

Efeito da distância no custo do crédito a partir do poder de monopólio dos bancos no Brasil

Tyago Oliveira do Carmo¹

Gervásio F. Santos²

Ronisson Lucas Calmon da Conceição³

Resumo

O objetivo do artigo é verificar os efeitos da distância sobre o custo de crédito para as micro e pequenas empresas a partir do poder de monopólio dos bancos no Brasil. A literatura indica que o monopólio bancário tem o efeito de aumentar as restrições de crédito para as firmas menores. No entanto, a literatura de relação credor-devedor sinaliza que as grandes corporações financeiras melhoraram as condições de crédito diante desse poder de monopólio. O estudo utilizou modelos econométricos para verificar os efeitos do poder de monopólio e da distância sobre as condições de crédito das firmas menores. Os dados foram provenientes do Estban/Bacen e IBGE. Os resultados mostraram que esse contexto resulta no aumento dos custos de crédito das micro e pequenas empresas, devido à ineficiência dos bancos a nível de municípios. Essa ineficiência é afetada pela distância entre os municípios sede e filial dos bancos. Logo, os custos de crédito são impactados pelo monopólio bancário e não são neutros em relação ao espaço.

Palavras-chaves: Concentração Bancária; Micro e Pequenas Empresas; Eficiência; Distância.

1 Introdução

A inserção da variável espaço contribui para explicar parte dos custos de crédito no Brasil. A dimensão espacial e a estrutura bancária concentrada geram encargos às instituições financeiras. Isso porque o monopólio dos bancos faz com que as sedes localizadas em um município tenham de gerenciar as respectivas filiais em aproximadamente 3.500 municípios. O controle das filiais gera perdas de eficiência para os bancos ocasionando o aparecimento dos custos de agências, Berger and DeYoung (2001) e Degryse and Ongena (2004). Além dos custos de agência, o distanciamento espacial provoca custos de monitoramento Degryse and Ongena (2005). Portanto, o objetivo deste artigo é analisar os efeitos da distância sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas a partir do poder de monopólio bancário no Brasil.

A maior parte da literatura de finanças não se dedica a analisar os efeitos do espaço na dinâmica de crédito. A preocupação é verificar os efeitos do crédito a partir do monopólio bancário. De acordo com Levine (2005), Demirgüç-Kunt et al. (2003) e Joaquim et al. (2019) a concentração bancária reduz o crescimento da economia uma vez que racionaliza as condições de financiamento das firmas. Ryan et al. (2014) conclui que o poder de monopólio limita os investimentos das micro e pequenas empresas já que estas são sensíveis à obtenção de financiamento externo. O estudo de Zeidan (2020) indica que o monopólio dos bancos favorecem a existência dos *spreads* bancários elevados no Brasil. Dessa forma, o monopólio bancário tende a aumentar as restrições de crédito as empresas.

Entretanto, Petersen and Rajan (1995) consideram que o aumento no poder de monopólio dos bancos facilita o acesso das empresas jovens ao mercado de crédito. A pesquisa de Fungáčová et al. (2017) e Delis et al. (2017) observou redução nos custos bancários e aumento

¹Doutor em economia aplicada e pesquisador do Grupo de Economia Espacial na UFBA.

²Prof. Associado e pesquisador do Grupo de Pesquisa em Economia Espacial e Grupo de Economia Aplicada na UFBA.

³Doutorando em economia aplicada e pesquisador do Grupo de Economia Espacial na UFBA.

na lucratividade para firmas pequenas em mercados bancários mais concentrados. O determinante para as menores restrições de crédito na presença de monopólio está correlacionado a eficiência a partir do monopólio, segundo Shamshur and Weill (2019). Dessa forma, a literatura apresenta resultados inconclusos em torno dos efeitos do poder de monopólio bancário sobre a disponibilidade de crédito das firmas. Logo, esta pesquisa é uma tentativa de agregar a literatura uma forma alternativa de observar os efeitos do custo de crédito das firmas.

Além dessa introdução, o artigo é composto por mais 4 seções. Na Seção 2 apresenta a revisão da literatura. A Seção 3 apresenta a metodologia aplicada nesta pesquisa. Na Seção 4 serão demonstrados os resultados e os testes de robustez. As considerações finais são apresentadas na Seção 5.

