Concorrência bancária e custo do crédito

Estudo Especial nº 64/2019

Introdução

Este estudo investiga os efeitos da concorrência bancária sobre o desempenho dos mercados de crédito locais. O trabalho é baseado em Joaquim e Doornik (2019), a ser divulgado na Série de Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil. Além desta introdução, o estudo contém oito seções.

A segunda seção traz uma breve discussão sobre as dificuldades conceituais e empíricas de mensuração do grau de competição, em geral, e nos mercados bancários em particular. De especial interesse, ela trata da dificuldade associada ao uso de medidas de concentração como aproximações para o grau de concorrência.

A terceira seção mostra como fusões e aquisições (F&A) bancárias de escopo regional ou nacional, utilizadas como *proxy* para variações da competição, produzem, em nível local, um experimento capaz de superar as dificuldades descritas na seção 2. O resultado é um método convincente de mensuração do efeito de mudanças no *grau de competição* sobre a disponibilidade de crédito e no seu preço (o *spread* bancário).

A quarta seção apresenta estatísticas descritivas sobre os dados utilizados para a estimação do impacto de mudanças concorrências no desempenho de mercado descrito nas seções 2 e 3.

A quinta seção apresenta o modelo econométrico que implanta o método de inferência descrito na terceira seção.

Os resultados principais do modelo econométrico estão na sexta seção. Primeiro, competição importa: a diminuição da competição bancária no nível do município reduz a oferta de crédito e eleva os *spreads* cobrados localmente. Segundo, o efeito da redução da competição só é estaticamente relevante em municípios onde o grau de competição era inicialmente baixo. Terceiro, quando já há muita competição no mercado local ou quando não há alterações na competição, os atos de concentração produzem eficiências produtivas que podem compensar seus potenciais efeitos anticoncorrenciais.

A sétima seção mostra os resultados de um exercício contrafactual. Com base no efeito da competição, projetam-se quais seriam os *spreads* e volume de crédito se, no nível local, houvesse um grau de concorrência equivalente à presença de cinco bancos iguais que detivessem 100% do mercado, o que representaria um aumento de concentração em relação ao atual nível nacional. Um resultado importantíssimo emerge: haveria uma queda no *spread* e um aumento nos volumes de crédito porque, a despeito do aumento de concentração nacionalmente, a competição aumentaria localmente (a maioria dos municípios brasileiros têm



dois bancos ou menos). Esse resultado ilustra a importância da mensuração do grau de competição e sua diferença para a medida mais tipicamente estudada, a concentração.

A última seção apresenta as considerações finais.

Concorrência, concentração e custo do crédito: conceitos e dificuldades

A estimação do impacto de mudanças concorrenciais no desempenho de mercado enfrenta dois desafios, um de identificação e outro de mensuração.

O desafio de identificação decorre do fato de que as diferenças de grau de concorrência entre mercados não emergem ao acaso. Isso dificulta a atribuição à competição de diferenças nas taxas de juros entre mercados *distintos*. Um exemplo ilustra a dificuldade. Por um lado, os empreendedores se dispõem a pagar juros mais altos em mercados onde há melhores oportunidades de investimento. Por outro, investimentos atrativos estimulam a entrada de bancos, acirrando a concorrência. Assim, pode ocorrer das taxas de juros serem maiores onde a concorrência bancária é mais forte. Mas essa relação contra-intuitiva não significa que a competição acirrada entre bancos aumenta os juros. Significa apenas que a atratividade dos investimentos produz, *concomitantemente*, juros mais altos *e* competição acirrada.

O desafio de mensuração decorre do fato de o grau de concorrência não ser diretamente observado. Tipicamente, usa-se a estrutura de mercado como uma aproximação do grau de concorrência porque a estrutura de mercado, i.e., grau de concentração ou número de competidores, é facilmente observável. Não raramente usa-se concentração como sinônimo do grau de concorrência. De fato, a estrutura de mercado é informativa a respeito do *grau de concorrência*. No entanto, concentração alta não é nem condição necessária nem suficiente para grau de concorrência baixa. Há mercados concentrados onde a concorrência é alta e mercados desconcentrados e pouco concorrenciais.²

Por fim, há uma relação entre os dois desafios, identificação e mensuração. Ainda que seja impossível garantir, é plausível que mudanças *aleatórias* (exógenas) na estrutura de mercado – i.e., número de competidores – produzam mudanças no grau de concorrência. Essa é a essência do experimento reportado neste estudo.

