	1,6947
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 4.841	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Outra variável de interesse, impactada pelo processo de fusões e aquisições, a ser analisada é a disponibilidade de crédito das firmas bancárias, medida como a razão entre a carteira de crédito e o ativo total das instituições. Os primeiros resultados, considerando o modelo sem covariadas podem ser observados na tabela 13.

TABELA 13 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO SEM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: Logaritmo Natural (CREDITO)				
ATT Geral		Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
-0,0372		0,0656	-0,2062	0,1318
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-0,4758 **	0,1877	-0,9484	-0,0032
06-1997	2,0958 ***	0,2664	1,3356	2,8559
12-1997	-0,4289 **	0,1702	-0,8576	-0,0002
06-2000	-0,9542 ***	0,1525	-1,3896	-0,5189
06-2004	0,9342 ***	0,1685	0,4535	1,4150
06-2008	0,5243 ***	0,1398	0,1253	0,9234
06-2011	-0,1417	0,2224	-0,7763	0,4998
06-2013	-1,0688 ***	0,0970	-1,3456	-0,7920
06-2015	-0,0388	0,0779	-0,2612	0,1835
12-2016	-0,1038	0,1308	-0,4770	0,2694
06-2017	0,3095 ***	0,0895	0,0541	0,5648
06-2021	-0,9271 ***	0,0390	-1,0382	-0,8159

Períodos de Antecipação: 0

Número de Observações: 5.272

Grupo de Controle: Não tratados até o momento

Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme mostrado na tabela 13, há resultados bastante heterogêneos entre os grupos de tratamento. Enquanto os grupos do segundo semestre de 1996, segundo semestre de 1997, primeiro semestre de 2000, primeiro semestre de 2013 e primeiro semestre de 2021 mostram um impacto negativo das F&A para a disponibilidade de crédito das instituições que participaram do tratamento, os grupos do primeiro semestre de 1997, primeiro semestre de 2004 e primeiro semestre de 2017 mostram um impacto positivo do tratamento sobre a variável de interesse. Devido a tais efeitos em direções opostas, o ATT Geral não é estatisticamente significativo, considerando o intervalo de confiança de 90%.

TABELA 14 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE

Variável Dependente: Logaritmo Natural (CREDITO)				
ATT Geral	Erro Padrão		[Intervalo de Confiança]	
-0,1087	0,0800		-0,3148	0,0973
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
12-1996	-0,5280 *	0,2295	-1,0476	-0,0083
06-1997	1,9516 ***	0,3154	1,1207	2,7825
12-1997	-0,4532	0,3536	-1,3846	0,4783
06-2000	-0,8230 ***	0,2580	-1,5027	-0,1432
06-2004	0,7693	0,4453	-0,4039	1,9425
06-2008	-0,0613	0,1238	-0,3875	0,2648
06-2011	0,0363	0,1152	-0,2672	0,3398
06-2013	-1,0549 ***	0,1018	-1,3230	-0,7868
06-2015	-0,1566	0,1782	-0,6261	0,3130
12-2016	-0,1132	0,1079	-0,3975	0,1711
06-2021	-0,9040 ***	0,1037	-1,1772	-0,6309

Períodos de Antecipação: 0 Número de Observações: 5.272
 Grupo de Controle: Não tratados até o momento
 Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme a tabela 14, ao adicionar as covariadas no modelo, o valor do ATT Geral continua não sendo estatisticamente significativo, com intervalo de confiança de 90%. Em relação aos efeitos por grupo de tratamento, no entanto, apenas o primeiro semestre de 1997 continua apresentando valor positivo e estatisticamente significativo, enquanto os grupos do primeiro semestre de 1996, 2000, 2013 e 2021 apresentam valores negativos e estatisticamente significativos.

Em relação aos efeitos dinâmicos do processo de fusões e aquisições para a disponibilidade de crédito das firmas bancárias brasileiras, os resultados podem ser observados na tabela 15. Nota-se que, para ambos os modelos, o efeito das F&A não é diferente de zero, de modo que os bancos que participam do tratamento não apresentaram diferenças quanto à sua disponibilidade de crédito à medida que aumenta o tempo de exposição ao tratamento, mostrando que não há efeitos dinâmicos do processo de fusão e aquisição sobre a disponibilidade de crédito no período analisado.

TABELA 15 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS

Variável Dependente: Logaritmo Natural (CREDITO)				
	ATT Dinâmico	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
Sem Covariadas	0,1312	0,4839	-0,6647	0,9272
Com Covariadas	0,0776	0,4910	-0,7301	0,8852
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 5.272	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

A presente seção apresentou os principais resultados econométricos do estudo, em que a principal variável de interesse é o *spread* bancário das instituições financeiras, mas também são analisadas a eficiência, o tamanho, a rentabilidade e a disponibilidade de crédito das instituições financeiras que compõem a amostra. Destaca-se o impacto negativo do processo de F&A para o *spread* bancário e a rentabilidade, além do aumento considerável do tamanho das instituições, todos estatisticamente significativos. Por outro lado, os resultados envolvendo a eficiência e a disponibilidade de crédito das firmas bancárias não são conclusivos, mas parece haver indícios de um efeito negativo imediatamente após o tratamento e um efeito positivo ao longo do período de exposição, embora em ambos os casos, no geral, não há significância estatística.

4.2 EXERCÍCIOS DE ROBUSTEZ E LIMITAÇÕES DO ESTUDO

Conforme exposto anteriormente, uma hipótese plausível é que haja uma antecipação ao tratamento por parte das instituições financeiras, fazendo com que o tratamento deixe de ser um choque exógeno. Em outras palavras, uma firma bancária pode mudar sua política de crédito, por exemplo, diminuindo sua participação em um nicho de mercado atendido por um banco que ela pretende comprar ou ainda ajustando as taxas de juros cobradas e os serviços ofertados, o que acaba afetando seu balanço contábil. Diante disso, o efeito do tratamento seria acomodado por essa antecipação, não apresentando resultados expressivos. Assim, se torna importante adicionar períodos de antecipação ao modelo, a fim de verificar tal suposição. Caso o impacto para os modelos com antecipação sejam maiores, pode haver indícios que suportam a hipótese de antecipação.

TABELA 16 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD BANCÁRIO. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE E PERÍODOS DE ANTECIPAÇÃO

Variável Dependente: SPREAD				
Antecipação	ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
T = 0	-5,2448 ***	1,4599	-9,0052	-1,4843
T = 1	-8,6406 ***	3,3055	-17,1550	-0,1262
T = 2	-7,4973 **	3,6230	-14,5983	-0,3963
T = 3	-4,0865	2,6322	-10,8667	2,6937
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo de Tratamento	Estimativa Conforme os Períodos de Antecipação			
	T = 0	T = 1	T = 2	T = 3
12-1996	-12,2211 **	-2,6482	-0,7418	-
06-1997	-13,2140	-7,0466	-2,3824	-1,5045
12-1997	-19,8505 **	-20,3232 ***	-5,2183	-10,3847
06-2004	3,2123	-52,5328 ***	-38,6572 ***	-16,2881 ***
06-2008	0,0013	1,4334	1,9630	1,0404
06-2011	-8,5124 **	-29,7871 **	-26,5783 ***	-7,4623 ***
06-2013	2,7597 **	6,3781 ***	1,7384	3,1207
06-2015	-4,0187 ***	-9,2608 ***	-7,9566 ***	-1,3841
12-2016	-1,1855	-7,3255 ***	-14,5117 *	-16,1322
06-2021	-0,2125	54,5682 ***	43,4673 ***	27,6379 ***
Grupo de Controle: Não tratados até o momento			Número de Observações: 5.260	
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				
Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.				
T = Períodos de Antecipação				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

A tabela 16 mostra os efeitos do processo de fusões e aquisições para o *spread* bancário, considerando períodos de antecipação de seis meses (T=1), doze meses (T=2) e dezoito meses (T=3), além de mostrar os valores sem considerar períodos de antecipação (T=0) tal qual a tabela 2. No geral, pode-se observar um aumento do efeito do tratamento para um e dois períodos de antecipação, com redução de aproximadamente 8,6 pontos percentuais e 7,5 pontos percentuais no *spread* bancário, respectivamente. Para três períodos de antecipação o efeito é nulo, já que o valor não é estatisticamente significativo com intervalo de confiança de 90%.

Em relação aos efeitos por grupo de tempo, destaca-se a perda de significância do grupo 12-1996, provavelmente pela falta de informações pré-tratamento, visto que esse grupo está no início da série. Outra mudança significativa está nos grupos 06-2004 e 06-2021, em que o primeiro apresentou valor positivo – embora não significativo estatisticamente – no modelo sem antecipação, mas apresentou valor consideravelmente negativo para os demais modelos, e o segundo grupo apresentou valor negativo – também não significativo

estatisticamente – no modelo sem antecipação e valor consideravelmente positivo para os demais modelos. Em ambos os grupos citados, o maior impacto foi registrado no modelo com um semestre de antecipação ($T=1$).

Dessa forma, no geral, parece que a hipótese de antecipação se mantém para alguns grupos de tratamento, mas não para todos, mostrando que o processo de F&A não é homogêneo entre os períodos. Diante disso, os resultados apresentados pela tabela 2 podem estar subestimando os efeitos da intervenção sobre as unidades de tratamento. Porém, é importante destacar que o sinal do impacto não se alterou para o ATT Geral, corroborando o resultado de que as F&A ocorridas no mercado de crédito brasileiro entre 1996 e 2021 levaram a uma diminuição do *spread* bancário para os bancos que participaram do tratamento. O mesmo exercício é realizado para as variáveis eficiência bancária, tamanho das firmas, rentabilidade e disponibilidade de crédito, de modo que os resultados seguem uma lógica parecida ao *spread* bancário, conforme pode ser observado no apêndice C, nas tabelas C6, C7, C8 e C9, respectivamente.

Um segundo ponto bastante importante a ser analisado diz respeito ao pressuposto de tendências paralelas, utilizado como estratégia de identificação do estudo. Conforme abordado anteriormente, não há como testar diretamente tal pressuposto, porém, alguns testes indiretos podem ser empregados para avaliar essa suposição. Conforme mostrado por Roth *et al.* (2022), o próprio estimador CS permite testar a hipótese de tendências paralelas ao criar “placebos” – grupos de tratamento com período anterior ao efetivo tratamento – no estimador de efeitos dinâmicos, conforme já realizado neste estudo.

Para o *spread* bancário, os resultados são vistos no gráfico 5 e na tabela C1. Para apoiar a hipótese de tendências paralelas, o ideal é que todos os grupos de placebo não sejam estatisticamente significativos, o que não é caso para este trabalho, visto que 8 dos 51 grupos obtiveram significância estatística. Entretanto, é importante ressaltar que tais resultados significativos estão entre 43 e 51 períodos antes do tratamento efetivo, ou seja, em espaços bastante distantes do tratamento. Em suma, o fato das observações dos grupos de placebo mais próximos ao tratamento não apresentarem significância estatística parece dar suporte à razoável aceitação da hipótese de tendências paralelas. Resultados bastante semelhantes são encontrados para as demais variáveis de interesse do estudo, conforme pode ser observado no apêndice C, nas tabelas C2, C3, C4 e C5.

Seguindo o que é discutido em Gertler *et al.* (2016), também é possível realizar um teste de placebo diferente daquele utilizado pelo estimador CS. Nesse caso, são atribuídos tratamentos a unidades as quais é sabido que não passaram pelo tratamento, mas não em

períodos anteriores e sim nos mesmos períodos corretos de intervenção, de modo que os resultados não devem ser estatisticamente significativos, já que é sabido que as unidades não foram tratadas e por isso devem seguir a mesma tendência. Para a realização desse teste, foram sorteados aleatoriamente unidades para receberem o placebo – tratamento falso – em cada grupo de tempo. Mais detalhes sobre a construção dos grupos podem ser obtidos no quadro B3 do apêndice B.

TABELA 17 – TESTE DE PLACEBO PARA VERIFICAR SE O GRUPO DE CONTROLE SEGUE TENDÊNCIAS IGUAIS AO LONGO DOS PERÍODOS DE TRATAMENTO

Variável Dependente: SPREAD				
Modelo Sem Variáveis de Controle				
ATT Geral	Erro Padrão		[Intervalo de Confiança]	
1,4772	1,8759		-1,6084	4,5628
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
06-2000	-2,6129	7,0856	-18,4563	13,2305
06-2004	-0,1194	3,0263	-6,8862	6,6474
06-2008	7,9476	8,6817	-11,4648	27,3601
06-2011	0,7854	0,9528	-1,3452	2,9159
06-2015	0,9140	2,3195	-4,2725	6,1005
12-2016	0,2036	1,2708	-2,6379	3,0451
Modelo Com Variáveis de Controle				
ATT Geral	Erro Padrão		[Intervalo de Confiança]	
1,2020	2,3120		-2,6010	5,0050
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
06-2000	-5,7416	3,6354	-13,0432	1,5600
06-2004	0,1281	1,9577	-3,8038	4,0600
06-2008	9,0744	7,8170	-6,6258	24,7746
06-2015	0,8551	2,6365	-4,4402	6,1504
12-2016	-1,7054	1,4082	-4,5337	1,1230
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 3.837	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Os resultados para o teste de placebo que atribui um tratamento falso às unidades não tratadas podem ser observados na tabela 17. Primeiro, nota-se que tanto para o modelo sem variáveis de controle quanto para o modelo com covariadas o valor estimado do ATT Geral não é estatisticamente significativo, considerando o intervalo de confiança de 90%. O mesmo

ocorre para os valores específicos dos grupos de tempo. Dessa forma, parece haver indícios que corroboram a hipótese de tendências paralelas entre o grupo de controle.

Outro ponto que merece atenção, diz respeito ao tamanho dos grupos de tratamento. A maioria destes é composta por apenas um ou dois bancos que participaram de uma fusão ou aquisição durante o semestre, conforme pode ser verificado no gráfico 3. Isto posto, pode-se argumentar que a baixa composição desses grupos não produza resultados consistentes, pois os bancos podem ter comportamentos isolados do restante do mercado como, por exemplo, a atuação em nichos de mercado específicos. Entretanto, ao utilizar o tipo de controle e o tipo de consolidação bancária como variáveis de controle, essas diferenças nos ramos de atuação tendem a diminuir, visto que as unidades utilizadas nos grupos de tratamento deverão ter tais características iguais ao do grupo de controle.

Outra questão é, nem todos os grupos tratados são considerados para o resultado das estimações. Como mostrado no gráfico 3, foram identificados 36 eventos de tratamento, porém, no geral, apenas um terço, aproximadamente, desse total é considerado nas estimativas. O primeiro motivo é que nem todos os grupos de tratados possuem unidades de controle disponíveis para formar um grupo de controle corretamente; um segundo motivo pode estar atrelado às características do banco de dados e do modelo utilizado, visto que no momento das estimações o *software* acaba excluindo algumas observações para que não haja singularidade no modelo. Com isso, muitas dessas informações excluídas podem pertencer a grupos de tratamento que, então, são descartados. Embora tais motivos não invalidem o estudo, é importante frisar que os resultados encontrados podem não refletir completamente o efeito do tratamento.

Ainda, embora o estimador CS acomode múltiplos períodos de tratamento ao longo do tempo, até o momento da realização deste trabalho ele ainda não permite calcular os efeitos de múltiplos tratamentos para uma mesma unidade. Para este trabalho isso significa que, caso um banco participe de dois ou mais processos de F&A, ele é reportado apenas no tempo em que foi tratado pela primeira vez. Dessa forma, deve-se tomar cuidado ao analisar os efeitos dinâmicos do tratamento, por exemplo, pois um valor significativo pode estar sendo provocado pela participação do banco em vários eventos de tratamento, e não pelo efeito de um tratamento conforme aumenta o tempo de exposição.