2 Revisão da Literatura

Os estudos sobre a literatura de relação credor-devedor tiveram origem na década de 1980. Os trabalhos de Stiglitz and Weiss (1981), Diamond (1984, 1989, 1991) foram os primeiros a destacar a informação e a reputação das firmas como determinantes nas condições de financiamento. A pesquisa de Diamond (1989) indica a idade⁴ das firmas como forma de sinalizar sua reputação. As firmas que tiverem maior tempo de atuação tendem a possuir melhores condições de financiamento do que aquelas com menor tempo no mercado. O trabalho de Berger and Udell (1995) destaca que a relação de longo prazo entre bancos e firmas minimizam os problemas de assimetria da informação. Portanto, o relacionamento com os bancos viabilizam conhecer as informações e a reputação das firmas.

Os estudos apontaram que a relação seria suficiente para garantir o acesso ao crédito. Todavia, as pesquisas a partir de 1990 indicaram que o porte das firmas⁵ influenciam na disponibilidade de crédito (Petersen and Rajan, 1994). As firmas menores teriam restrições de crédito ainda que houvesse relacionamento com bancos, pois disponibilizam informações pouco quantificadas como honestidade, gestão de dirigentes e competência, (Cotugno et al., 2013). Desse modo, as firmas menores teriam acesso ao crédito desde que mantivessem relacionamento com bancos de menor porte (Berger and Udell, 2011; Shimizu, 2012). Isso porque, os bancos menores seriam mais preparados em extrair informações de empresas pequenas (Fredriksson and Moro, 2014). Logo, a literatura passa a indicar que o relacionamento entre bancos e firmas reduzem as restrições de crédito, desde que bancos e firmas fossem de porte similar.

Além do porte das firmas, as restrições de crédito seriam influenciadas pelos períodos de crises na economia. Segundo Bolton et al. (2016), os bancos cobram taxas de juros maiores em períodos normais quando comparado a períodos de crises. A literatura aponta que os bancos obtêm informação das firmas no momento em que a economia está estável e nos períodos de crises elevam os juros. Conforme pesquisa de Ioannidou and Ongena (2010) no início do relacionamento o banco oferta taxas de juros baixas, porém com o passar do tempo o custo de crédito aumenta gradativamente. Os bancos podem elevar os custos de crédito para firmas com maior grau de risco diante do poder de mercado adquirido durante o relacionamento com as firmas (Rajan, 1992). Neste caso, as firmas localizadas em regiões com maior poder de monopólio bancário tendem a apresentar aumento no custo de crédito em períodos de crises Beatriz et al.

⁴A idade das firmas e o tempo de relação dos bancos com seus clientes eleva a capacidade dos bancos em extrair as informações referentes ao risco dos mutuários, Fredriksson and Moro (2014)

⁵O estudo de Fazzari et al. (1987) já apontava para tal assimetria na disponibilidade de crédito entre firmas de diferentes portes. A literatura de hierarquização do crédito como outro fator determinante para influenciar na disponibilidade de crédito as firmas. Com isso, as firmas podem escolher entre financiamento próprio ou de terceiros (mercado aberto ou bancário). No entanto, a escolha das fontes de financiamento é condizente para a realidade das grandes firmas.

(2018). Portanto, a literatura sugere que a variável tempo e estrutura de mercado bancário limitem o acesso de crédito das micro e e pequenas empresas ainda que exista relacionamento de crédito.

Entretanto, o estudo de Petersen and Rajan (1995) não leva em consideração os períodos de crises na economia e indica que o monopólio dos bancos reduz as restrições de créditos para as micro e pequenas empresas. Isso porque o monopólio limita a exposição dos bancos aos riscos devido a ausência de concorrência entre bancos, garantido a capacidade financeira e de investimento da instituição. Logo, o monopólio bancário de acordo com o estudo de Petersen and Rajan (1995) é uma alternativa para viabilizar o acesso ao crédito das micro e pequenas empresas.