² Por exemplo, historicamente, a aviação comercial nos EUA era concentrada e apresentava baixos retornos, sinal de alta concorrência (ver Borenstein, 2011). Além disso, muitos cartéis ocorrem em mercados desconcentrados, quebrando a relação baixa concentração – alta concorrência. Um exemplo típico aparece tipicamente em cartéis de provisão de serviços para o poder público (ver Porter e Zona, 1999).



2

¹ Entretanto, a teoria econômica e a literatura empírica sobre economia bancária deixam claro que concorrência e concentração são objetos distintos. Por exemplo, um mercado com apenas dois competidores pode ser plenamente competitivo (como em um modelo de competição de Bertrand).

O experimento

Diante desses desafios para a análise dos efeitos da concorrência bancária, um experimento informativo envolveria variar, de maneira exógena, o grau de concorrência no mercado local e observar o que ocorre com o custo do crédito e demais variáveis de interesse. Embora seja claramente impossível realizar tal experimento, é possível encontrar situações reais que se aproximem dessas condições ideais. Este estudo explora F&As de bancos com ampla atuação geográfica como um experimento (quasi-)natural que altera a estrutura de mercados bancários locais. Como as F&As em questão envolvem bancos com ampla atuação do ponto de vista geográfico, as razões que as motivaram podem ser consideradas como não decorrentes das especificidades de mercados locais. Portanto, do ponto de vista de uma dada localidade, um evento de F&A dessa natureza implica a saída de um banco do mercado por razões essencialmente exógenas à sua conjuntura econômica. E, nesses casos, é plausível interpretar a mudança na *estrutura de mercado* como mudança no *grau de concorrência*, que é o objeto de interesse.

De posse de uma série de eventos de F&A dessa natureza, cada um com impacto potencial em diversos mercados locais, podem-se estimar os efeitos de uma redução no número de bancos sobre o custo do crédito (e outras variáveis de interesse) e interpretá-los como o efeito da redução do grau de concorrência. Para tanto, é importante controlar para possíveis alterações na conjuntura econômica durante a janela de tempo da análise. Isso é feito por meio da comparação da variação do custo do crédito (e mudanças nas demais variáveis de interesse) nas localidades afetadas pelos eventos de F&A – isto é, localidades onde houve redução do número de bancos – com a variação observada em localidades que não foram afetadas pelos eventos. O conjunto das localidades onde houve redução do número de bancos é denominado o "grupo de tratamento" (ou "grupo tratado") e o conjunto de localidades que não foram afetadas pelos eventos é chamado de "grupo de controle" (ou "não tratado").³

O estudo apresenta os efeitos estimados da saída de um banco de um mercado local como consequência de uma série de operações de F&A ocorridas no Brasil entre 2005 e 2015. Os principais resultados encontrados são: (i) quando comparados a municípios onde não houve redução do número de bancos (i.e., municípios no grupo de controle), os municípios onde houve saída de um banco (i.e., municípios tratados) apresentam redução do volume de empréstimos para empresas e elevação do *spread* de crédito; (ii) esse resultado é mais forte quando o município tratado possui poucos bancos antes da F&A; e (iii) os efeitos da saída de um banco de um mercado local desaparecem quando a localidade possuía seis ou mais bancos antes do

³ Essa metodologia é denominada "diferenças-em-diferenças" (differences-in-differences) justamente por estimar os efeitos de um dado evento através da comparação da variação observada no grupo de tratamento com a observada no grupo de controle.



evento. Esses resultados são consistentes com uma extensa literatura que analisa os efeitos sobre a concorrência em mercados específicos da entrada e saída de competidores.⁴

O estudo apresenta também uma análise adicional com os efeitos nos municípios onde existe apenas um banco participante da F&A e, portanto, não há variação da concorrência no mercado local. Nessas localidades, o efeito é uma redução do *spread* em relação aos municípios sem nenhum banco envolvido na F&A, indicando um possível ganho de eficiência.

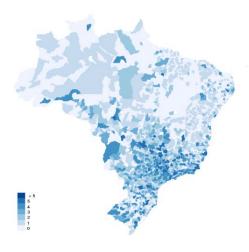
Algumas estatísticas descritivas

Há muita heterogeneidade no número de bancos presentes nos municípios brasileiros. Utilizando os dados do Sistema de Informações sobre Entidades de Interesse do Banco Central (Unicad) e da Estatística Bancária Mensal (Estban) por município em dezembro de 2010, observa-se que o número de bancos (Figura 1) e de bancos privados (Figura 2) em cada município é, em média, baixo e varia muito entre os diferentes municípios. Para ser mais preciso, o número médio de bancos para um município no Brasil era de 3,84 enquanto apenas 2,20 quando são considerados apenas bancos privados. Além disso, apenas para contextualizar, dos municípios com pelo menos um banco, 40% possuem apenas um banco — isto é, um monopólio local. Ademais, 70% dos municípios onde há pelo menos um banco não possuem nenhum banco privado.