Como mostrado na tabela B2 do apêndice B, algumas instituições financeiras passaram por vários eventos de tratamento entre 1996 e 2021. O Banco Bradesco, por exemplo, participou de 17 eventos, o Banco Itaú de 9 e o Unibanco de 7. Além disso, os bancos Santander, ABN Amro, HSBC, Societe Generale, Banco do Brasil e BTG também

participaram de pelo menos dois processos de F&A no período analisado. Até pela questão do considerável número de fusões e aquisições que os bancos citados realizaram, estes estão entre as principais instituições bancárias do país, tanto em termos de tamanho de ativo e depósitos, quanto de volume das operações de créditos. Porém, eles são momentaneamente excluídos da amostra para ser possível a observação do efeito do tratamento apenas para bancos que participaram de um único processo de F&A relevante no período.

TABELA 18 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELOS CONSIDERANDO INSTITUIÇÕES QUE PASSARAM POR APENAS UM PROCESSO DE F&A

Variável Dependente: SPREAD				
Modelo	ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
Sem Covariadas	-2,4037	1,5670	-6,4399	1,6325
Com Covariadas	-2,9808 **	1,2457	-5,4223	-0,5392
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Modelo Sem Covariadas				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
06-2011	-9,4787 ***	2,4080	-15,6814	-3,2766
06-2013	2,2983 **	0,9845	0,2523	4,3442
06-2015	-5,8836 ***	1,3346	-9,3212	-2,4460
12-2016	2,8325	4,8648	-9,6984	15,3633
06-2017	-2,9708	2,7726	-10,1126	4,1711
06-2021	0,6188 *	0,2971	0,0162	1,2214
Modelo Com Covariadas				
Grupo	Estimativa	Erro Padrão	[Banda de Confiança Simultânea]	
06-2011	-8,5124 ***	2,1650	-14,0892	-2,9356
06-2013	2,7597 **	1,3165	0,1793	5,3400
06-2015	-4,0187 ***	1,2873	-7,3345	-0,7029
12-2016	-1,1855	1,4109	-4,8196	2,4486
06-2021	-0,2105	0,5959	-1,7454	1,3244
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 4.844	
Grupo de Controle: Não tratados até o momento				
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

A tabela 18 mostra o impacto das fusões e aquisições para o *spread* bancário, considerando apenas as instituições participantes de um único processo. No geral, como esperado, o efeito do tratamento é menor já que o número de grupos de tratamento se reduziu. Considerando o modelo com covariadas, os bancos no grupo de tratamento experimentaram uma redução de aproximadamente 3 pontos percentuais no *spread* bancário, em relação ao

grupo de controle. Sobre os efeitos específicos por grupo-tempo, conforme pode ser comparado com as tabelas 1 e 2, os valores não se alteraram, havendo mudança apenas no nível de significância estatística.

TABELA 19 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES SOBRE O SPREAD DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELOS CONSIDERANDO INSTITUIÇÕES QUE PASSARAM POR APENAS UM PROCESSO DE F&A

Variável Dependente: SPREAD				
	ATT Dinâmico	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
Sem Covariadas	-4,1521 *	2,2957	-7,9282	-0,3759
Com Covariadas	-4,8438 *	2,5415	-9,0243	-0,6633

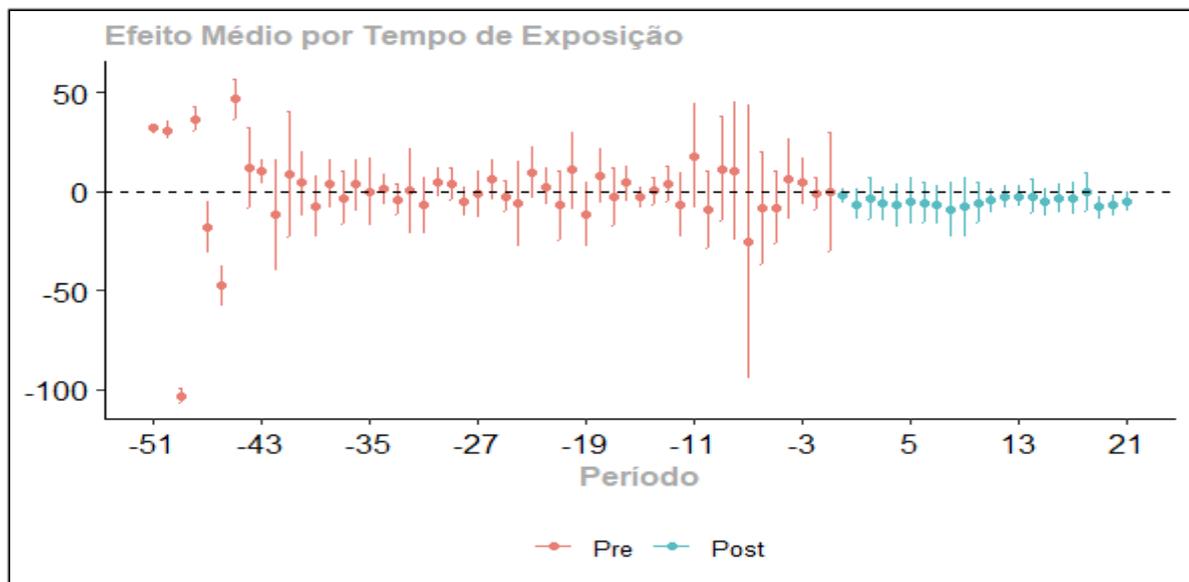
Períodos de Antecipação: 0
 Grupo de Controle: Não tratados até o momento
 Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Porém, o principal objetivo da exclusão das unidades tratadas mais de uma vez é verificar os efeitos dinâmicos do tratamento, os quais são mostrados na tabela 19. Nota-se um aumento da magnitude do efeito para ambos os modelos, sugerindo que os efeitos dinâmicos de tratamento do processo de F&A sobre o *spread* bancário se mantêm com as exclusões das unidades tratadas mais de uma vez. Porém, é importante ressaltar que tais valores são estatisticamente significativos apenas no intervalo de confiança de 90%.

GRÁFICO 6 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SPREAD BANCÁRIO DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO, CONSIDERANDO INSTITUIÇÕES QUE PASSARAM POR APENAS UM PROCESSO DE F&A



Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme pode ser observado no gráfico 6, num primeiro momento ocorre um aumento do efeito do tratamento conforme aumenta o tempo de exposição. Porém, tal efeito começa a diminuir depois do oitavo semestre e volta a crescer nos últimos períodos analisados. Há certa semelhança entre o gráfico 5 e o gráfico 6, de modo que parece haver indícios de suporte para o efeito de tratamento dinâmico. Além disso, o fato de alguns bancos participarem de mais de um processo de fusão e aquisição parece não ser tão relevante para os resultados do estudo.

Por último, este trabalho utiliza o conceito de *spread ex-post*, conforme introduzido por Dantas *et al.* (2011) para o caso brasileiro. Tal conceito engloba a apuração das verdadeiras margens obtidas pelos bancos após a efetiva realização das operações de captação e empréstimo, porém, conforme mostrado na tabela B1 do apêndice B, os valores encontrados no trabalho estão consideravelmente distantes dos valores agregados divulgados pelo Banco Central do Brasil e o *World Bank*, embora estes utilizam taxas que, geralmente, consideram apenas operações com recursos livres e medidas de *spread ex-ante*, ou seja, as taxas que os bancos esperam obter com a intermediação de crédito. Embora haja discrepância entre as taxas, o comportamento delas parece seguir caminho semelhante – com considerável redução no período analisado – o que é corroborado pelos resultados apresentados nesse estudo.

O presente capítulo apresentou os resultados econométricos do estudo, mostrando os efeitos do processo de fusões e aquisições sobre o *spread*, a eficiência, o tamanho, a rentabilidade e a disponibilidade de crédito das firmas bancárias. Além disso, foram realizados exercícios de robustez e apontadas possíveis limitações do trabalho. No geral, os resultados são significativos e vão na direção do que é abordado na literatura sobre o tema, conforme será mostrado no próximo capítulo.

5 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para discutir os resultados do estudo, o presente capítulo busca analisar de forma mais profunda os achados econométricos apresentados no capítulo anterior, além de discutir a direção do impacto do tratamento para as variáveis de interesse e como tais resultados se relacionam com a literatura econômica sobre *spread* bancário e fusões e aquisições no mercado bancário, com enfoque no caso do Brasil.

Conforme mostrado na tabela 2, há indícios de que o processo de fusões e aquisições ocorrido no mercado bancário brasileiro, entre 1996 e 2021, foi responsável pela redução de aproximadamente 5,2 pontos percentuais no *spread* bancário das instituições. Ainda, ao se considerar os efeitos dinâmicos do tratamento essa redução é de aproximadamente 10,16 pontos percentuais, corroborando, dessa forma, com a hipótese **i**) do trabalho. Tal hipótese diz que as instituições que participam de um processo de F&A obtêm, entre outras vantagens, ganhos de escala e escopo, maior diversificação de riscos e ganhos informacionais, permitindo a cobrança de menores margens de juros nas operações de crédito.

Uma consideração importante em relação ao efeito negativo das fusões e aquisições sobre o *spread* bancário diz respeito ao nível de competição do mercado de crédito brasileiro. Embora tenha havido uma considerável concentração de mercado, não se pode afirmar que houve diminuição no nível de competitividade. Isso é mostrado por Azevedo e Gartner (2020), em que o nível de competitividade – medido pelo Índice de Lerner – manteve-se praticamente constante entre 2000 e 2019, enquanto o nível de concentração – medido pela razão de concentração dos cinco maiores bancos – aumentou consideravelmente no mesmo período. Assim, a visão contemporânea da Nova Organização Industrial Empírica, de que concentração não explica necessariamente a competição, parece ser suportada para o caso do mercado bancário brasileiro.

Por um lado, esse resultado concorda com os estudos de Berger (1998) e Al-Sharkas (2008) para o caso dos Estados Unidos da América, e de Huizinga *et al.* (2001) para países da Europa, embora tais estudos não abordem diretamente a questão do *spread* bancário, mas sim os ganhos de eficiência, escala e escopo. Por outro lado, os achados desse trabalho são contrários ao encontrado por Joaquim *et al.* (2019), em que os autores encontram um efeito positivo – entre 1,17 e 5,10 pontos percentuais – do processo de fusões e aquisições para o *spread* bancário. Entretanto, os estudos não são diretamente comparáveis. Primeiro porque os autores consideram apenas as operações de crédito para pessoas jurídicas e com recursos livres, enquanto este estudo considera as operações totais e com recursos livres e

direcionados; em segundo lugar, os autores conduzem o estudo ao nível de município, enquanto aqui os bancos são tratados ao nível agregado.

Diante do exposto, entre os principais fatores que podem explicar a diferença de impacto das F&A sobre o *spread* bancário encontrada nesse estudo e no trabalho de Joaquim *et al.* (2019), três pontos se destacam. Primeiramente, a competição no mercado de crédito é, provavelmente, bastante diferente ao nível desagregado por municípios, visto que muitas cidades brasileiras possuem baixa presença de instituições bancárias – principalmente privadas – conforme mostrado pelos próprios autores. Dessa forma, os bancos podem atuar em diferentes níveis de competição, de modo que, ao agregar as informações, as altas margens de juros cobradas em um mercado pouco competitivo podem ser compensadas por pequenas margens advindas de mercados bastante competitivos.

O segundo ponto diz respeito às características do relacionamento dos bancos com clientes pessoas jurídicas. Geralmente, as empresas utilizam empréstimos de forma contínua para financiar seus projetos de investimento, criando um vínculo maior com a instituição financeira, diferentemente das pessoas físicas que recorrem às operações de crédito de forma esporádica [para mais detalhes ver Ray (1998)]. Perante o exposto, pode ser que a concorrência no mercado de crédito para pessoas jurídicas seja menor, dado que essa dependência das empresas com os bancos pode ocasionar o problema de *holdup*, conforme mostrado por Ornelas *et al.* (2022).

O terceiro ponto remete à diferença de metodologia entre os estudos. Conforme explicitado anteriormente, Joaquim *et al.* (2019) utilizam o estimador de Efeitos Fixos Bidirecionais (TWFE) para estimar os efeitos das fusões e aquisições sobre o *spread* bancário, enquanto o presente trabalho utiliza o estimador Callaway-Sant’Anna (CS). Essa diferenciação instrumental é mais bem discutida no apêndice D do trabalho, em que é feita uma comparação de resultados aplicando ambos os estimadores para a base de dados construída.

Destarte, aceitando a hipótese de que o processo de fusões e aquisições exerce efeito negativo para o *spread* bancário, acredita-se que a sinergia criada entre as instituições leve a ganhos de eficiência operacional para o setor, conforme mostrado por Faria Júnior (2006) e Ferreira (2020). Entretanto, é importante ressaltar que a medida encontrada no presente trabalho, no geral, não foi estatisticamente significativa, considerando o intervalo de confiança de 90%.

Todavia, alguns grupos específicos apresentaram significância estatística, conforme mostrado na tabela 5. Um ponto de atenção é que alguns grupos de tratamento, principalmente

nos anos iniciais do estudo, apresentaram diminuição no nível de eficiência após o processo de F&A, o que pode ser explicado em partes pela aquisição de bancos públicos nesse período. Conforme mostrado por Ferreira (2020), os bancos públicos possuíam nível de eficiência consideravelmente menor que os bancos privados no período antes das F&A, de modo que, ao serem adquiridas, essas instituições exerciam efeito negativo no nível geral de eficiência do banco adquirente. Porém, tal efeito se dissipava temporalmente, o que ajuda a explicar o porquê dos efeitos dinâmicos inexistentes sobre o nível de eficiência neste estudo.

Um ponto que merece destaque sobre a eficiência bancária, que não é captado neste trabalho, diz respeito à mudança tecnológica na indústria bancária brasileira. Segundo a FEBRABAN (2022), o setor bancário é um dos que mais investe em tecnologia no mundo, ficando atrás apenas dos governos. No Brasil não é diferente, uma vez que no ano de 2021 o país ultrapassou a média mundial em proporção de investimento em tecnologia no setor. Tal investimento em tecnologia pode estar atrelado à maior eficiência, como é mostrado por Rezende *et al.* (2021).

Outro resultado esperado para o processo de fusões e aquisições é o aumento do tamanho das instituições, evidenciando novamente os possíveis ganhos de escala e escopo. À vista disso, este trabalho mostra que houve um crescimento de aproximadamente 34,8% no tamanho das firmas bancárias brasileiras, entre o segundo semestre de 1996 e o último semestre de 2021. Tal valor, que é estatisticamente significativo para o intervalo de confiança de 95%, é impactado pela aquisição de mais de uma firma bancária por um mesmo adquirente, conforme discutido no capítulo anterior.

Considerando os estudos para o caso brasileiro, essa relação negativa – observada indiretamente pelos resultados do estudo – entre o tamanho dos bancos e o *spread* bancário é corroborada pelos estudos de Nascimento (2021) e Dantas *et al.* (2011), mas difere dos estudos de Afanasieff *et al.* (2002) e Bignotto e Rodrigues (2005). Isso pode estar atrelado à metodologia de cálculo utilizada para o *spread* bancário, já que estes últimos trabalhos citados utilizam o conceito de *spread ex-ante*.

Apesar do efeito geral positivo, a tabela 8 também mostra um efeito negativo das F&A para o tamanho dos bancos – o que pode parecer contra intuitivo num primeiro momento – para alguns grupos de tempo, como é o caso do primeiro semestre de 1997. Esse resultado se deve, principalmente, à tendência de diminuição dos ativos observada para o Banco Bradesco. Como mostrado na tabela B2, tal instituição tinha um ativo de aproximadamente 9 vezes o PIB brasileiro no segundo semestre de 1995, porém, desde então, o banco passou por um forte processo de diminuição de seus ativos – não atrelado às operações de crédito – de modo que,

no período pré-fusão o valor dos ativos era de aproximadamente 3 vezes o PIB brasileiro. Isso mostra que, possivelmente, o efeito negativo não tenha sido provocado diretamente pelo processo de F&A.

Por sua parte, considerando que o aumento da concentração não levou ao aumento do poder de mercado das firmas bancárias, o impacto negativo das fusões e aquisições sobre o *spread* bancário deve também refletir negativamente na rentabilidade das instituições. Conforme apresentado na tabela 11, é exatamente isso que ocorre durante o período de englobado por este estudo, o qual mostra uma diminuição de aproximadamente 0,95 pontos percentuais na rentabilidade sobre os ativos dos bancos que receberam o tratamento, em comparação com as firmas no grupo de controle. O resultado é estatisticamente significativo para o intervalo de confiança de 99%.

Essa relação positiva – observada de forma indireta – entre *spread* bancário e rentabilidade sobre os ativos também é observada no estudo de Were e Wambua (2014), para o caso do Quênia. Porém, Pessanha *et al.* (2012) encontram resultados diferentes para o caso brasileiro. Segundo os autores, os processos de F&A ocorridos no setor bancário do país tiveram efeito positivo na rentabilidade das instituições participantes. Entretanto, a metodologia adotada por eles considera apenas o que aconteceu com os bancos que passaram pelo tratamento, não havendo um grupo de controle para comparação. Diante disso, essa diferença nos resultados mostra, mais uma vez, a importância da utilização da metodologia de diferenças em diferenças para o estudo.

Visto que tanto as margens de juros cobradas quanto a rentabilidade dos bancos tenha diminuído após o processo de fusões e aquisições, é esperado que estes diminuam sua disponibilidade de crédito, buscando diversificar suas operações em investimentos mais lucrativos. Além disso, o próprio processo de F&A per si, pode levar a uma diversificação das atividades da empresa. Porém, a exemplo da eficiência, o valor para essa variável não é estatisticamente significativo para o intervalo de confiança de 90%.

Em compensação, alguns resultados importantes podem ser extraídos da análise individual dos grupos de tratamento. Primeiro, a maioria dos grupos que obtiveram significância estatística apresenta sinal negativo, atestando o efeito diminutivo do processo de fusões e aquisições para a disponibilidade de crédito das firmas bancárias; em segundo lugar, o grupo do primeiro semestre de 1997 apresenta sinal positivo para a relação, mostrando que as instituições que participaram do processo de F&A nesse período aumentaram sua disponibilidade de crédito, levando a crer que houve uma especialização por parte dessas instituições para a atividade de empréstimos.

Tomando novamente o Banco Bradesco como exemplo, a taxa de crescimento da disponibilidade de crédito foi de aproximadamente 234%, considerando a diferença entre o primeiro semestre de 1995 e o último semestre de 2021. Esses resultados reforçam a ideia de que os efeitos das fusões e aquisições não são homogêneos entre os grupos de tratamento, porém, ao excluir o grupo do primeiro semestre de 1997 da análise, o impacto geral do processo de fusões e aquisições para a disponibilidade de crédito seria uma redução de aproximadamente 28% (valor estatisticamente significativo no intervalo de confiança de 99%).

O presente capítulo discutiu os principais resultados apresentados pelo estudo e como esses achados se relacionam com a literatura econômica sobre o tema, com foco para o caso brasileiro. No geral, há indícios de que o processo de fusão e aquisição aumentou consideravelmente o tamanho das firmas bancárias, diminuiu a rentabilidade sobre os ativos, deprimiu a disponibilidade de crédito e, conseqüentemente, reduziu o *spread* bancário apurado pelos bancos, entre o segundo semestre de 1996 e o último semestre de 2021. Ademais, é plausível que a eficiência operacional tenha aumentado e o nível de competitividade não tenha sofrido impacto significativo, mesmo com a forte concentração de mercado observada.

6 CONCLUSÃO

O presente trabalho alia os estudos sobre fusões e aquisições para instituições financeiras e *spread* bancário, tanto no contexto internacional quanto para a experiência brasileira. Embora haja uma grande variedade de estudos sobre F&A e eficiência bancária na literatura internacional, em que prevalecem os trabalhos envolvendo os Estados Unidos da América e a Europa, para o caso brasileiro os trabalhos são mais escassos, principalmente quando se trata de trabalhos quantitativos.

Ainda que os resultados possam variar segundo o nível de desenvolvimento dos países analisados, a literatura mais recente aponta para um efeito positivo das fusões e aquisições para o nível de eficiência operacional e redução das margens de juros quando se trata de países desenvolvidos, sendo que o impacto sobre os custos é, geralmente, maior que os impactos sobre a lucratividade. Isso porque as principais vantagens do processo de F&A para uma firma bancária envolvem as economias de escala e escopo, e a redução das despesas de pessoal.

Já para países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, as discussões são mais complexas, no sentido de não haver consenso sobre a direção do impacto. Os resultados vão depender principalmente do ambiente macroeconômico e do nível de competição observado no mercado estudado, lembrando que competição não está necessariamente ligada à concentração, mas sim na capacidade das instituições de aumentarem seu *mark up*.

Em relação aos determinantes do *spread* bancário, diversos estudos empíricos são encontrados na literatura econômica, desde trabalhos comparando as diferenças de margens entre regiões e países, até estudos específicos para cada nação. Novamente, alguns resultados podem variar conforme o nível de desenvolvimento da região estudada, porém, a importância de algumas variáveis é quase que unânime independente do local que o ensaio engloba. Dentre essas variáveis, as principais são o tamanho dos bancos, a eficiência bancária e o poder de mercado, que são diretamente afetadas por um processo de fusão e aquisição.

Diante do exposto, respondendo o problema de pesquisa, os resultados deste estudo mostram indícios de que o processo de fusões e aquisições levou a uma diminuição do *spread* bancário brasileiro, entre o segundo semestre de 1996 e o segundo semestre de 2021. Conforme destacado ao longo do trabalho, embora ainda possua um *spread* bancário elevado em relação a seus pares, o Brasil experimentou uma considerável queda nesse indicador ao longo do período englobado por este estudo, de modo que parte dessa redução pode ser atribuída ao tratamento estudado neste trabalho.

Também, o processo de F&A levou a um aumento no tamanho das instituições, o que parece ter permitido a exploração de ganhos de escala e escopo e, possivelmente, levou a um aumento no nível de eficiência operacional, embora esta última variável não tenha apresentando significância estatística nos modelos estimados. Atrelado à queda nas margens de juros das instituições está a diminuição da rentabilidade sobre os ativos, apurada pelas firmas bancárias no período analisado.

Dessa forma, visto que as firmas aumentaram de tamanho, mas tiveram suas margens de juros cobradas e rentabilidade diminuídas, indiretamente, parece crível a ideia de que os bancos não aumentaram seu poder de mercado, de modo que a forte concentração ocorrida não diminuiu a concorrência. Por outro lado, com menores rendimentos e sem aumentar o poder de mercado, uma saída encontrada pelos bancos parece ter sido a diminuição dos empréstimos em relação à quantidade de ativos, seja para a definição de um preço de equilíbrio mais alto, seja pelo desvio para outras atividades bancárias mais rentáveis.

É importante ressaltar que os achados desse trabalho vão contra o “senso comum” de que a concentração de mercado gerada pelo processo de fusões e aquisições no mercado bancário brasileiro foi prejudicial para o mercado de crédito do país, como é defendido por parte da sociedade. Porém, os resultados são suportados pela visão contemporânea da Nova Organização Industrial Empírica, mostrando que competição e concentração não estão, impreterivelmente, interligadas.

Todavia, os resultados encontrados neste trabalho não são verdades absolutas! Como destacado ao longo do texto, o estudo possui limitações. Uma delas diz respeito à medição da variável de interesse, a qual utiliza uma *proxy* para o *spread* bancário das instituições, visto que os dados referentes ao verdadeiro valor das variáveis não são públicos; além disso, há falta de dados para alguns períodos, o que acaba inviabilizando a utilização de alguns grupos de tratamento e/ou diminuindo o tamanho de outros grupos de tratamento em determinados períodos; o pressuposto de identificação do estudo não pode ser diretamente testado, apesar de serem apresentadas evidências indiretas para sua aceitação.

Além dos pontos citados, uma crítica razoável ao trabalho diz respeito à hipótese da exogeneidade do tratamento. Como o processo de F&A no Brasil não ocorreu de forma natural – não foi um experimento aleatório –, para que os resultados desse estudo pudessem ser extrapolados para períodos futuros, estabelecendo assim uma relação causal, seria necessário que a decisão de um banco participar de um processo de fusão e aquisição fosse aleatória, o que é uma hipótese razoavelmente forte. Embora haja indícios das motivações para os bancos adquirentes incorporarem outras instituições no mercado bancário brasileiro,

entre as quais se destacam o acesso à determinada base de clientes, busca por novos nichos de negócio ou ainda a procura por expertise, esse processo de tomada de decisão ainda carece de mais estudos e modelagem econômica.

Ainda, essa discussão abre espaço para pesquisas futuras que busquem estimar, de forma individual, o poder de mercado das firmas bancárias brasileiras e verificar se esses resultados também são impactados pelo processo de fusões e aquisições. Igualmente, estimula-se o seguinte questionamento: será que a diferença encontrada no sinal do efeito das F&A para o *spread* bancário, entre essa pesquisa e estudos anteriores, é advinda das informações utilizadas ou da abordagem econométrica escolhida? Um ponto de partida para responder esse questionamento é introduzido no apêndice D do trabalho.

Pelo lado dos órgãos políticos e reguladores, a pesquisa fornece insumos que podem ajudar a basear as futuras decisões quanto a programas de incentivo, tais quais foram o PROER e o PROES, bem como na autorização de novas fusões e aquisições. Além disso, ao estabelecer uma relação do processo de fusões e aquisições para o *spread* bancário, com a utilização de uma abordagem econométrica inédita para o tema, utilizando a experiência brasileira como fundo de pano e para um período consideravelmente extenso, o presente trabalho espera contribuir para a literatura econômica sobre o assunto.

REFERÊNCIAS

- ABADIE, Alberto. *Semiparametric Difference-in-Differences Estimators*. *The Review of Economic Studies*. v. 72, p. 1-19, Jan. 2005.
- AFANASIEFF, Tarsila Segalla; LHACER, Priscila Maria Villa; NAKANE, Márcio I. *The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil*. *Working Paper Series*. Brasília, n. 46, Aug. 2002.
- ALLEN, Linda. *The Determinants of Banking Interest Margins: A Note*. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. v. 23, n. 2, Jun. 1988.
- ALMARZOQI, Raja; NACEUR, Sami Bem. *Determinants of Interest Margins in the Caucasus and Central Asia*. *IMF Working Paper*. wp 15/87. Apr. 2015.
- ALMEIDA, Fernanda Dantas; DIVINO, José Ângelo. *Determinants of the banking spread in the Brazilian economy: The role of micro and macroeconomic factors*. *International Review of Economics & Finance*. v. 40, p. 29-39, Nov. 2015.
- AL-SHARKAS, Adel A.; HASSAN, M. Kabir; LAWRENCE, Shari. *The Impact of Mergers and Acquisitions on the Efficiency of the US Banking Industry: Further Evidence*. *Journal of Business and Accounting*. v. 35, Jan./Mar. 2008.
- ANGBAZO, Lazarus. *Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking*. *Journal of Banking & Finance*. v. 21, p. 55-87. 1997.
- ANGORI, Gabriele; ARISTEI, David; GALLO, Manuela. *Determinants of Bank's Net Interest Margins: Evidence from the Euro Area during the Crisis and Post-Crisis Period*. *Sustainability*. v. 11, Jul. 2019.
- ANGRIST, Joshua D.; PISCHKE, Jörn-Steffen. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press. 2009.
- ATHEY, Susan; IMBENS, Guido W. *Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption*. *NBER Working Paper Series*. wp n. 24963. Aug. 2018.
- AUGUSTE, Sebastian; CORNEJO, Magdalena. *What explains high interest rates in Belize?*. *Inter-American Development Bank*. Apr. 2013.
- AZEVEDO, Monique de Abreu; GARTNER, Ivan Ricardo. *Concentração e competição no mercado de crédito doméstico*. *Revista de Administração Contemporânea*. v. 24, p. 380-399. Set./Out. 2020.
- BADRELDIN, Ahmed Mohamed; KALHÖFER, Christian. *The Effect of Mergers and Acquisitions on Bank Performance in Egypt*. *Working Paper Series n° 18*. Faculty of Management Technology – GUC. Oct. 2009.
- BAGEHOT, Walter. **Lombard Street**: A description of the Money Market. IL: Richard D. Irwin (1962 Edition). Homewood, 1873.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **a) Estatísticas monetárias e de crédito.** Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estatisticas/estatisticasmonetariascredito>>. Acesso em: Abr. 2022.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **b) PROER.** Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/proer.asp?frame=1>>. Acesso em: Abr. 2022.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **c) Atos de concentração.** Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/concorrenciasfn>>. Acesso em: Jul. 2022.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **d) IF.Data.** Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/ifdata/>>. Acesso em: Jul. 2022.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **e) Regulação Prudencial.** Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/regprudencialsegmentacao>>. Acesso em: Jan. 2023.

BARROS, Carlos Pestana; WANKE, Peter. *Banking Efficiency in Brazil. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money.* v. 28, p. 54-65. Jan. 2014.

BECK, Thorsten; CRIVELLI, Juan Miguel; SUMMERHILL, William. *State bank transformation in Brazil – choices and consequences. Journal of Banking & Finance.* v. 29, p. 2223-2257. Apr. 2005.

BERGER, Allen N. *The efficiency effects of bank mergers and acquisition: A preliminary look at the 1990s data. The New York University Salomon Center Series on Financial Markets and Institutions. Springer.* vol. 3, p. 79-111, 1998.

BERGER, Allen N.; HUMPHREY, David B. *Bank Escalate Economies, Mergers, Concentration, and Efficiency: The U.S. Experience. Center for Financial Institutions Working Paper. Wharton School,* 1994.

BIGNOTTO, Fernando G.; RODRIGUES, Eduardo Augusto de Souza. *Fatores de Risco e o Spread Bancário no Brasil. Relatório de Economia Bancária e Crédito do Banco Central do Brasil.* p. 46-59, 2005.

BIRCHWOOD, Anthony; BREI, Michael; NOEL, Dorian M. *Interest margins and bank regulation in Central America and Caribbean. Journal of Bank & Finance.* v. 85, p. 56-68, Dec. 2017.

BORUSYAK, Kirill; JARAVEL, Xavier; SPIESS, Jann. *Revisiting event study designs: robust and efficient estimation. SSRN Working Paper.* Apr. 2022.

BROCK, Philip L.; SUAREZ, Liliana Rojas. *Understanding the behavior of bank spreads in Latin America. Journal of Development Economics.* v. 63, p. 113-134, Out. 2000.

BROCK, Philip L.; FRANKEN, Helmut. *Measuring the Determinants of Average and Marginal Bank Interest Rate Spread in Chile, 1994-2001. The Working Papers UWEC-2003-25.* University of Washington, Department of Economics, Sep. 2003.

BRUMBACK, Babette A. *Fundamentals of Causal Inference with R*. CRC Press. Boca Raton, 2022.

CALLAWAY, Brantly; SANT'ANNA, Pedro H. C. *Difference-in-Differences with multiple time periods*. *Journal of Econometrics*. v. 225, p. 200-230, Dec. 2020.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press. New York, 2005.

CAVALCANTI, Felipe de Oliveira; GUTIERREZ, Carlos Enrique Carrasco; FIGUEIREDO, Jéssica Filardi Milker. Determinantes do Spread Bancário no Brasil e os Efeitos do Acordo de Basileia III. *Economia Aplicada*. v. 25, n. 2, p. 293-322. Jun. 2021.

CHAISEMARTIN, Clément de; D'HAULTFOEUILLE, Xavier. *Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects*. *NBER Working Paper Series*. wp n. 25904. May, 2019.