Figura 1 – Presença geográfica de bancos: número por município



Figura 2 – Presença geográfica de bancos privados: número por município



Nota: Banco refere-se a um conglomerado bancário. Os números independem do número de agências de cada banco. Dados sobre presença física de cada banco são provenientes da Estban, enquanto os referentes à propriedade dos bancos advêm do Unicad. Posição em dezembro de 2010.

⁴ O artigo seminal nessa literatura é Bresnahan e Reiss (1991). Para o Brasil, Coelho, De Mello e Rezende (2013) exploram variação em corte seccional de diversas dimensões socioeconômicas entre municípios brasileiros para analisar como a presença de bancos públicos afeta o comportamento de bancos privados.



A Tabela 1 mostra algumas estatísticas da amostra de dados de crédito utilizada neste estudo. A amostra é composta por novas concessões registradas no Sistema de Informações de Crédito (SCR) para empresas, no período de 2005 a 2015, agregadas mensalmente. Do universo das operações de crédito para empresas do SCR, foram excluídos os seguintes tipos de empréstimos: empréstimos a empresas financeiras, empréstimos imobiliários, créditos direcionados e empréstimos de montante inferior a R\$5.000.

O número médio de empréstimos por município é de cerca de 54 mil por mês, com mediana inferior a 2 mil, o que caracteriza uma grande assimetria positiva. Essa assimetria também está presente no volume de empréstimos por munícipio, com média de R\$578 milhões e mediana de R\$31 milhões. O *spread* médio da amostra é pouco abaixo de 36 pontos percentuais (p.p.) ao ano, e o prazo médio dos empréstimos é de cerca de 250 dias.

Tabela 1 – Estatísticas descritivasEstatísticas por município-mês. de 2005 a 2015

Variável	(1) Média	(2) Mediana	(3) Desvio-Padrão
Número de Empréstimos (mil)	54,14	1,66	203,02
Volume de Empréstimos (R\$ milhão)	578,86	31,04	1.576,49
Tamanho do Empréstimo (R\$ mil)	32,36	26,01	44,16
Spread (p.p. a.a.)	35,86	33,74	19,75
Prazo do Empréstimo (dias)	250,19	201,32	230,93

Além disso, é possível observar a evolução dos *spreads* e do volume de crédito nos municípios em que houve um ou mais eventos de F&As (municípios tratados) quando comparados aos municípios em que não houve nenhum evento de F&A (municípios não tratados). Antes dos episódios de F&As, municípios tratados e não tratados tendem a ter *spreads* (Gráfico 1) e volumes de crédito (Gráfico 2) similares.⁵ Após episódios de F&As, quando comparados a municípios no grupo de controle, os municípios tratados experimentam aumento no *spread* e redução no volume de crédito.

⁵ Os municípios tratados tendem a ter *spreads* ligeiramente mais baixos (quando comparados aos não tratados) antes de eventos de F&As (Gráfico 3). Essas diferenças no período anterior aos eventos de F&A podem resultar das estratégias de mercado das instituições envolvidas nas F&As.



Gráfico 1 – Diferença de *spreads* entre municípios tratados e municípios não tratados

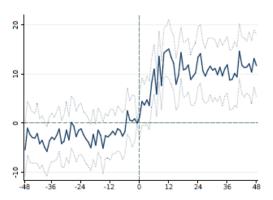
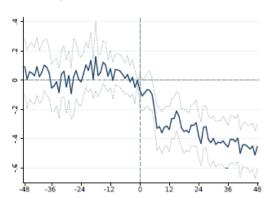


Gráfico 2 – Diferença da variação do log de volume de crédito entre municípios tratados e municípios não tratados



Nota: O eixo horizontal representa a janela (em meses) em torno de eventos de F&A – o zero indica o momento das F&As. As linhas pontilhadas delimitam intervalo de confiança de 99%.

Metodologia

Este estudo explora a saída de bancos de municípios onde havia dois (ou mais) bancos que se envolveram em operação de F&A. Esses "choques exógenos" no número de concorrentes em determinados mercados locais referem-se aos nove eventos de F&As listados na Tabela 2.

Tabela 2 – Lista de F&As

Instituição adquirida	Instituição adquirente	Aprovação pelo BC	Aprovação pelo Cade
BANCO DO CEARA	BRADESCO	12/2005	12/2005
INTER AMEX	BRADESCO	05/2006	05/2006
BANKBOSTON	ITAU	08/2006	08/2006
UBS	PACTUAL	11/2006	11/2006
BMC	BRADESCO	08/2007	08/2007
ABN AMRO REAL	SANTANDER	07/2008	07/2008
BANCO DE SANTA CATARINA	BANCO DO BRASIL	08/2008	02/2009
UNIBANCO	ITAU	02/2009	08/2010
BONSUCESSO	SANTANDER	01/2015	01/2015

Para fixar ideias, considere o caso de dois municípios similares, denominados A e B, em dois períodos de tempo – antes e depois da ocorrência de uma F&A bancária envolvendo instituições de atuação nacional. O município A tem agências de dois bancos que não se fundem – ou seja,



não há nenhuma alteração da estrutura de mercado nessa localidade. Esse município servirá como grupo de controle para alterações na conjuntura econômica que não guardam nenhuma relação com a F&A. Em contraste, o município B tinha dois bancos antes da fusão, mas os mesmos se fundem por razões que não estão associadas às condições econômicas desse município. Nesse caso, é plausível usar essa redução exógena no número de bancos como uma variação no grau de competição local e, a partir disso, estimar os efeitos nos mercados de crédito e outras variáveis de interesse. Embora o exemplo aqui considere apenas dois bancos em cada município, a intuição por trás da estratégia empírica é válida para quaisquer números iniciais de bancos nos municípios A e B.

A metodologia utilizada é a chamada diferenças-em-diferenças (*diferences-in-differences* – DiD). Estima-se o impacto de um evento de F&A pela comparação das variações observadas nos mercados de crédito nos municípios tratados e nos municípios do grupo de controle. O grupo tratado é composto por aqueles municípios onde existe pelo menos uma agência de cada banco participante da F&A. O grupo de controle é formado por todos os outros municípios (a menos de indicação em contrário). As variáveis de interesse (dependentes) são o *spread*, calculado pela diferença entre a taxa de juros das operações de crédito e a taxa do Depósito Interbancário, e o log do volume total de crédito livre para pessoas jurídicas do município. Compara-se o comportamento dessas variáveis antes e depois da F&A, para os municípios tratados em relação aos não tratados (controle). Essa estratégia de identificação dos efeitos de mudanças na estrutura de mercados bancários locais é semelhante à de Nguyen (2019).

A especificação econométrica para essa abordagem é a seguinte:

$$y_{m,r,t} = \gamma_m + \gamma_{r,t} + \beta X_{m,r,t} + \delta_0 T_{m,r,t} + \delta_{POST} \left[T_{m,r,t} \times P_{m,r,t} \right] + \varepsilon_{m,r,t}, \tag{1}$$

em que m, r, t indexam o município, a mesorregião e o mês, respectivamente, e:

- $y_{m,r,t}$ é o valor da variável dependente de interesse (*spread* e log do volume das operações de crédito) para o município m, da mesorregião r, no mês t;
- γ_m são efeitos fixos para cada município m;
- $\gamma_{r,t}$ são efeitos fixos para cada mesorregião r no mês t;
- $X_{m,r,t}$ é um vetor com as seguintes variáveis de controle: rating médio, PIB per capita em 2005, crédito per capita em 2005 e exposição ao ciclo de negócios⁸;

⁸ Coeficiente numa regressão do crescimento do PIB local no crescimento do PIB nacional.



⁶ Ou nenhum dos dois bancos participa da F&A ou somente um dos dois participa.

⁷ O artigo no qual este estudo é baseado apresenta estatísticas descritivas dos grupos de tratamento e controle.

- $T_{m,r,t}$ é uma variável *dummy* que é igual a um se m é um município tratado, ou seja, que possui pelo menos uma agência de cada um dos bancos envolvidos em determinado evento de F&A, em uma determinada janela de tempo;
- $P_{m,r,t}$ é uma variável *dummy* que é igual a um se m é um município tratado para um determinado evento de F&A, em um mês t posterior ao evento de F&A, dentro de uma determinada janela de tempo;
- $\varepsilon_{m,r,t}$ é o termo de erro.