CHORTAREAS, Georgios E.; GARZA-GARCÍA, Jesús G.; GIRARDONE, Claudia. *Competition, efficiency and interest rate margins in Latin American banking*. *International Review of Financial Analysis*. v. 24, p. 93-103, Aug. 2012.

CLAEYS, Sophie; VENNET, Rudi Vander. *Determinants of bank interest margins in Central and Eastern Europe: A comparison with the West*. *Economic Systems*. v. 32, p. 197-216, Jun. 2008.

COORAY, Arusha. *Do Stock Markets Lead to Economic Growth?*. *Journal of Policy Modeling*. v. 32, 448-460, May 2010.

CUNNINGHAM, Scott. *Callaway and Sant'Anna DD Estimator: a story of differential timing and heterogeneity*. *Causal Inference: the Remix, Substack*. Mar. 2021. Disponível em: <<https://causalinf.substack.com/p/callaway-and-santanna-dd-estimator?s=r>>. Acesso em: Fev. 2022.

DANTAS, José Alves; MEDEIROS, Otávio Ribeiro de; CAPELETTO, Lúcio Rodrigues. **Determinantes do Spread Ex-Post no Mercado Brasileiro**. Trabalhos Para Discussão do Banco Central do Brasil. Brasília, n. 242, Maio 2011.

DERMIRGÜÇ-KUNT, Asli; HUIZINGA, Harry. *Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence*. *The World Bank Review*. v. 13, May 1998.

DEYOUNG, Robert; EVANOFF, Douglas D; MOLYNEUX, Philip. *Mergers and Acquisitions of Financial Institutions: A Review of the Post-2000 Literature*. *Journal of Financial Services Research*. v. 36, p. 87-110. Jul. 2009.

DRITSAKI, Chaido; DRITSAKI-BARGIOTA, Melina. *The Causal Relationship between Stock, Credit Market and Economic Development: An Empirical Evidence for Greece*. *Economic Change and Restructuring*. v. 38, 113-127, Mar. 2005.

DURUSU-CIFTCI, Dilek; ISPIR, M. Serdar; YETKINER, Hakan. *Financial development and economic growth: Some theory and more evidence. Journal of Policy Modeling*. v. 39, 290-306, Aug. 2017.

FARIA JÚNIOR, João Adelino de. **Eficiência no setor bancário brasileiro: a experiência recente das fusões e aquisições**. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas do Estado do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2006.

FARO, Clóvis de. **Administração bancária: uma visão aplicada**. Editora FGV. Rio de Janeiro, 2014.

FEDERAÇÃO BRASILEIRA DE BANCOS. **Pesquisa FEBRABAN de Tecnologia Bancária 2022**. ed. 30, v. 2. Maio, 2022.

FERREIRA, Beatriz. **Impacto das fusões e aquisições bancárias na eficiência dos bancos comerciais brasileiros: uma abordagem via fronteira estocástica**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Piracicaba, 2020.

FOLAWEWO, Abiodun O.; TENNANT, David. *Macroeconomic and market determinants of interest rate spreads in low- and middle-income countries. Applied Financial Economics*. v. 19, p. 489-507, Mar. 2009.

FUNGÁČOVÁ, Zuzana; POGHOSYAN, Tigran. *Determinants of bank interest margins in Russia: Does bank ownership matter?. Economic Systems*. v. 35, p. 481-495, Dec. 2011.

GAMBACORTA, Leonardo. *HOW DO BANKS SET INTEREST RATES? National Bureau of Economic Research*. Cambridge, wp 10295, Feb. 2004

GARCIA-ESCRIBANO, Mercedes; HAN, Fei. *Credit Expansion in Emerging Markets: Propeller of Growth?. IMF Work Paper*. n. 15/212, Sep. 2015.

GELOS, R. Gaston. *Banking Spreads in Latin America. Economic Inquiry*. v. 47, p. 796-814, Oct. 2009.

GERTLER, Paul J.; MARTINEZ, Sebastian; PREMAND, Patrick; RAWLINGS, Laura B.; VERMEERSCH, Christel M. J. **Impact Evaluation in Practice**. World Bank and Inter-American Development Bank. Washington, 2016.

GOODMAN-BACON, Andrew. *Difference-in-Differences with variation in treatment timing. NBER Working Paper Series*. wp n. 25018. Sep. 2018.

GREENWOOD, Jeremy; JOVANOVIC, Boyan. *FINANCIAL DEVELOPMENT, GROWTH, AND THE DISTRIBUTION OF INCOME. National Bureau of Economic Research*. Cambridge, wp 3189, Dec. 1989.

GROPP, Reint; SORENSEN, Christoffer Kok; LICHTENBERGER, Jung-Duk. *THE DYNAMICS OF BANK SPREADS AND FINANCIAL STRUCTURE. European Central Bank Working Paper Series n. 714*, Jan. 2007.

HALKOS, George E.; TZEREMES, Nickolaos G. *Estimating the degree of operating efficiency gains from a potential bank merger and acquisition: A DEA bootstrapped approach.* **Journal of Banking & Finance.** v. 37, p. 1658-1668, May 2013.

HANSON, James A.; ROCHA, Roberto de Rezende. *High Interest Rates, Spreads, and the Costs of Intermediation: Two Studies.* **World Bank. Industry and Finance Series.** v. 18, Out. 1986.

HAUTREY, Kim; LIANG, Hanyu. *Bank interest margins in OECD countries.* **North American Journal of Economics and Finance.** v. 19, p. 249-260. Dez. 2008.

HO, Thomas S. Y.; SAUNDERS, Anthony. *The Determinants of Banking Interest Margins: Theory and Empirical Evidence.* **The Journal of Financial and Quantitative Analysis.** v. 16, n. 4, Nov. 1981.

HOLLAND, Paul W. *Statistics and Causal Inference.* **Journal of the American Statistical Association.** v. 81, p. 945-960, Dec. 1986.

HORVATH, Roman. *The determinants of the interest rate margins of Czech Banks.* **Czech Journal of Economics and Finance.** v. 59, p. 128-136, Jun. 2009.

HUIZINGA, H. P.; NELISSEN, J. H. M.; VANDER VENNET, R. *Efficiency effects of bank mergers and acquisitions in Europe.* **Tinbergen Institute Discussion Paper.** n. 088/3. 2001.

HUNTINGTON-KLEIN, Nick. *The Effect: An Introduction to Research Design and Causality.* **CRC Press.** Abingdon, 2022.

IPEADATA. **a) Operações de crédito – concessões.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: Maio 2022.

IPEADATA. **b) Produto Interno Bruto a Preços de Mercado.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: Dez. 2022.

JOAQUIM, Gustavo; DOORNIK, Bernardus Van; ORNELAS, José Renato. *Bank Competition, Coast of Credit and Economic Activity: evidence from Brazil.* **Working Papers Series.** n. 508, p. 1-91. Oct. 2019.

JORGENSEN, Ole Hagen; APOSTOLOU, Apostolos. *Brazil's Bank Spread in International Context from Macro to Micro Drivers.* **Policy Research Working Paper Series.** The World Bank, wps6611, Sep. 2013.

LEVINE, Ross. *Finance, Growth, and Inequality.* **International Monetary Fund.** Cambridge, Working Paper n. 21/164, Jun. 2021.

LEVINE, Ross. *Finance and Growth: Theory and Evidence.* **National Bureau of Economic Research.** Cambridge, Working Paper n.10766, Jan. 2004.

LEVINE, Ross; ZERVOS, Sara. *Stock Markets, Banks, and Economic Growth.* **The American Economic Review.** v. 88, p. 537-558, Jun. 1998.

LIARGOVAS, Panagiotis; REPOUSIS, Spyridon. *The Impact of Mergers and Acquisitions on the Performance of the Greek Banking Sector: Na Event Study Approach*. **International Journal of Economics and Finance**. v. 3, May 2011.

MAUDOS, Joaquín; GUEVARA, Juan Fernández de. *Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union*. **Journal of Banking & Finance**. v. 28, p. 2259-2281, Set. 2004.

MAUDOS, Joaquín; SOLÍS, Liliana. *The determinants of net interest income in the Mexican banking system: Na integrated model*. **Journal of Banking & Finance**. v. 33, p. 1920-1931, Oct. 2009.

MCSHANE, R. W.; SHARPE, I. G. *A time series/cross section analysis of the determinants os Australian trading bank loan/deposit interest margins: 1962-1981*. **Journal of Banking & Finance**. v. 9, p. 115-136, Mar. 1985.

MUJERI, Mustafa K.; YOUNUS, Sayera. *An Analysis of Interest Rate Spread in the Banking Sector in Bangladesh*. **The Bangladesh Development Studies**. v. 32, Dec. 2009.

NAKANE, Márcio I.; WEINTRAUB, Daniela B. *Bank privatization and productivity: Evidence for Brazil*. **Journal of Banking & Finance**. v. 29, p. 2259-2289, Apr. 2005.

NASCIMENTO, André S. **Fatores determinantes do spread bancário no Brasil e o impacto destas variáveis no mercado de crédito brasileiro entre 2000 e 2019**. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Maringá. Maringá, 2021.

NGUGI, Rose W. *An empirical analysis os interest rate spread in Kenya*. **African Economic Research Consortium**. *Research Paper 106*. May 2001.

OLIVEIRA, Fernando Nascimento de; BARROS, Carlos Eduardo Rezende Caire de. Um estudo empírico entre países dos fatores determinantes do spread bancário. **Revista Brasileira de Economia**. v. 75, p. 496-562, Out./Dez. 2021.

OREIRO, José Luís da Costa; PAULA, Luiz Fernando de; SILVA, Guilherme Jonas Costa da; ONO, Fábio Hidek. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Revista de Economia Aplicada USP**. Ribeirão Preto, v. 10, n. 4, Oct./Dez. 2006.

ORNELAS, José Renato Haas; SILVA, Marcos Soares da; DOORNIK, Bernardus Ferdinandus Nazar Van. *Informational switching costs, bank competition, and the cost of finance*. **Journal of Banking & Finance**. v. 138, May 2022.

PESSANHA, Gabriel Rodrigo Gomes; CALEGARIO, Cristina Lelis Leal; SÁFADI, Thelma; ÁZARA, Leiziane Neves de. 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**. v. 13, n. 5, p. 101-134. Set./Out. 2012.

PORTUGAL, Murilo. **Como fazer os juros serem mais baixos no Brasil**: uma proposta dos bancos ao governo, Congresso, Judiciário e à sociedade. FEBRABAN. São Paulo, 2018.

RAMFUL, P. *The determinants of interest rate spread: empirical evidence on the mauritian banking sector*. **Bank of Mauritius**. May 2001.

RAY, Debraj. *Development Economics*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey, 1998.

REZENDE, Luiz Paulo Fontes de; SILVA, Fernanda Faria; CROCCO, Marco. Tecnologia de informação e comunicação no setor bancário brasileiro: a funcionalidade importa?. **Cadernos EBAP.BR**. v. 19, n. 4. Out./Dez. 2021.

ROTH, Jonathan; SANT'ANNA, Pedro; BILINSKI, Alyssa; POE, John. *What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature*. **Economics**. v. 1. Jan. 2022.

SANT'ANNA, Pedro H. C. 1 vídeo (1:35:33 horas). *Differences-in-Differences with Multiple Time Periods*. **Publicado pelo canal Taylor Wright**, 2021. Disponível em: <<https://www.youtube.com/watch?v=VLviaylakAo&t=952s>>. Acesso em: Jun./Ago. 2022.

SAUNDERS, Anthony; SCHUMACHER, Liliana. *The determinants of bank interest rate margins: an international study*. **Journal of International Money and Finance**. v. 19, p. 813-832, Dez. 2000.

SERRANO, Salvador Climent; PAVÍA, Jose M.; TOBOSO, Fernando. *Determinants of interest margins in Spain credit institutions before and after the 2008 financial crash*. **Banks and Bank Systems**. v. 12, Apr. 2017.

SOLOW, Robert M. *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. **The Quarterly Journal of Economics**. vol. 70, p. 65-94. Feb. 1956.

SUN, Liyang; ABRAHAM, Sarah. *Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects*. **Journal of Econometrics**. v. 225, p. 175-199. Dec. 2021.

SWAN, Trevor W. *Economic Growth and capital accumulation*. **Economic Record**. v. 32, p. 334-361. Nov. 1956.

TARUS, Daniel K.; CHEKOL, Yonas B.; MUTWOL, Milcah. *Determinants of Net Interest Margins of Commercial Banks in Kenya: A Panel Study*. **Procedia Economic and Finance**. v. 2, p. 199-208, 2012.

VALVERDE, Santiago Carbó; FERNÁNDEZ, Francisco Rodrigues. *The determinants of banking margins in European banking*. **Journal of Banking & Finance**. v. 31, p. 2043-2063, Jul. 2007.

WARTER, Liviu; WARTER, Iulian. *Can Mergers and Acquisitions improve banking Industry?*. **Euro and the European Banking System: Evolutions and Challenges**. Romania, Jun. 2015.

WERE, Maureen; WAMBUA, Joseph. *What Factors Drive Interest Rate Spread of Commercial Banks? Empirical Evidence from Kenya*. **Review of Development Finance**. Nairobi. n. 4, 2014.

WONG, Kit Pong. *On the determinants of bank interest margins under credit and interest rate risks*. *Journal of Banking & Finance*. v. 21, p. 251-271, Feb. 1997.

WORLD BANK. *Interest rate spread – by country*. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/FR.INR.LNDP>>. Acesso em: Mar. 2022.

APÊNDICE A

QUADRO A1 – PRINCIPAIS ESTUDOS SOBRE SPREAD BANCÁRIO PARA PAÍSES DESENVOLVIDOS

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Ho e Saunders (1981)	4º trimestre de 1976 ao 4º trimestre de 1979	Estados Unidos da América	Regressões Cross-Sectional	Varição da taxa de juros da economia (+); Prazo dos empréstimos (+); Concentração do mercado bancário (+); Tamanho do banco (-)
McShane e Sharpe (1985)	1962 a 1981	Austrália	Modelo de Correção de Erros (ECM)	Concentração de mercado (+); Risco de crédito (+); Incerteza da taxa básica de juros da economia (+); Proporção de empréstimos para pessoas físicas (+)
Angbazo (1997)	1989 a 1993	Estados Unidos da América	Mínimos Quadrados Generalizados (MQG)	Risco de crédito (+); Volatilidade da taxa básica de juros da economia (+); Nível de capital próprio (+); Qualidade de gestão (+); Reservas compulsórias (+); Nível de liquidez (-)
Saunders e Shumacher (2000)	1988 a 1995	Alemanha; Espanha; França; Reino Unido; Itália; Suíça; EUA	Regressões Cross-Sectional	Poder de mercado (+); Restrições nas taxas de juros sobre depósitos (+); Reservas compulsórias (+); Capital próprio / Ativos (+); Volatilidade da taxa básica de juros da economia (+)
Gambacorta (2004)	3º trimestre de 1993 ao 3º trimestre de 2001	Itália	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	Risco de crédito (+); Risco de liquidez (+); PIB (+); Inflação (+); Variação na taxa básica de juros da economia (+)
Maudos e Guevara (2004)	1993 e 2000	Alemanha; Espanha; França; Reino Unido; Itália	Efeitos Fixos	Poder de mercado (+); Volatilidade da taxa básica de juros da economia (+); Risco de crédito (+); Aversão ao risco (+); Custos operacionais (+); Custos implícitos (+); Reservas compulsórias (+); Qualidade de gestão (-)
Gropp <i>et al.</i> (2007)	2º trimestre de 1994 ao 4º trimestre de 2004	Bélgica; Alemanha; Espanha; França; Itália; Holanda; Áustria; Portugal; Finlândia	Efeitos Fixos	Inadimplência (+); Poder de mercado (+); Variação da taxa básica de juros da economia (+)
Valverde e Fernández (2007)	1994 a 2001	Alemanha; Espanha; França; Holanda; Itália; Reino Unido; Suécia	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Risco de crédito (+); Risco de liquidez (+); Ineficiência operacional (+); Capital próprio / Ativos (+); Volatilidade da taxa básica de juros da economia (+); Especialização (-)

Continua

Conclusão

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Hawtrey e Liang (2008)	1987 a 2001	14 Países da OCDE	MQO Agrupado; Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios; MQG	Poder de mercado (+); Custo operacional (+); Aversão ao risco (+); Risco de crédito (+); Volatilidade da taxa básica de juros da economia (+); Custos implícitos (+); Reservas compulsórias (+); Volume dos empréstimos (-); Eficiência gerencial (-)
Claeys e Vennet (2008)	1994 a 2001	31 Países da Europa	Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios	Eficiência operacional [(+)(-)]♥♣; Concentração de mercado [(+)(-)]♦; Nível de capitalização (+); Depósitos à vista e de Poupança / Depósitos totais (+); Empréstimo / Ativo (+); PIB (+)♣; Inflação (+); Variação da taxa básica de juros da economia (+)♣; Ganhos de escala (-)♣
Serrano <i>et al.</i> (2017)	2004 a 2012	Espanha	Efeitos Fixos	Depósitos / Ativo (+); Custos operacionais (+); Taxa de alavancagem (+); Variação da taxa básica de juros da economia (+); Eficiência bancária (-); Venda de ativos (-); Qualidade dos ativos (-); PIB (-); Inadimplência (-)*; Diversificação (-)
Angori <i>et al.</i> (2019)	2008 a 2014	19 Países da Zona do Euro	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Poder de mercado (+); Juros implícitos (+); Custos operacionais (+); Eficiência gerencial (+); Risco de crédito (+); Risco de mercado (+); Nível de capitalização (+); Variação da taxa básica de juros da economia (+); Requisitos de capital (+); Número de agências (+); Diversificação (-); Poder de supervisão (-); Taxa de desemprego (-); Inflação (-); PIB (-); Ações contra o risco moral (-)
<p>Nota: ♥Relação positiva para a Europa oriental (para países não aderentes à UE) e relação negativa para a Europa ocidental; ♦Relação positiva para os países aderentes à UE e relação negativa para os países não aderentes à UE; ♣Países não aderentes à União Europeia (UE); ♣Países aderentes à UE; *Pode estar ligado à falta de pagamento efetivo dos empréstimos.</p>				

Fonte: Adaptado de Nascimento (2021).