O coeficiente de interesse é δ_{POST} , que estima o diferencial médio de *spread* ou do log do volume das operações de crédito em municípios tratados (em que houve F&A) relativamente àqueles não tratados (nenhuma F&A) dentro da mesma mesorregião. A razão para comparar municípios geograficamente próximos, ou seja, dentro da mesma mesorregião, é minimizar potenciais problemas de variáveis omitidas, já que se toma por hipótese que municípios mais próximos tendem a ser relativamente mais semelhantes. Para refinar ainda mais a comparação, utilizam-se variáveis de controle que caracterizam a massa de tomadores de crédito e variáveis econômicas locais (incluídos no vetor $X_{m,r,t}$).

É importante frisar que as estimativas obtidas com base nesse método devem ser entendidas apenas como efeitos diferenciais em relação ao grupo de controle. Por exemplo, coeficientes positivos (negativos) para determinada variável indicam que o efeito no grupo tratado gera variações maiores (menores) que as observadas no grupo de controle. Podem indicar, por exemplo, redução (aumento) não tão acentuada quanto a observada no grupo de controle.

Para conferir robustez aos resultados, as regressões são estimadas para um conjunto de nove eventos relevantes de F&A (Tabela 2), considerando-se um período de 18 meses antes do evento e quatro janelas posteriores ao evento, de 12, 24, 36 e 48 meses.

Resultados

A Tabela 3 mostra os resultados das estimações da especificação (1) para o log do crédito total e *spreads* como variáveis dependentes $y_{m,r,t}$. Somente são apresentados os valores do coeficiente δ_{POST} , ou seja, da interação entre o tratamento e o período posterior ao evento de F&A. Nas colunas 1 a 4, mostram-se janelas de 12, 24, 36 e 48 meses após o evento de F&A. A janela de tempo anterior ao evento é de 18 meses em todos os casos. 9

Os resultados do Painel A da Tabela 3 mostram que, após os eventos de F&As, o crédito de bancos privados nos municípios tratados (i.e., expostos a F&A) é menor que no grupo de controle. Essa diferença é economicamente e estatisticamente relevante, variando entre 7% e

⁹ Joaquim e Doornik (2019) mostram que os grupos de controle e tratamento possuíam trajetórias semelhantes no período anterior aos eventos.



21%, dependendo do período considerado. Já o *spread* (ponderado pelo volume de crédito) é maior entre 2,6 e 7 p.p. nos municípios tratados em relação ao grupo de controle após os eventos.

Os resultados do Painel B da Tabela 3 mostram as estimativas feitas para o crédito de todos os bancos, e não apenas bancos privados como no Painel A. Os resultados são qualitativamente semelhantes, mas com magnitudes inferiores. O volume de crédito é menor entre 2% e 14%, enquanto os *spreads* aumentam entre 1,2 e 5,1 p.p.

Pode-se comparar a magnitude do aumento de *spread* da Tabela 3 com a média dos *spreads* da Tabela 1. Considerando o resultado de todos os bancos (Painel B) e o período de 36 meses (coluna 3), o aumento de 4,20 p.p. do *spread* corresponde a 11,7% da média de 35,86 da Tabela 1.

Tabela 3 – Efeito de F&A no crédito: Volume de concessões e spreads

Tratamento: municípios com pelo menos uma agência de cada participante da F&A

·	(1)	(2)	(3)	(4)
Variável Dependente	Janela de	Janela de	Janela de	Janela de
	12 meses	24 meses	36 meses	48 meses
	Painel A – C	Crédito de Bancos P	rivados	
Log (Crédito)	-0,071*	-0,117*	-0,171*	-0,216*
	(0,014)	(0,018)	(0,021)	(0,024)
Spread	2,643*	4,797*	5,882*	6,987*
	(0,404)	(0,498)	(0,571)	(0,626)
	Painel B – Crédit	o de Bancos Públic	os e Privados	
Log (Crédito)	-0,021*	-0,056*	-0,102*	-0,144*
	(0,011)	(0,014)	(0,017)	(0,019)
Spread	1,168*	3,362*	4,201*	5,099*
	(0,308)	(0,384)	(0,429)	(0,464)
Efeitos fixos	Município,	Município,	Município,	Município,
	Mesorregião x	Mesorregião x	Mesorregião x	Mesorregião
	Mês	Mês	Mês	Mês
# Observações	238.286	236.511	232.269	229.122

Essa tabela mostra os resultados da regressão 1. A variável de tratamento T indica municípios com pelo menos uma agência de cada instituição envolvida na fusão ou aquisição. A amostra compreende o período de 2005 a 2015, com dados mensais por município. As colunas 1 a 4 mostram as estimativas apenas dos coeficientes δ_{POST} (interação tratamento com período posterior à fusão ou aquisição) com os erros-padrão entre parênteses logo abaixo. As janelas de estimação incluem 18 meses anteriores ao evento e 12, 24, 36 e 48 meses posteriores ao evento, respectivamente nas colunas 1 a 4. No Painel A é mostrado o resultado somente para bancos privados, e no Painel B para todas as instituições. Em cada painel são mostrados os resultados usando como variável dependente $(y_{m,r,t})$ o log do crédito total e o *spread* ponderado pelo volume de crédito privado em 2005. Os coeficientes marcados com * são estatisticamente diferentes de zero, com significância de pelo menos 1%. Erros-padrão computados com clusterização por município (unidade de tratamento).



A Tabela 4 mostra uma análise complementar, considerando como municípios tratados não aqueles com pelo menos uma agência de cada banco participante da F&A como feito anteriormente, mas sim aqueles municípios com agências de apenas um dos bancos envolvidos na F&A. Nesses municípios, não há saída de bancos em decorrência de F&A e possíveis ganhos de eficiência provenientes da operação podem se refletir no mercado de crédito local. De fato, a Tabela 4 mostra que o *spread* nesses municípios é menor entre 1,5 e 1,7 p.p. após os eventos de F&A em relação àqueles sem nenhum banco envolvido, enquanto o volume de crédito não mostra resultados robustos. Essa diminuição de *spread* é consistente com a visão de que F&As geram ganhos de eficiência que podem ser repassados aos clientes na forma de *spreads* mais baixos. Esse resultado sugere também que os efeitos concorrenciais apresentados na Tabela 3 para o *spread* podem estar subestimados, se aquelas estimativas embutirem também os impactos de ganhos de eficiência nos municípios onde houve saída de bancos.

Tabela 4 – Efeito de F&A no crédito: Volume de concessões e spreads

Tratamento: municípios com agências de apenas um participante da E&A

ratamento: municipios coi	m agências de apenas um participante	da F&A
	(1)	(2)
Variável Dependente	Janela de	Janela de
	24 meses	36 meses
	Painel A – Crédito de Bancos Privados	
Log (Crédito)	-0,026°	-0,017
	(0,012)	(0,014)
Spread	-1,732*	-1,744*
	(0,332)	(0,360)
Pa	ainel B – Crédito de Bancos Públicos e Priva	ndos
Log (Crédito)	-0,017	-0,021°
	(0,011)	(0,012)
Spread	-1,456*	-1,725*
	(0,233)	(0,260)
Efeitos fixos	Município,	Município,
	Mesorregião x Mês	Mesorregião x Mês
# Observações	242.744	230.230

Essa tabela mostra os resultados da regressão 1 com a variável de tratamento T indicando municípios com agências de apenas um dos bancos participantes da fusão ou aquisição. A amostra compreende o período de 2005 a 2015, com dados mensais por município. As colunas mostram as estimativas apenas dos coeficientes δ_{POST} (interação tratamento com período posterior à fusão ou aquisição) com o erro-padrão entre parênteses abaixo. As janelas de estimação incluem 18 meses anteriores ao evento e 24 e 36 meses posteriores ao evento. No Painel A é mostrado o resultado somente para bancos privados, e no Painel B para todas as instituições. Em cada painel são mostrados os resultados usando como variável dependente ($y_{m,r,t}$) o log do crédito total e o *spread* ponderado pelo volume de crédito privado em 2005. Os coeficientes marcados com *, *, o são estatisticamente diferentes de zero com significâncias de pelo menos 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrão computados com a clusterização por município (unidade de tratamento).