QUADRO A2 - PRINCIPAIS ESTUDOS SOBRE SPREAD BANCÁRIO PARA PAÍSES EM DESENVOLVIMENTO

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Brock e Suarez (2000)	1991 a 1996	Bolívia; Peru; Chile; Colômbia; Argentina; Uruguai; México	Regressões Cross-Sectional	Adequação de capital (+)*; Índice de liquidez (+)**; Ativos / Depósitos totais (+)**; Custo operacional (+); Inadimplência [(+)(-)]♦; Variação da taxa básica de juros da economia (+)♥; Inflação [(+)(-)]♣; PIB (-)
Ramful (2001)	1994 a 1999	Ilhas Maurício	Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios	Custo operacional (+); Risco de crédito (+); Poder de mercado (+); Reservas compulsórias (+)

Continua

Continuação

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Ngugi (2001)	Julho de 1991 a Dezembro de 1999	Quênia	Modelo de Correção de Erros (ECM)	Risco de crédito (+); Custos implícitos (+); Taxa de remuneração dos depósitos (+); Competitividade (-)
Brock e Frank (2003)	Julho de 1994 a Julho de 2001	Chile	Efeitos Fixos	Qualidade dos ativos [(+)(-)] [▲] ; Risco de crédito (+); Risco de liquidez (+); Juros implícitos (+); Ciclo de negócios (+); Taxa básica de juros da economia (+); Mudança regulatória em 1999 (+); Controle de capital (-); Eficiência da administração bancária (-); Tamanho das firmas bancárias (-); Controle de capital (-); Crise dos países asiáticos em 1997 (-)
Horvath (2009)	1º Trimestre de 2001 ao 1º Trimestre de 2006	República Tcheca	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	Ineficiência (+); Empréstimos / Ativo (+); Inflação (+); Adequação de capital (-); Tamanho das firmas (-)
Mujeri e Younus (2009)	2004 a 2008	Bangladesh	MQO Agrupado; Efeitos Fixos	Ineficiência (+); Falta de concorrência (+); Remuneração dos depósitos (+); Remuneração da poupança; <i>market share</i> do banco em relação aos depósitos (+); Reservas compulsórias (+); Receitas não provenientes de empréstimos / Ativo (-)
Gelos (2009)	1999 a 2002	85 Países, com foco em 14 Países da América Latina	Regressões Cross-Sectional; Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios	Despesas operacionais (+); Requisito de capital (+); Concentração de mercado (+); Tributação (+); Variação da taxa básica de juros da economia (+); Depósitos compulsórios (+); Tamanho do banco (-); PIB (-)
Maudos e Solís (2009)	1993 a 2005	México	Efeitos Fixos	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Poder de mercado (+); Custos operacionais (+); Aversão ao risco (+); Volatilidade da taxa básica de juros da economia (+); Risco de crédito (+); Tamanho das operações (+); Pagamento de juros implícitos (+); Receitas não provenientes de empréstimos (-); eficiência da gestão bancária (-)
Folawewo e Tennant (2009)	1988 a 2005	33 Países de renda média e baixa	MQO Agrupado; Efeitos Fixos; Mínimos Quadrados Generalizados (MQG)	Razão de empréstimos ao setor público (+); Taxa de desconto (+); Custo de fazer negócios (+); Reservas compulsórias (+)
Fungáčová e Poghosyan (2011)	1999 a 2007	Rússia	Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios	Custo operacional (+); Índice de capitalização (+); Risco de liquidez (-); Risco de crédito (-); Tamanho dos bancos (-)

Continua

Conclusão

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Chortareas <i>et al.</i> (2012)	1999 a 2006	9 Países da América Latina	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Risco de liquidez (+); Taxa de câmbio (+); Eficiência gerencial (-); PIB (-)
Tarus <i>et al.</i> (2012)	2000 a 2009	Quênia	MQO Agrupado; Efeitos Fixos	Custo operacional (+); Risco de crédito (+); Inflação (+); Eficiência operacional (-); Concentração de mercado (-); PIB (-)
Auguste e Cornejo (2013)	2º Trimestre de 2002 ao 4º Trimestre de 2012	Belize	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Poder de mercado (+); Risco de crédito (+); Reservas compulsórias (+)
Were e Wambua (2014)	2002 a 2011	Quênia	Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios	Risco de crédito (+); Custo operacional (+); ROA (+); Receita líquida de juros / Receita total (+); Concentração de mercado (+); Tamanho do banco (+); Taxa básica de juros da economia (+); Risco de liquidez (-); PIB (-)
Almarzoqi e Naceur (2015)	1998 a 2013	Ásia Central e Região do Cáucaso	Regressões Cross-Sectional; MQO Agrupado; Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios; GMM	Custo operacional (+); Poder de mercado (+); Tamanho do banco (+); Reservas compulsórias (+); Inflação (+); Taxa básica de juros da economia (+); Eficiência operacional (-); Receitas não provenientes de juros / Receita total (-)
Birchwood <i>et al.</i> (2017)	1998 a 2014	17 Países da América Central e Caribe	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	Custo operacional (+); Inadimplência (+); Ativos líquidos / Ativo total (+); Requerimentos de entrada (+); PIB (-); Controle estrangeiro (-); Diversificação (-); Transparência bancária (-)
<p>Nota: *Apenas para Bolívia e Colômbia; **Apenas para Bolívia, Colômbia e Peru; ♦Relação positiva para Colômbia e relação negativa para os demais países; ♥Todos, exceto Colômbia e Peru; ♣Relação positiva para Bolívia, Colômbia, Peru e Chile. E relação negativa com a Argentina; ♠Resultados ambíguos, dependendo da abordagem utilizada para medir o spread;</p>				

Fonte: Adaptado de Nascimento (2021).

QUADRO A3 - PRINCIPAIS ESTUDOS SOBRE SPREAD BANCÁRIO PARA PAÍSES DESENVOLVIDOS E EM DESENVOLVIMENTO

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Dermigiç-Kunt e Huizinga (1998)	1988 a 1995	80 Países desenvolvidos e em desenvolvimento	Mínimos Quadrados Ponderados (MQP)	Tamanho do banco (+); Concentração de mercado (+); Patrimônio líquido (+); Custos indiretos (+); Taxa de juros real (+); Inflação (+); Controle de capital estrangeiro [(+)(-)]*; Impostos diretos (+); Mercado de capitais / PIB (+); Impostos indiretos (-); Seguros sobre depósitos (-); Empréstimos / PIB (-); Cumprimento de contratos (-); Segurança jurídica (-)
Jorgensen e Apostolou (2013)	1995 a 2009	197 Países ou áreas econômicas, com foco no Brasil	Regressões Cross-Sectional	Inadimplência (+); Concentração de mercado (+); Ativos de capital (+); Reservas compulsórias (+); Volatilidade da taxa básica de juros da economia (+); PIB (+)
Oliveira e Barros (2021)	1996 a 2016	208 Países	Regressões Cross-Sectional; Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios	Custo operacional (+); Concentração de mercado (+); Diversificação da atividade bancária (-); Liquidez do mercado (-)
Nota: *Relação positiva para países em desenvolvimento e relação negativa para países desenvolvidos				

Fonte: Adaptado de Nascimento (2021).

QUADRO A4 - PRINCIPAIS ESTUDOS SOBRE SPREAD BANCÁRIO PARA O BRASIL

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Afanasieff <i>et al.</i> (2002)	Fevereiro de 1997 a Novembro de 2000	Brasil	Efeitos Fixos	Taxa básica de juros da economia (+); PIB (+); Tributação financeira (+); Tamanho do banco (+); Depósito à vista / Depósito total (+); Custo operacional (+); Liquidez do mercado (+); Receita de serviços / Receita total (+); Controle de capital estrangeiro (-); Fundos remunerados / Ativo (-)
Bignotto e Rodrigues (2005)	1º Trimestre de 2001 ao 1º Trimestre de 2004	Brasil	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	Custo administrativo (+); Risco de crédito (+); Liquidez (+); Tarifas (+); Reservas compulsórias (+); Taxa básica de juros da economia (+); Risco de juros (+); Tamanho dos bancos (+); Inflação (-); <i>Market share</i> (-)
Oreiro <i>et al.</i> (2006)	Janeiro de 1995 a Dezembro de 2003	Brasil	Modelo VAR	Volatilidade da taxa básica de juros (+); Nível da taxa básica de juros da economia (+); Produto industrial (+)

Continua

Conclusão

Estudo Empírico	Período Amostral	País/Região	Estimação	Determinantes do <i>Spread</i> Bancário
Dantas <i>et al.</i> (2011)	Janeiro de 2000 a Outubro de 2009	Brasil	MQO Agrupado; Efeitos Fixos; Modelo de Regressões Aparentemente Não-Relacionadas (SUR)	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Risco de crédito (+); Concentração de mercado (+); PIB (+); Tamanho dos bancos (-)
Almeida e Divino (2015)	1º Trimestre de 2001 ao 2º Trimestre de 2012	Brasil	Efeitos Fixos; Efeitos Aleatórios; MQG; GMM	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Custo administrativo (+); Concentração de mercado (+); Receita de serviços / Despesa administrativa (+); PIB (+); Diversificação (-)
Cavalcanti <i>et al.</i> (2021)	2º Trimestre de 2009 ao 2º Trimestre de 2016	Brasil	Método dos Momentos Generalizado (GMM)	<i>Spread</i> defasado em um período (+); Requisitos de capital de Basileia III (+); Despesas administrativas e operacionais (+); Tributação (+); Lucro líquido do banco (+); Taxa de desemprego da economia (+); Taxa básica de juros da economia (-)
Ornelas <i>et al.</i> (2022)	2005 a 2019	Brasil	Efeitos Fixos	Poder de mercado (+); Requerimento de colaterais (-); Tamanho das operações de crédito (-); Maturidade dos empréstimos (-); Número de contas da empresa em diferentes bancos (-); Duração do relacionamento [(+)(-)]*
Nota: *Relação positiva para os bancos privados (problema de hold-up) e relação negativa com os bancos públicos (ganhos informacionais)				

Fonte: Adaptado de Nascimento (2021).

APÊNDICE B

A tabela B1 mostra as estatísticas descritivas para as variáveis de interesse do estudo. No tocante ao *spread* bancário, foram excluídas 52 observações – 48 no limite inferior e 4 no limite superior – identificadas como *outliers*, visto que, utilizando a análise de Box Plot tais valores apresentaram bastante discrepância em relação aos demais. É importante ressaltar que nenhuma das observações envolve firmas bancárias que participaram do processo de fusão e aquisição.

TABELA B1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS DE INTERESSE

Variável	Mínimo	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máximo
SPREAD (N)	-475,0790	-1,7050	4,2930	2,1750	11,6920	583,2340
EFICIENCIA (%)	0,0910	1,0025	1,0437	1,0731	1,1114	5,0417
TAMANHO (%)	0,0004	0,0970	0,4978	9,8093	1,9792	984,6705
ROA (%)	-35,4000	0,0200	0,0900	0,1400	0,2700	31,1800
CREDITO (%)	-0,0651	1,7185	6,0271	8,9301	12,8571	90,9985

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022), IFDATA (2022) e Ipeadata (2022b).

Isto posto, o menor valor registrado para o *spread* bancário foi no primeiro semestre de 1998, com resultado de aproximadamente -475,08 para o Banco Destak S.A, o qual se transformou em uma empresa não financeira no primeiro semestre do ano seguinte. Tal valor é explicado por uma considerável despesa de captação apurada pelo banco no período. Por outro lado, o maior valor registrado para a variável citada foi de aproximadamente 583,23 para o Banco Patente S.A, no primeiro semestre de 1999, mesmo período em que o banco teve suas operações terminadas. Como o banco citado estava em processo de encerramento das operações, o saldo de crédito dele, no período citado, era consideravelmente baixo, e como esse saldo é utilizado no denominador da fórmula de cálculo do *spread*, acabou gerando esse valor “elevado”. No mais, a média registrada para o *spread* bancário das instituições, entre o primeiro semestre de 1995 e o último semestre de 2021, foi de aproximadamente 2,18 pontos percentuais.

Para a eficiência bancária, a tabela B1 mostra que o menor valor foi de aproximadamente 0,09, registrado para o Banco HNF S.A no segundo semestre de 1997. Nesse período o banco vinha apresentando forte redução nas receitas totais, o que colaborou para sua transformação em empresa não financeira no primeiro semestre de 1999. Em contraste, o valor de aproximadamente 5,04, registrado pelo conglomerado Cunha Guedes no primeiro semestre de 2013, foi o maior valor registrado para a série, e foi impulsionado por

um considerável aumento das receitas totais do banco que foram aumentadas pelas operações recorde com títulos e valores mobiliários e instrumentos financeiros derivativos. Ainda, a média registrada para a variável foi de aproximadamente 1,07.

No que tange o tamanho dos bancos, há uma variabilidade considerável e grande amplitude da série. A menor porcentagem foi registrada para o banco de investimento Induscred no segundo semestre de 2019, com valor de 0,0004% do PIB. O banco apresentou uma considerável redução em seus ativos ao longo da segunda década do século XXI, o que ajudou na formação do resultado. No que lhe diz respeito, o maior valor foi registrado pelo Banco Bradesco no segundo semestre de 1995, em que o total de ativos do banco era aproximadamente 9,8 vezes maior que o PIB brasileiro, um valor bastante expressivo. É importante ressaltar que, ao excluir esse valor da amostra os resultados não se alteram, por isso ele foi mantido. No mais, a média para a variável foi de aproximadamente 9,81% do PIB.

Sobre a rentabilidade bancária, a média apurada no período foi de 0,14%, o que é consideravelmente baixo. Um fator que ajuda a explicar esse resultado é a lucratividade negativa que muitos bancos apresentaram no final dos anos 90, durante a estabilização de preços e a consolidação bancária. O menor valor para o ROA foi de -35,40%, apurado pelo Banco do Estado do Maranhão (BEM) no primeiro semestre de 1997, período em que a instituição teve prejuízo recorde, dando sequência a vários semestres de lucratividade negativa, situação corriqueira para os bancos estaduais da época. Em discrepância, o Banco Rendimento registrou a maior rentabilidade do período, com valor de 31,18% no primeiro semestre de 1995, resultado que foi, muito provavelmente, impulsionado pelos ganhos inflacionários antes da estabilização de preços, visto que a rentabilidade da instituição apresenta forte tendência de queda nos períodos seguintes.

Por último, a disponibilidade de crédito das instituições, medida pela razão entre as operações de crédito e o ativo total, foi de aproximadamente 8,93%. O valor negativo de aproximadamente -0,07%, o menor da série, é explicado pelo valor também negativo do saldo de crédito registrado pelo Banco Euroinvest no primeiro semestre de 1996. Já no segundo semestre do mesmo ano, a OMNI Financeira chegou a ter aproximadamente 91% dos seus ativos compostos por operações de crédito. Tal valor, que é bastante expressivo, e se explica pelo ramo de atuação da empresa, a qual apresenta valores acima da média para quase todos os períodos.

TABELA B2 – FUSÕES E AQUISIÇÕES IDENTIFICADAS NO ESTUDO

Adquirente	Adquirido	Data	Adquirente	Adquirido	Data
Bilbao Vizcaya	Econômico	12/1995	Bradesco	Bancocidade	12/2001
Unibanco	Nacional	06/1996	Bradesco	Ford	12/2001
Itaú	BANERJ	12/1996	Bradesco	Mercantil SP	12/2001
BCN	Bisa-Itamarati	12/1996	Itaú	BBA-Creditanstalt	06/2002
Banco General Eletric	Mappin	12/1996	Unibanco	Ponto frio	06/2002
HSBC	Bamerindus	06/1997	Bradesco	Bilbao Vizcaya	12/2002
Bradesco	BCN	06/1997	Itaú	FIDIS	12/2002
Lloyds	Multiplic	06/1997	HSBC	Lloyds	06/2003
Santander	Bozano,Simonsen	12/1997	ABN Amro	Sudameris	06/2003
Bradesco	Dibens	12/1997	Rural	Sul América	06/2003
Bradesco	Credireal	12/1997	Bankboston	Bank of America	12/2003
Santander	Noroeste	12/1997	Bradesco	BEM	12/2003
Sudameris	América do Sul	06/1998	Unibanco	BNL	12/2003
Bradesco	BCR	06/1998	Bradesco	ZOGBI	12/2003
Itaú	Bemge	06/1998	Société Générale	Cacique	06/2004
Bradesco	Pontual	06/1998	Grupo Seculus-Semear	Emblema	12/2004
BTG	Sistema	06/1998	Bradesco	Amex	12/2005
ABN Amro	BANDEPE	12/1998	Bradesco	BEC	12/2005
Bradesco	BANEBE	06/1999	Itaú	Bankboston	06/2006
ING	Fenícia	06/1999	Scotiabank	Dresdner	12/2006
ABN Amro	Banco Real	12/1999	Société Générale	Pecúnia	12/2006
Unibanco	Credibanco	12/1999	Bradesco	BMC	06/2007
HSBC	Republic Nation	12/1999	BB	BESC	06/2008
Unibanco	Bandeirantes	06/2000	Itaú	Unibanco	06/2008
Itaú	Banestado	06/2000	Santander	ABN Amro	06/2008
Bradesco	Boavista	06/2000	BNP Paribas	BGN	12/2008
HSBC	CCF Brasil	06/2000	BB	Nossa caixa	06/2009
Unibanco	Fininvest	06/2000	Rendimento	Concordia	06/2010
JP Morgan Chase	Graphus	06/2000	Original	Matone	12/2010
Santander	Meridional	06/2000	BMG	Schahin	06/2011
Santander	Banespa	12/2000	Voiter	Intercap	06/2013
Unibanco	Morada	12/2000	Andbank	Lemon Bank	12/2014
Itaú	BEG	06/2001	CCB	BIC	12/2014
BBA-Creditanstalt	Icatu	06/2001	Haitong	BES	12/2015
ABN Amro	Paraiban	12/2001	Bradesco	HSBC	06/2016

Continua

Adquirente	Adquirido	Data	Adquirente	Adquirido	Conclusão Data
Santander	PSA Finance	06/2016	OMNI	Pecúnia (Société Générale*)	12/2016
Agibank	Agiplan	12/2016	C6 Bank	FICSA	12/2019
Bocom	BBM	12/2016	BTG	Ourinvest	12/2019
Itaú	Citibank	12/2016	Credit Suisse	Modal	06/2021

Nota: *A OMNI comprou o banco Pecúnia que pertencia ao conglomerado do Société Générale.

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Bacen (2022c), do endereço virtual das próprias instituições e notícias veiculadas na imprensa brasileira.

TABELA B3 – COMPOSIÇÃO DO GRUPO DE TRATAMENTO E DO GRUPO DE CONTROLE AO LONGO DO ESTUDO

Data	Grupo			Data	Grupo		
	Tratamento	Controle	Total		Tratamento	Controle	Total
06-1995	0	161	161	12-2008	14	77	91
12-1995	1	162	163	06-2009	14	75	89
06-1996	2	155	157	12-2009	14	73	87
12-1996	5	150	155	06-2010	14	73	87
06-1997	8	150	158	12-2010	14	72	86
12-1997	8	146	154	06-2011	16	71	87
06-1998	10	136	146	12-2011	16	71	87
12-1998	11	133	144	06-2012	16	69	85
06-1999	13	125	138	12-2012	16	68	84
12-1999	13	119	132	06-2013	17	67	84
06-2000	14	112	126	12-2013	16	67	83
12-2000	14	101	115	06-2014	16	68	84
06-2001	14	98	112	12-2014	17	66	83
12-2001	14	96	110	06-2015	19	63	82
06-2002	14	91	105	12-2015	19	63	82
12-2002	13	91	104	06-2016	19	62	81
06-2003	13	86	99	12-2016	21	60	81
12-2003	12	86	98	06-2017	22	59	81
06-2004	13	82	95	12-2017	22	57	79
12-2004	13	81	94	06-2018	22	57	79
06-2005	14	82	96	12-2018	22	58	80
12-2005	14	82	96	06-2019	22	59	81
06-2006	14	80	94	12-2019	23	57	80
12-2006	13	81	94	06-2020	23	56	79
06-2007	14	81	95	12-2020	23	56	79
12-2007	14	79	93	06-2021	25	53	78
06-2008	15	77	92	12-2021	25	51	76

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Bacen (2022a).

QUADRO B1 – INSTITUIÇÕES CONSIDERADAS NA AMOSTRA

ABC-Brasil	BEM	Credireal	Honda
ABN Amro	BEMGE	Credit Agricole	HSBC
Agibank	BESC	Credit Suisse	IBM
Alfa	BFI	Crefisa	Icatu
América do Sul	BGN	Crefisul	Induscred
American Express	Bilbao Vizcaya	Cruzeiro do Sul	Industrial do brasil
Amex	Bisa-Itamarati	Cunha Guedes	ING
Andbank	BMC	Dacasa Financeira	Inter
Araucária	BMD	Daycoval	Inter-Atlantico
Arbi	BMG	Destak	Intercap
Axial	BMW	Deutsche	Interfinance
Banco General Eletric	BNL	Dibens	Interunion
Banco Real	BNP Paribas	Dimensão	Investor
Banco Sicoob	Boavista	Econômico	Itaú
Bancocidade	Bocom	Empresarial	John Deere
Bancred	Bofa Merrill Lynch	Equatorial	JP Morgan
Bandeirantes	Bozano,Simonsen	Euroinvest	JP Morgan Chase
BANDEPE	BR Partners	Fator	Lavra
BANEB	Bradesco	Fenicia	Lecca
BANERJ	BRB	Fibra	Lloyds
Banespa	Brookfield	Ficrisa	Madel Malcon
Banestado	BTG Pactual	FICSA	Mappin
Banestes	C6 Bank	FIDIS	Martinelli
Banex	Cacique	Finansinos	Master
Banfort	Caixa Econômica Federal	Fininvest	Matrix
Banif	Caixa geral	Fonte	Mercantil de Pernambuco
Bank of America	Cambial	Ford	Mercantil do Brasil
Bankboston	Cargill	Genial	Mercantil SP
Banorte	Caterpillar	Gerdau	Mercedes-Benz
Banrisul	CCB	Girobank	Meridional
Barclays	CCF Brasil	GMAC	Mil
Barigui	Cedula	Goldman Sachs	Misasi
BB	Cindan	Graphus	Mizuho
BBA-Creditanstalt	Citibank	Grupo Bonsucesso - BS2	Modal
BBC	Concórdia	Grupo OK	Morada
BCN	Consell	Grupo Seculus-Semear	Multiplic
BCR	Cotia	Gulfinvest	Mundial
BEC	Credibanco	Haitong	Nacional
BEG	Credibel	HNF	Norchem

Continua

			Conclusão
Noroeste	Ponto frio	Santos Neves	Tullett Prebon Brasil
Nossa Caixa	Pontual	Schahin	UBS
Novo Norte/Varig	Porto Seguro	Scotiabank	Unibanco
Nubank	Produban	Sicredi	Uniletra
Oboe	Progresso	Sistema	United
OMNI	Prosper	Société Générale	Universal
Original	PSA Finance	Socopa	Veja
Ourinvest	Rabobank	Sofisa	Vetor
Pan	Rendimento	Solidus	Voiter
Paraiban	Republic Nation	Sudameris	Volkswagen
Paraná banco	Rodobens	Sul America	Volvo
Patente	Royal	Tecnicorp	Votorantim
PEBB	Rural	Tendencia	VR
Pecúnia	Safra	Theca	XP
Pernambucanas	Santander	Tokyo-Mitsubishi	Zogbi
Pine	Santinvest	Toyota	
Planibanc	Santos	Triangulo	

Fonte: Bacen (2022d).

QUADRO B2 – TIPOS DE CONSOLIDAÇÃO BANCÁRIA

Tipo	Descrição
B1	Instituição individual do tipo Banco Comercial, Banco Múltiplo com Carteira Comercial ou caixas econômicas e Conglomerado composto de pelo menos uma instituição do tipo Banco Comercial, Banco Múltiplo com Carteira Comercial ou caixas econômicas
B2	Instituição individual do tipo Banco Múltiplo sem Carteira Comercial ou Banco de Câmbio ou Banco de Investimento e Conglomerado composto de pelo menos uma instituição do tipo Banco Múltiplo sem Carteira Comercial ou Banco de Investimento, mas sem conter instituições do tipo Banco Comercial e Banco Múltiplo com Carteira Comercial
N1	Instituição não bancária atuante no mercado de crédito
N2	Instituição não bancária atuante no mercado de capitais
B3S	Cooperativa de Crédito Singular
Outras Atividades	Outras atividades não enquadradas anteriormente

Fonte: Bacen (2022d).

Para construção do teste de placebo, cujos resultados são apresentados na tabela 17, primeiro foram escolhidos os grupos de tempo em que compõem a análise do *spread* bancário e as unidades que efetivamente foram tratadas foram desconsideradas. Para os primeiros

grupos, foram sorteadas aleatoriamente dez instituições para receber o falso tratamento, depois cinco instituições e, por último, duas instituições (o número de bancos sorteados cai, conforme o número de unidades na amostra diminui). Para o sorteio utilizou-se a função “ALEATÓRIOENTRE” da ferramenta Microsoft Excel.

QUADRO B3 – INSTITUIÇÕES SORTEADAS PARA O TESTE DE PLACEBO

Período	Instituições Sorteadas	Período	Instituições Sorteadas
1996-12	BEM BOZANO,SIMONSEN FIDIS ICATU JP MORGAN LAVRA MIZUHO MORADA SCHAHIN TECNICORP	2008-06	ARBI CARGILL DAYCOVAL DEUTSCHE FATOR MASTER MERCEDES-BENZ SAFRA SICREDI UNILETRA
1997-12	AXIAL BANCO REAL CRUZEIRO DO SUL FINANSINOS FININVEST GERDAU INTERCAP PONTO FRIO SOLIDUS OURINVEST	2011-06	BANESTES BANRISUL BROOKFIELD CREDIT AGRICOLE CUNHA GUEDES IBM MERCANTIL DO BRASIL RABOBANK RODOBENS VOLKSWAGEN
2000-06	ALFA AMEX BANEX BMC BNL FIBRA FICSA INDUSCRED NOSSA CAIXA PECUNIA	2015-06	BR PARTNERS HONDA PAN PINE SOFISA
		2016-12	CEDULA GENIAL PARANÁ BANCO TOKYO-MITSUBISHI TOYOTA
2004-06	BANIF BMW BRB DACASA FINANCEIRA JOHN DEERE PERNAMBUCANAS PROSPER PSA FINANCE TRIANGULO VR	2017-06	CAIXA GERAL CATERPILLAR

Fonte: Elaboração Própria (2023).

APÊNDICE C

TABELA C1 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O SPREAD DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO

Variável Dependente: SPREAD					
Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa
-51	29,8347 *	-17	-1,1786	17	-4,8356
-50	31,9989 *	-16	2,3622	18	-5,0857
-49	-102,3281 *	-15	-1,5637	19	-6,8913
-48	31,7289 *	-14	3,1794	20	-8,3719
-47	-18,3891 *	-13	4,2244	21	-7,6337
-46	-46,8506 *	-12	-4,9099	22	-6,9726
-45	46,9820 *	-11	13,3989	23	-5,4953
-44	13,8002	-10	-8,7555	24	-9,3387
-43	9,6060 *	-9	9,9085	25	-9,0613
-42	-12,2477	-8	8,7108	26	-7,9373
-41	9,5009	-7	-20,5898	27	-7,7876
-40	3,0769	-6	-4,3542	28	-11,9414 *
-39	-7,8016	-5	-6,6628	29	-11,8415 *
-38	3,9911	-4	4,0075	30	-9,5386
-37	-4,3947	-3	5,0833	31	-13,5091 *
-36	2,8589	-2	1,7965	32	-12,9348 *
-35	1,5345	-1	-3,8644	33	-11,5129 *
-34	0,7396	0	-1,4649	34	-13,2131 *
-33	-3,9792	1	-3,3152	35	-18,4984 *
-32	1,0949	2	-6,0927	36	-17,8739 *
-31	-7,5012	3	-10,6972	37	-15,5055 *
-30	4,1560	4	-10,2298	38	-16,3376 *
-29	3,8997	5	-8,8608	39	-16,4521 *
-28	-5,6007	6	-8,5295	40	-14,3884 *
-27	-1,5167	7	-9,2421	41	-16,0016 *
-26	6,9435	8	-8,5912	42	-14,6217 *
-25	-1,6251	9	-7,1950	43	-13,9997 *
-24	-4,4417	10	-8,8042	44	-12,0542 *
-23	8,7767	11	-6,3009	45	-14,4188 *
-22	2,3714	12	-4,3569	46	-14,0371 *
-21	-5,3461	13	-4,9880	47	-13,7752 *
-20	9,7271	14	-4,6374	48	-14,1251 *
-19	-10,1327	15	-6,0975	49	-12,7559
-18	7,3348	16	-5,3525	50	-14,6834

Períodos de Antecipação: 0

Número de Observações: 5.260

Grupo de Controle: Não tratados até o momento

Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: *Banda de Confiança Simultânea Diferente de 0, com $1 - \alpha = 95\%$

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme mostrado na tabela C2, os resultados para os placebos – períodos antes do efetivo tratamento – indicam plausibilidade na aceitação do pressuposto de tendências paralelas condicionais, ao considerar a variável eficiência bancária, visto que apenas o

período -19 apresentou significância estatística, de modo que o mesmo encontra-se consideravelmente distante do espaço de tempo imediatamente anterior ao tratamento, a exemplo do que ocorre com a variável *spread* bancário.