O próximo resultado explora a heterogeneidade na estrutura de mercado existente nos diversos municípios antes dos eventos de F&As, através de uma interação tripla:

$$y_{m,r,t} = \gamma_m + \gamma_{r,t} + \gamma_t \times Comp_{m,r,t_0} + \beta_t X_{m,r,t} + \delta_0 T_{m,r,t} + \delta_1 T_{m,r,t} \times Comp_{m,r,t_0} + \delta_{POST} T_{m,r,t} \times P_{m,r,t} + \delta_C \left[T_{m,r,t} \times P_{m,r,t} \times Comp_{m,r,t_0} \right] + \varepsilon_{m,r,t},$$
(2)

onde $Comp_{m,r,t_0}$ é a variável de estrutura de mercado no momento t_0 do episódio de F&A. Comparado com a equação 1, a equação 2 inclui uma interação dos efeitos fixos do mês e do ano com a estrutura de mercado no momento inicial, $\gamma_t \times Comp_{m,r,t_0}$, a interação do status do tratamento com a variável de competição $T_{m,r,t} \times Comp_{m,r,t_0}$ e o termo da interação tripla. O interesse está nos coeficientes δ_{POST} e δ_C , isto é, o nível do efeito e a heterogeneidade em relação à estrutura de mercado pré-existente. Como proxy para essa estrutura, utiliza-se o número de conglomerados de bancos privados presentes no município, N_R^{Pr} .

Os resultados para o horizonte de 36 meses após episódios de F&As são apresentados na Tabela 5. Na coluna 1 dos painéis A e B, mostram-se os resultados sem o termo de interação com o número de bancos pré-existentes. Note que nessa especificação as regressões não são ponderadas por volume, o que explica os resultados mais fortes para o caso sem interação, quando comparados aos apresentados na Tabela 3 (com ponderação por volume). Essa diferença é consistente com o resultado obtido na especificação com interação (coluna 2), na medida em que os efeitos de F&As tendem a ser mais intensos em mercados menores, que tendem a ter menos bancos privados.

A coluna 2 mostra o efeito de F&As usando o número de conglomerados de bancos privados presentes no município antes da F&A (N_B^{Pr}) como medida da estrutura de mercado local. Os resultados mostram que, para cada banco adicional presente no mercado antes da F&A, a redução do volume de crédito após uma F&A é 7 p.p. menor (Painel A), enquanto os *spreads* aumentam em aproximadamente 2,32 p.p. menos (Painel B). Esses resultados são consistentes com as mudanças no grau de competição em ambiente concorrencial como no modelo de Cournot, em que cada banco adicional atuando no mercado tem uma contribuição marginal decrescente sobre o grau de concorrência.



Tabela 5 – Efeito da medida de competição no Log de crédito e Spread 36 meses após evento de F&A

	(1) Sem interação	(2) Com N_B^{Pr}
	Painel A – Log (Crédito)	
δ_{POST}	-0,261* (0,024)	-0,411* (0,054)
$\delta_{\scriptscriptstyle C}$		0,071* (0,009)
	Painel B – Spread	
δ_{POST}	7,490* (0,595)	14,710* (1,292)
$\delta_{\mathcal{C}}$		-2,320* (0,235)
Efeitos fixos	Município,	Município,
	Mesorregião x Mês	Mesorregião x Mês
# Observações	232.269	232.269

Essa tabela mostra o efeito do tratamento no coeficiente δ_{POST} da equação (2) e o efeito diferencial com base em cada variável de competição na linha de base, δ_C . Estima-se a equação (2) no nível mensal do município, usando dados de 2005 a 2015 de 18 meses a 36 meses após o episódio de F&A. A *proxy* de concorrência local é o número de conglomerados de bancos privados presentes no município antes da F&A. Os coeficientes marcados com *, •, ° são estatisticamente diferentes de zero com significâncias de pelo menos 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrão computados com a clusterização por município (unidade de tratamento).

Concorrência e concentração bancárias e o custo do crédito

Joaquim e Doornik (2019) apresentam, ainda, um arcabouço de concorrência imperfeita com base no modelo de Cournot, com mercados bancários locais. Os autores utilizam suas estimativas econométricas para disciplinar os parâmetros do modelo.

Com base no modelo calibrado com a evidência empírica obtida através da análise dos choques de F&As, é possível realizar alguns exercícios contrafactuais interessantes. Em particular, é possível simular um cenário com aumento concomitante do nível de concentração bancária na economia brasileira e do grau de concorrência na maioria de seus municípios. O exercício envolve simular uma realidade com apenas cinco bancos de igual tamanho, que competem em todos os municípios. Nessa realidade contrafactual, os cinco maiores bancos deteriam 100% do volume de crédito na economia, que é maior do que o nível de concentração no mercado nacional de crédito. Entretanto, esses cinco bancos competiriam em todos os municípios brasileiros, o que implicaria aumento do número de concorrentes na vasta maioria dos municípios.