TABELA C2 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA A EFICIÊNCIA BANCÁRIA DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO

Variável Dependente: Logaritmo Natural (EFICIENCIA)					
Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa
-43	-2,2158	-11	-0,0411	21	0,4914
-42	-0,0231	-10	-0,1964	22	0,7218
-41	0,2561	-9	0,0945	23	0,7420
-40	0,5223	-8	0,2917	24	0,8340
-39	0,1942	-7	-0,0270	25	0,7320
-38	-0,1769	-6	-0,0888	26	0,5644
-37	-0,9330	-5	0,0450	27	0,6052
-36	1,0487	-4	0,1391	28	0,6780
-35	-0,8978	-3	-0,1003	29	0,5508
-34	0,5783	-2	0,0359	30	0,7031
-33	-0,2996	-1	0,0688	31	0,6082
-32	-0,1661	0	0,0298	32	0,5766
-31	0,1388	1	-0,0188	33	0,5546
-30	-0,1398	2	0,0565	34	0,6500
-29	0,2526	3	0,0916	35	0,4492
-28	0,0831	4	0,2364	36	0,5485
-27	-0,0029	5	0,2124	37	0,6131
-26	0,0907	6	0,1831	38	0,6714
-25	-0,0021	7	0,2498	39	0,6295
-24	0,9448	8	0,2541	40	0,8763
-23	0,0287	9	0,2705	41	0,6926
-22	0,0233	10	0,2572	42	0,8848
-21	-0,1467	11	0,2764	43	0,9897
-20	-0,0826	12	0,1937	44	1,1960
-19	0,2773 *	13	0,4125	45	1,2115
-18	0,1727	14	0,5561	46	1,5377
-17	-0,0628	15	0,6384	47	1,2343
-16	-0,1216	16	0,6797	48	0,9819
-15	-0,0624	17	0,8520	49	1,1349
-14	0,1859	18	0,6315	50	-0,4305
-13	-0,1755	19	0,5639		
-12	0,1322	20	0,5053		

Períodos de Antecipação: 0 Número de Observações: 5.270
 Grupo de Controle: Não tratados até o momento
 Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: *Banda de Confiança Simultânea Diferente de 0, com $1 - \alpha = 95\%$

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Por sua vez, a tabela C3 permite a verificação do pressuposto de tendências paralelas considerando o tamanho das firmas bancárias, e, uma vez mais, os resultados são bastante parecidos com as saídas para o *spread* bancário. Para a variável em questão, 4 dos 51 períodos

de placebo apresentam significância estatística, de modo que todos eles se encontram distantes do período 0, corroborando, novamente, o pressuposto de tendências paralelas condicionais.

TABELA C3 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO

Variável Dependente: Logaritmo Natural (TAMANHO)					
Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa
-51	-1,8904 *	-17	0,1592	17	0,2040
-50	2,3872 *	-16	-0,0246	18	0,3870
-49	0,2368	-15	0,0423	19	0,4008
-48	-0,4646 *	-14	-0,0512	20	0,4049
-47	-0,2676	-13	0,0254	21	0,4092
-46	-0,2734	-12	-0,0099	22	0,7401
-45	0,0665	-11	0,0470	23	0,7569
-44	0,1838	-10	0,0562	24	0,8549
-43	0,5723	-9	0,0389	25	0,7551
-42	-0,0420	-8	-0,0731	26	0,7260
-41	-0,2819	-7	0,0902	27	0,6800
-40	-0,3174	-6	-0,1154	28	0,9844
-39	0,1369	-5	-0,0641	29	1,0803
-38	0,1873	-4	-0,2066	30	1,0212
-37	0,1125	-3	0,0249	31	0,9762
-36	-0,0889	-2	0,0307	32	1,0009
-35	0,2310	-1	-0,0605	33	0,9698
-34	-0,2625 *	0	0,0432	34	0,8804
-33	0,1802	1	0,3698	35	0,8686
-32	0,1220	2	0,3709	36	0,5001
-31	-0,0568	3	0,4243	37	0,6049
-30	0,0450	4	0,2707	38	0,5492
-29	-0,1599	5	0,2131	39	0,6404
-28	-0,0464	6	0,2454	40	0,4960
-27	-0,0113	7	0,3531	41	0,5990
-26	-0,0845	8	0,5380	42	0,6403
-25	-0,0190	9	0,3369	43	0,6678
-24	0,0169	10	0,4092	44	0,8782
-23	-0,0761	11	0,2962	45	0,8943
-22	0,0486	12	0,3200	46	0,9061
-21	-0,0739	13	0,2619	47	0,7658
-20	0,1015	14	0,3247	48	0,7755
-19	-0,1304	15	0,2966	49	-0,4717
-18	-0,1518	16	0,2725	50	1,2901 *

Períodos de Antecipação: 0

Número de Observações: 5.276

Grupo de Controle: Não tratados até o momento

Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: *Banda de Confiança Simultânea Diferente de 0, com $1 - \alpha = 95\%$

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

TABELA C4 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES SOBRE A RENTABILIDADE DAS FIRMAS BANCÁRIAS DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO

Variável Dependente: ROA					
Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa
-42	0,1974	-11	0,0701	20	-1,2813
-41	-1,8955	-10	0,0545	21	-1,3080
-40	-0,3048	-9	0,0062	22	-1,9796
-39	0,3433	-8	-0,2743	23	-1,9691
-38	-0,9804	-7	-0,1391	24	-1,9711
-37	-0,1620	-6	-0,0238	25	-1,9374
-36	0,1702	-5	-0,2118	26	-1,9614
-35	-0,1431	-4	0,0855	27	-1,9348
-34	0,1292	-3	1,1257	28	-2,4158
-33	-0,1281	-2	0,2061	29	-2,4080
-32	-0,1439	-1	-0,3357	30	-2,3983
-31	0,1071	0	-1,1884	31	-2,4163
-30	-0,1329	1	-0,9141	32	-2,3968
-29	-0,1022	2	-0,9736	33	-2,3884
-28	0,0283	3	-1,0103	34	-2,3775
-27	-0,0263	4	-1,0149	35	-2,3515
-26	0,0639	5	-0,9535	36	-2,3565
-25	0,0334	6	-0,8630	37	-2,3572
-24	-0,2650	7	-0,9795	38	-2,3503
-23	0,3244	8	-0,9662	39	-2,3532
-22	-0,0441	9	-0,9233	40	-2,3545
-21	0,0158	10	-0,9608	41	-2,3525
-20	0,1164	11	-0,9899	42	-2,3608
-19	-0,0763	12	-1,1548	43	-2,3509
-18	-0,0085	13	-0,9448	44	-3,1385
-17	0,0907	14	-1,2860	45	-3,1589
-16	-0,0522	15	-1,1112	46	-3,1606
-15	-0,0422	16	-1,1321	47	-3,1617
-14	-0,0482	17	-1,0827	48	-3,1420
-13	0,1374	18	-1,3111	49	0,0013
-12	-0,0761	19	-1,3047	50	-0,0629
Períodos de Antecipação: 0			Número de Observações: 4.841		
Grupo de Controle: Não tratados até o momento					
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)					

Nota: *Banda de Confiança Simultânea Diferente de 0, com $1 - \alpha = 95\%$

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Os resultados para os períodos de falso tratamento envolvendo a rentabilidade sobre os ativos das instituições financeiras representam um cenário bastante propício para a aceitação do pressuposto de tendências paralelas condicionais, visto que todos os grupos anteriores ao tratamento não apresentam significância estatística, conforme mostrado na tabela C4. Pela característica do banco de dados sobre o lucro líquido, utilizado para a construção da variável ROA, há uma considerável falta de informações para os semestres anteriores a 06-2000, diferente das demais variáveis analisadas. Assim, pode-se emergir o questionamento que o

pressuposto de tendências paralelas poderia ser válido apenas para o período em que os dados são completos.

TABELA C5 – EFEITO DINÂMICO DAS FUSÕES E AQUISIÇÕES PARA A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS DURANTE OS SEMESTRES DO ESTUDO

Variável Dependente: Logaritmo Natural (CREDITO)					
Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa	Tempo do Evento	Estimativa
-51	1,1998 *	-17	-0,1145	17	0,0907
-50	-2,3667 *	-16	0,0953	18	0,1245
-49	-0,2810	-15	-0,0031	19	0,1815
-48	0,6137 *	-14	0,0458	20	0,2209
-47	-1,5532 *	-13	0,0838	21	0,1921
-46	-0,1555	-12	0,0591	22	0,0353
-45	-0,2792	-11	-0,0424	23	-0,4263
-44	1,6280 *	-10	-0,1337	24	-0,1884
-43	-0,2670	-9	-0,1894	25	-0,5871
-42	0,2822	-8	0,1086	26	-0,2276
-41	0,2321	-7	-0,0808	27	0,0153
-40	0,1680	-6	0,0607	28	0,0371
-39	-0,1968	-5	0,0777	29	-0,0501
-38	-0,1236	-4	0,2347	30	-0,0327
-37	-0,1731	-3	-0,0364	31	-0,1222
-36	0,1640	-2	-0,1637	32	0,0045
-35	-0,2265	-1	0,2005	33	-0,0757
-34	0,3965	0	0,0422	34	0,1587
-33	-0,2909	1	-0,0457	35	-0,0073
-32	-0,0991	2	0,0019	36	0,3120
-31	0,0231	3	-0,1205	37	0,2122
-30	-0,1047	4	0,0810	38	0,2378
-29	0,2583	5	0,0820	39	0,2420
-28	0,4767	6	0,0663	40	0,4064
-27	-0,2268	7	0,1526	41	0,2823
-26	0,1192	8	-0,1063	42	0,3791
-25	-0,0390	9	0,0253	43	0,3377
-24	-0,0488	10	-0,0518	44	0,4155
-23	0,0777	11	-0,0206	45	0,3350
-22	-0,0730	12	-0,0757	46	0,2997
-21	0,0520	13	0,0057	47	0,4946
-20	-0,1108	14	0,0717	48	0,4388
-19	0,2723	15	0,0496	49	0,6556
-18	-0,0051	16	0,1128	50	-0,7064

Períodos de Antecipação: 0

Número de Observações: 5.272

Grupo de Controle: Não tratados até o momento

Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)

Nota: *Banda de Confiança Simultânea Diferente de 0, com $1 - \alpha = 95\%$

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Por último, a tabela C5 mostra os resultados dinâmicos do efeito das fusões e aquisições sobre a disponibilidade de crédito das firmas bancárias. Em relação aos períodos

de falso tratamento (placebo) os resultados também são próximos aos encontrados para o *spread* bancário, de modo que 5 dos 51 grupos apresentaram significância estatística e todos eles estão entre os grupos -44 e -51, também distantes do período 0. Diante do exposto, levando em consideração os resultados para todas as variáveis de interesse analisadas, parece plausível a aceitação do pressuposto de tendências paralelas condicionais.

TABELA C6 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A EFICIÊNCIA BANCÁRIA. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE E PERÍODOS DE ANTECIPAÇÃO

Variável Dependente: Logaritmo Natural (EFICIENCIA)				
Antecipação	ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
T = 0	0,0363	0,0547	-0,1047	0,1773
T = 1	-0,0370 **	0,0169	-0,0701	-0,0039
T = 2	-0,0576 ***	0,0203	-0,1100	-0,0053
T = 3	-0,0082	0,0208	-0,0618	0,0454
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo de Tratamento	Estimativa Conforme os Períodos de Antecipação			
	T = 0	T = 1	T = 2	T = 3
12-1996	-0,1053 ***	0,0205	-0,0587	-
06-1997	-0,0809 ***	-0,0672 **	-0,0236	-0,1011**
12-1997	0,1005	0,0116	-0,0203	-0,1176
06-2000	-0,0257	-0,1682 ***	-0,0662	-0,0940 **
06-2004	0,0221	0,0279	-0,0207	-0,0230
06-2008	0,0035	-0,0277 **	0,0009	-0,0175
06-2011	0,2463 **	-0,1369	-0,1643 **	0,0499
06-2013	-0,1442 ***	-0,1297 ***	-0,1607 ***	0,0612 ***
06-2015	0,2385 ***	0,1247	-0,0786 ***	0,0393
12-2016	0,0050	0,0169	0,0132	0,0100
06-2021	-0,0388	-0,0323	-0,0190	0,0344
Grupo de Controle: Não tratados até o momento			Número de Observações: 5.270	
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				
Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.				
T = Períodos de Antecipação				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Os resultados da tabela C6 são bastante parecidos com os resultados do *spread* bancário, apresentados na tabela 16. Primeiro, o efeito geral é estatisticamente significativo para os modelos com um e dois períodos de antecipação, diferente do modelo base que não apresenta significância estatística. Para os grupos de tratamento, as mudanças mais significativas estão no segundo semestre de 1996, que perde significância estatística para todos os períodos de antecipação, além do primeiro semestre de 2011 e primeiro semestre de

2015, que se tornam não significativos estatisticamente para um e três períodos de antecipação.

Já para o primeiro semestre de 2000 e primeiro semestre de 2008, os quais não são estatisticamente significativos no modelo base, ocorre o contrário, já que os mesmos se tornaram significativos no modelo com um semestre de antecipação. Diante do exposto, parece plausível que a hipótese de antecipação também se aplique à variável eficiência das firmas bancárias.

TABELA C7 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE E PERÍODOS DE ANTECIPAÇÃO

Variável Dependente: Logaritmo Natural (TAMANHO)				
Antecipação	ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
T = 0	0,3484 **	0,1393	0,0753	0,6214
T = 1	0,2803 **	0,1426	0,0004	0,5599
T = 2	0,3183 **	0,1373	0,0491	0,5874
T = 3	0,3320 **	0,1542	0,0298	0,6343
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo de Tratamento	Estimativa Conforme os Períodos de Antecipação			
	T = 0	T = 1	T = 2	T = 3
12-1996	0,7801 ***	0,0012	0,8223 ***	-
06-1997	-1,9750 ***	-1,9794 ***	-3,1611 ***	-1,8576 ***
12-1997	3,2095 ***	3,4534 ***	3,8657 ***	3,3521 ***
06-2000	0,0160	0,1337	0,2101	0,2603
06-2004	1,8039 ***	1,5838 ***	1,9369 ***	1,5695 ***
06-2008	-0,2764	-0,5235	0,1985	0,2972
06-2011	0,4157	0,4827	0,4919	0,5674
06-2013	-0,5487 ***	-0,7678 ***	-1,5886 ***	-1,2856 ***
06-2015	-0,0403	-0,0608	-0,1411	-0,3268
12-2016	0,0041	0,0199	0,1974	0,1662
06-2021	0,7221 ***	0,7982 ***	0,6166 ***	0,5084 ***
Grupo de Controle: Não tratados até o momento			Número de Observações: 5.276	
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				
Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%. T = Períodos de Antecipação				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Conforme mostrado na tabela C7, não há grandes alterações na magnitude e na significância estatística do ATT Geral para os modelos que consideram períodos de antecipação, em relação ao modelo base. Já em relação aos grupos de tratamento, para todos eles, há um aumento no efeito do tratamento quando se considera períodos de antecipação,

corroborando mais uma vez a possibilidade das instituições financeiras anteciparem suas decisões estratégicas na eminência de uma possível fusão ou aquisição.

Para a rentabilidade das instituições financeiras, o valor do ATT Geral aumenta com a inclusão de um e dois semestres de antecipação e mantém a significância estatística para o intervalo de confiança de 99%. Entretanto, diminui drasticamente com a inclusão de três períodos de antecipação, em que o efeito se aproxima de zero e perde significância estatística, considerando o intervalo de confiança de 90%, conforme mostrado na tabela C8. Em relação aos grupos de tratamento, os resultados são bastante heterogêneos, embora aqueles grupos que inicialmente – sem antecipação – eram estatisticamente significativos não apresentam mudanças consideráveis para um e dois períodos de antecipação. Um ponto de atenção está no grupo do primeiro semestre de 2008, que se torna positivo e estatisticamente significativo com um período de antecipação. Em suma, parece haver certa evidência de que as instituições financeiras podem antecipar suas decisões sobre variáveis que impactam sua rentabilidade.

TABELA C8 – IMPACTO DAS F&A PARA O RETORNO SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE E PERÍODOS DE ANTECIPAÇÃO

Variável Dependente: ROA				
Antecipação	ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
T = 0	-0,9461 ***	0,1952	-1,4488	-0,4434
T = 1	-1,2321 ***	0,1524	-1,6246	-0,8396
T = 2	-0,9963 ***	0,1259	-1,3206	-0,6721
T = 3	0,0071	0,0481	-0,1168	0,1311
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo de Tratamento	Estimativa Conforme os Períodos de Antecipação			
	T = 0	T = 1	T = 2	T = 3
12-1996	-0,1219	-0,0035	-0,1760 ***	-
06-1997	-0,0151	0,0009	0,0435	-0,0666
12-1997	-9,5549 ***	-11,3004 ***	-9,0145 ***	0,3300
06-2000	0,0057	-0,2947	-0,0481 *	-0,0430 *
06-2008	-0,0130	0,1654 ***	0,0127	-0,0821 **
06-2011	0,3722	-0,2040	-0,1482	0,0852
06-2013	-0,3530 ***	-0,3362 ***	-0,3526 ***	-0,1584 ***
06-2015	-0,1826 ***	-0,1898 ***	-0,1720 ***	-0,1505 ***
12-2016	0,0106 ***	0,0455	0,0400 ***	0,0643 ***
Grupo de Controle: Não tratados até o momento			Número de Observações: 4.841	
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				

Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

T = Períodos de Antecipação

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

No tocante à disponibilidade de crédito por parte das instituições financeiras, conforme mostrado na tabela C9, mesmo com a inclusão de períodos de antecipação os resultados para o ATT Geral não se tornam estatisticamente significativos. Em relação aos efeitos sobre os grupos de tratamento, a maior parte deles apresenta aumento na magnitude do tratamento quando são adicionados períodos de antecipação, com exceção do segundo semestre de 1996, 2013 e 2021 que apresentaram redução. Diante do exposto, mesmo adicionando os modelos com períodos de antecipação, não é possível afirmar qual foi o efeito das fusões e aquisições sobre a disponibilidade de crédito dos bancos brasileiros entre 1996 e 2021.

TABELA C9 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS. MODELO COM VARIÁVEIS DE CONTROLE E PERÍODOS DE ANTECIPAÇÃO

Variável Dependente: Logaritmo Natural (CREDITO)				
Antecipação	ATT Geral	Erro Padrão	[Intervalo de Confiança]	
T = 0	-0,1087	0,0800	-0,3148	0,0973
T = 1	0,1004	0,0813	-0,1089	0,3097
T = 2	-0,0992	0,0929	-0,3385	0,1401
T = 3	-0,1273	0,0878	-0,3534	0,0988
Efeitos do Tratamento por Grupo-Tempo				
Grupo de Tratamento	Estimativa Conforme os Períodos de Antecipação			
	T = 0	T = 1	T = 2	T = 3
12-1996	-0,5280 *	0,2250	-0,3731	-
06-1997	1,9516 ***	2,1120 ***	3,1523 ***	1,9977 ***
12-1997	-0,4532	-0,8635	-1,1971 **	-0,9646
06-2000	-0,8230 ***	-1,2955 ***	-1,8299 ***	-1,9310 ***
06-2004	0,7693	2,1769 ***	0,0788	0,1918
06-2008	-0,0613	0,1402	-0,5833	-0,5611
06-2011	0,0363	0,3027 ***	0,1425	0,0561
06-2013	-1,0549 ***	-0,6932 ***	0,1118	-0,1171
06-2015	-0,1566	-0,4359	-0,4692 **	-0,3816
12-2016	-0,1132	-0,1962	-0,2980	-0,1177
06-2021	-0,9040 ***	-0,2740	0,1308	0,3618 ***
Grupo de Controle: Não tratados até o momento			Número de Observações: 5.272	
Método de Estimação: Duplamente Robusto (dr)				
Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.				
T = Períodos de Antecipação				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

APÊNDICE D

Como exercício alternativo, este apêndice mostra os impactos das fusões e aquisições para as variáveis de interesse do estudo, utilizando o estimador de Efeitos Fixos Bidirecionais. Além disso, são resgatados os achados do estimador CS para efeito de comparação. Dito isso, o modelo a ser estimado é representado na equação D1.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_t PFA_{i,t} + \delta_1 TCB_i + \delta_2 CONTROLE_i + \varepsilon_{i,t} \quad (D1)$$

Em que: $Y_{i,t}$ é a variável de interesse da unidade i no período t ; α_i é o efeito fixo das unidades; α_t é o efeito fixo de tempo; $PFA_{i,t}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1, caso a unidade i é tratada no período t , e valor 0 caso contrário; $TCB_{i,t}$ é o tipo de consolidação bancária da unidade i ; $CONTROLE_{i,t}$ é o tipo de controle da unidade i .

O β_t é o efeito do tratamento que se busca observar e as variáveis TCB e CONTROLE são utilizadas como controle, assim como no modelo estimado por CS. Utilizando a equação D1 como base, a primeira regressão é calculada utilizando o *spread* bancário como variável de interesse, de modo que os resultados – corrigidos pela matriz de variância e covariância de White – são observados na tabela D1.

TABELA D1 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O SPREAD BANCÁRIO, UTILIZANDO O ESTIMADOR DE EFEITOS FIXOS BIDIRECIONAIS (TWFE)

Variável Dependente: SPREAD				
Variável	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor (> t)
PFA	1,5821	4,8426	0,3267	0,7439
Controles	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor (> t)
B2	-1,2545	1,6334	-0,7680	0,4425
N1	13,4844 ***	1,7954	7,5106	6,853e-14
N2	9,4599 **	3,7194	2,5434	0,0110
Outras Atividades	-73,8949 ***	23,4664	-3,1490	0,0016
Privado Nacional	7,8170 ***	1,2329	6,3403	2,480e-10
Público	12,6977 ***	2,1661	5,8619	4,848e-09
Observações:	5.446			
R ²	0,027			
R ² Ajustado	0,016			
Estatística F	21,2414*** (df = 7; 5385)			

Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Os resultados da tabela D1 mostram um impacto positivo de aproximadamente 1,58 ponto percentual do processo de fusões e aquisições para o *spread* bancário. Tal valor é semelhante ao encontrado por Joaquim *et al.* (2019) em uma de suas abordagens, na qual os autores registraram um impacto positivo de aproximadamente 1,17 ponto percentual. Entretanto, o valor encontrado aqui não foi estatisticamente significativo, considerando o intervalo de confiança de 90%. Sobre as variáveis de controle, nota-se que todas são altamente significativas, ressaltando a importância da inclusão dessas no modelo.

Utilizando a eficiência bancária como variável de interesse na equação D1, tem-se que o processo de fusões e aquisições está correlacionado com uma redução de aproximadamente 4,68% na eficiência operacional das instituições financeiras, sendo estatisticamente significativo no intervalo de confiança de 95%. Esse valor difere dos principais estudos para o caso brasileiro, como o próprio ensaio de Joaquim *et al.* (2019), além dos trabalhos de Faria Júnior (2006) e Ferreira (2020).

TABELA D2 – IMPACTO DAS F&A SOBRE A EFICIÊNCIA BANCÁRIA, UTILIZANDO O ESTIMADOR DE EFEITOS FIXOS BIDIRECIONAIS (TWFE)

Variável Dependente: Logaritmo Natural (EFICIENCIA)				
Variável	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor (> t)
PFA	-0,0468 **	0,0238	-1,9698	0,0489
Controles	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor (> t)
B2	0,0169	0,0213	0,7945	0,4270
N1	0,0946 ***	0,0456	2,0758	0,0380
N2	-0,0127	0,0345	-0,3687	0,7124
Outras Atividades	-0,0256 **	0,0144	-1,7771	0,0756
Privado Nacional	0,0091	0,0144	0,6313	0,5279
Público	-0,0282	0,0242	-1,1660	0,2437
Observações:	5.461			
R ²	0,023			
R ² Ajustado	0,012			
Estatística F	18,0098*** (df = 7; 5400)			

Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Por sua vez, a tabela D3 mostra os resultados do modelo especificado na equação D1 para a variável de interesse sendo o tamanho dos bancos. Observa-se um crescimento expressivo de aproximadamente 271% das firmas bancárias após o processo de F&A, no período de 1995 a 2021, sendo que o resultado é significativo para o intervalo de confiança de 95%. Tal resultado está de acordo com o esperado na literatura econômica sobre o tema.

TABELA D3 – IMPACTO DAS F&A SOBRE O TAMANHO DAS FIRMAS BANCÁRIAS, UTILIZANDO O ESTIMADOR DE EFEITOS FIXOS BIDIRECIONAIS (TWFE)

Variável Dependente: Logaritmo Natural (TAMANHO)				
Variável	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor ($> t $)
PFA	2,7096 ***	0,5658	4,7889	1,721e-06
Controles	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor ($> t $)
B2	-1,8655 ***	0,3989	-4,6768	2,984e-06
N1	-2,0116 ***	0,4470	-4,5000	6,938e-06
N2	-1,7408 **	0,7235	-2,4061	0,0162
Outras Atividades	0,2254	0,2410	0,9353	0,3497
Privado Nacional	-1,4389 ***	0,3718	-3,8703	0,0001
Público	1,1748 *	0,6620	1,7747	0,0760
Observações:	5.461			
R ²	0,2413			
R ² Ajustado	0,2328			
Estatística F	245,3080*** (df = 7; 5400)			

Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Em relação à rentabilidade sobre os ativos, a tabela D4 mostra um impacto negativo das fusões e aquisições para a rentabilidade das firmas bancárias, com redução de aproximadamente 0,28 ponto percentual durante o período analisado. Todavia, a exemplo da variável *spread* bancário, esse valor não é estatisticamente significativo para o intervalo de confiança de 90%.

TABELA D4 – IMPACTO DAS F&A PARA A RENTABILIDADE SOBRE O ATIVO DAS FIRMAS BANCÁRIAS, UTILIZANDO O ESTIMADOR DE EFEITOS FIXOS BIDIRECIONAIS (TWFE)

Variável Dependente: ROA				
Variável	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor ($> t $)
PFA	-0,2833	0,1928	-1,4695	0,1418
Controles	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor ($> t $)
B2	0,1118	0,0794	1,4090	0,1589
N1	0,3470 **	0,1538	2,2559	0,0241
N2	-0,0571	0,1965	-0,2904	0,7715
Outras Atividades	0,0231	0,1568	0,1475	0,8828
Privado Nacional	0,0368	0,0612	0,6021	0,5471
Público	-0,5143 **	0,2418	-2,1269	0,0335
Observações:	5.029			
R ²	0,0140			
R ² Ajustado	0,0021			
Estatística F	10,1056*** (df = 7; 4968)			

Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

No tocante à disponibilidade de crédito, as fusões e aquisições levaram a redução de aproximadamente 26,39% na variável de interesse, conforme apontado na tabela D5. Embora seja estatisticamente significativo apenas no intervalo de confiança de 90%, esse resultado pode estar atrelado às mudanças no nível ótimo de empréstimos que é buscado pelas firmas bancárias, conforme também é mostrado em Joaquim *et al.* (2019).

TABELA D5 – IMPACTO DAS F&A PARA A DISPONIBILIDADE DE CRÉDITO DAS FIRMAS BANCÁRIAS, UTILIZANDO O ESTIMADOR DE EFEITOS FIXOS BIDIRECIONAIS (TWFE)

Variável Dependente: Logaritmo Natural (CREDITO)				
Variável	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor (> t)
PFA	-0,2639 *	0,1524	-1,7317	0,0834
Controles	Estimativa	Erro Padrão	Valor t	p-valor (> t)
B2	0,4383	0,3804	1,1523	0,2493
N1	0,6445 **	0,3219	2,0019	0,0453
N2	-0,7515	0,8575	-0,8764	0,3809
Outras Atividades	-4,5113 ***	0,2007	-22,4823	2,2e-16
Privado Nacional	0,4427 *	0,2672	1,6567	0,0976
Público	0,9244 ***	0,2942	3,1418	0,0017
Observações:	5,457			
R ²	0,0478			
R ² Ajustado	0,0372			
Estatística F	38,6941 *** (df = 7; 5396)			

Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Na tabela D6 são apresentados os resultados obtidos para as cinco variáveis de interesse do estudo, tanto do estimador CS quanto para o estimador TWFE, para efeito de comparação. Conforme explicitado anteriormente, as principais diferenças entre os estimadores estão nos sinais das variáveis *spread* bancário e eficiência operacional que são as principais do estudo.

TABELA D6 – COMPARAÇÃO DE RESULTADOS ENTRE OS ESTIMADORES CS E TWFE

Variável de Interesse	Estimador CS		Estimador TWFE	
	Estimativa	Erro Padrão	Estimativa	Erro Padrão
SPREAD	-5,2448 ***	1,4599	1,5821	4,8426
Ln (EFICIENCIA)	0,0363	0,0547	-0,0468 **	0,0238
Ln (TAMANHO)	0,3484 **	0,1393	2,7096 ***	0,5658
ROA	-0,9461 ***	0,1952	-0,2833	0,1928
Ln (CREDITO)	-0,1087	0,0800	-0,2639 *	0,1524

Nota: Significativo com IC = Intervalo de Confiança. ***IC: 99%; **IC: 95%; *IC: 90%.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados e informações do Banco Central do Brasil (2022).

Essa variação no sentido do efeito pode ser oriunda dos pesos atribuídos ao tratamento, conforme mostrado por Goodman-Bacon (2018). O autor aponta que a utilização do estimador TWFE para múltiplos períodos de tratamento nada mais é que uma média ponderada do modelo canônico de Diff-in-Diff para apenas dois períodos. Para exemplificar, suponha-se uma intervenção que levou a um tratamento, digamos no ano de 2000, em que ambos os grupos de tratamento e controle são balanceados. Na abordagem canônica de Diff-in-Diff o resultado da intervenção seria dado pela diferença na média do grupo tratado antes e depois do tratamento, menos a diferença na média do grupo de controle antes e depois do tratamento, conforme mostrado na equação D2.

$$DiD = (Tratado^{pós} - Tratado^{pré}) - (Controle^{pós} - Controle^{pré}) \quad (D2)$$

Porém, suponha-se que também houve outros períodos de tratamento nos anos de 2003, 2006 e 2009. Diante disso, ao estimar os efeitos dos tratamentos por TWFE, o estimador vai calcular um resultado do tipo apresentado na equação D2 para cada período de tempo e depois calcular uma média ponderada desses resultados. Por seu turno, os pesos atribuídos serão proporcionais ao tamanho dos grupos e a variância do tratamento dentro de cada especificação considerando apenas dois períodos.

Isto posto, Goodman-Bacon (2018) mostra que a variação do tratamento vai ser maior para os grupos tratados no meio do painel, em comparação com os grupos tratados nos extremos. Para o exemplo proposto, significa que os grupos de tratamento de 2003 e 2006 teriam peso maior no estimador do que os grupos de 2000 e 2009. Outro problema ocorre quando as unidades já tratadas anteriormente servem como grupos de controle para futuros tratamentos, de modo que o peso atribuído a essas unidades é negativo quando o efeito do tratamento varia temporalmente – como se acredita ser o caso deste estudo. O resultado dessa ponderação negativa é que o verdadeiro sinal do tratamento pode ser trocado.