Nessa realidade contrafactual, o volume de crédito aumentaria e seu custo cairia substantivamente na grande maioria dos municípios brasileiros. A razão é que a maioria dos municípios possui um número pequeno de bancos, de modo que ter cinco bancos competindo significaria um grande aumento do número de competidores. Em municípios que hoje possuem mais de cinco bancos, o volume de crédito cairia e seu custos aumentariam. Mas esses efeitos seriam pequenos, pois os impactos de um banco a mais ou a menos são diminutos quando o número de concorrentes é maior. 10

Considerações finais

Este estudo, baseado em Joaquim e Doornik (2019), apresenta novas evidências sobre o efeito da concorrência bancária em mercados de crédito locais no Brasil. Para isso, explora-se um conjunto abrangente de dados de empréstimos a empresas, com uma estratégia de identificação que explora a exposição heterogênea de municípios a episódios de fusões e aquisições de bancos com atuação nacional.

Quando comparados a municípios onde não houve redução no número de bancos, mostra-se que municípios "tratados" experimentam elevação do *spread* de empréstimos (a diferença entre as taxas de empréstimo e de depósito) e recuo do volume de empréstimos. Esses efeitos são relevantes em municípios onde o número de bancos competidores antes do evento de F&A era menor. Em particular, as estimativas sugerem que os efeitos da saída de um banco de mercados com seis ou mais competidores não são relevantes.

O estudo apresenta também resultados sugerindo que eventos de F&A podem gerar ganhos de escala e eficiência produtiva que podem compensar seus efeitos anticoncorrenciais. Nos municípios onde existe apenas um banco participante da F&A – indicando não haver variação na concorrência – há uma redução do *spread*. O estudo apresenta também uma análise contrafactual onde assume-se que cinco bancos iguais detêm 100% do mercado, o que representaria um aumento de concentração em relação ao atual nível nacional. Nesse contrafactual, haveria uma queda no *spread* e um aumento nos volumes de crédito. Isso ocorreria porque, apesar do aumento de concentração a nível nacional, a competição aumentaria localmente. Esse resultado mostra que o grau de concentração pode estar associado também a ganhos de eficiência e que, por isso, a relação entre concentração e *spreads* é ambígua.

Os resultados ora reportados mostram que baixa concorrência tende a elevar o custo do crédito. Entretanto, conforme argumentado na introdução deste estudo, as estruturas de mercado e o grau de competição são endógenos a cada localidade. Em particular, municípios pequenos e com baixa renda tendem a ter poucos bancos. Essa interação entre concorrência e escala de

¹⁰ As estimativas apresentadas neste estudo e os demais resultados reportados em Joaquim e Doornik (2019) sugerem que os efeitos de um banco adicional competindo tornam-se negligenciáveis quando já há aproximadamente seis bancos competindo. Esse resultado é consistente com ampla literatura de organização industrial que se desenvolveu na esteira de Bresnahan e Reiss (1991).



13

mercados locais sugere que outras políticas que visam ao desenvolvimento econômico – em especial, através do aumento da produtividade – podem contribuir para o aumento do número de concorrentes nos diversos mercados locais.

Finalmente, estes resultados corroboram as iniciativas da agenda estrutural do BC (atual Agenda BC#), sugerindo que tecnologias que eliminem a dimensão geográfica dos mercados de crédito podem contribuir significativamente para a ampliação do crédito e redução do seu custo, na medida em que permitem maior concorrência sem a necessidade de presença física em cada localidade.

Referências bibliográficas

BORENSTEIN, Severin, 2011. "Why Can't US Airlines Make Money?" *American Economic Review:* Papers & Proceedings 2011, Vol. 101:3, 233–237

BRESNAHAN, Timothy F. e REISS, Peter C., 1991. "Entry and Competition in Concentrated Markets", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 5.

COELHO, Christiano A., DE MELLO, João M.P. e REZENDE Leonardo, 2013. "Do Public Banks Compete with Private Banks? Evidence from Concentrated Local Markets in Brazil", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 45, Issue 8.

JOAQUIM, Gustavo P. G., e Van DOORNIK, Bernardus F. N., 2019. "Bank Competition, Cost of Credit and Economic Activity: Evidence from Brazil". *Série de Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil*, a ser publicado.

NGUYEN, Hoai-Luu Q., 2019. "Are Credit Markets Still Local? Evidence from Bank Branch Closings", *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 11, No. 1.

PORTER, Robert e ZONA, J. Douglas, 1999. "Ohio School Milk Markets: An Analysis of Bidding," *The RAND Journal of Economics* Vol. 30, No. 2 (Summer, 1999), pp. 263-288.