As pesquisas seguintes corroboraram com resultados de Petersen and Rajan (1995). Os estudos de Boot and Thakor (2000) e Kano et al. (2011) apontam a baixa concorrência bancária como fomentadora do crédito por relação. As pesquisas de Fungáčová et al. (2017) e Delis et al. (2017) sinaliza redução nos custos de crédito e melhora no desempenho das empresas diante do maior poder de mercado dos bancos. A pesquisa de Shamshur and Weill (2019) concluiu que os bancos ofertam serviços financeiros a custos menores devido a eficiência bancária⁶. Portanto, a estrutura do mercado bancário concentrado favorece ganhos de eficiência do setor, viabilizando oferta dos serviços financeiros a custos baixos.

Todavia, outros estudos encontram resultados contrários ao de Petersen and Rajan (1995). A pesquisa de Ryan et al. (2014), sinaliza que o poder de monopólio dos bancos impõem limites ao investimento das empresas pequenas, pois estas são financeiramente sensíveis. O estudo de Joaquim et al. (2019) considera que a menor competição entre bancos aumentam as restrições financeiras para empresas no Brasil. Além dos trabalhos correlacionados a literatura credor-devedor, a literatura tradicional com Levine (2005) e Demirgüç-Kunt et al. (2003) também apontam que o monopólio dos bancos aumenta o racionamento de crédito. Dessa forma, os efeitos do monopólio bancário não estão consolidados na literatura.

A literatura apontou a estrutura de mercado bancário, os ciclos econômica, o porte das firmas como alguns fatores que influenciam nas restrições de crédito apesar do relacionamento entre bancos e firmas. Além destes elementos, os estudos acrescentam a variável espaço na discussão. De acordo com a literatura, os demandantes e ofertantes de crédito estão espacialmente distantes, o que limita conhecerem as informações financeiras das firmas. Por outro lado, a distância entre sede e filial bancária gera custo de agência e discriminação de preços Zhao and Jones-Evans (2017). A centralização na gestão dos bancos eleva o racionamento dos serviços financeiros, Cole (1998), Degryse and Ongena (2005), Carling and Lundberg (2005), Cerqueiro et al. (2009), Alessandrini et al. (2009) e Cotugno et al. (2013). Os efeitos se tornam mais intensos sobre empresas menores em razão da dependência por recursos externos⁷ e pela oferta de informações *softs*. Dessa forma, quanto maior a distância entre bancos e firmas e entre sede e filial dos bancos, maior tenderá a ser os custos de crédito.

3 Metodologia

Nesta seção serão apresentados os modos quantitativos utilizados para responder aos questionamentos iniciais. Para tanto, tais métodos estão subdivididos em duas subseções. A Subseção 3.1 apresentará o bancos de dados, a construção dos indicadores de concentração e eficiência bancária, como também, do custo de crédito, além de apresentar os ponderadores para

⁶O estudo de Demirgüç-Kunt et al. (2003) não encontrou correlação entre a eficiência e concentração bancária.

⁷Ver (Cenni et al., 2015)

as variáveis custo de crédito e distância entre municípios. A Subseção 3.2 apresenta os modelos econométricos.

3.1 Dados e amostra

O banco de dados da pesquisa é dividido em três fontes. A Estatística Bancária Mensal por Municípios (Estban) para dados bancários. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE) para informações das firmas e das regiões. O banco de dados do Finanças Brasil (Finbra) para obter informações das finanças públicas municipais. A amostra contempla bancos comerciais e múltiplos com carteira comercial. Os dados totalizam 80.016 observações no período de 1995 a 2017, contendo no máximo 3.478 município no ano de 2014 e no mínimo 3.238 municípios para o ano de 2001.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos econométricos, bem como, nas demais análises quantitativas deste estudo. Entre as variáveis apresentadas, destacamos as variáveis regionais, como PIB e IPTU. Isso porque são variáveis que apresentam uma menor quantidade de observações devido a presença de dados *missings*. Os efeitos para os dados faltantes é observado no momento da estimação dos modelos, já que a estimação via Stata do tamanho da amostra é reduzido.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Variável	Obs	Media	Desv.Pad.	Min	Max
Custo de Crédito das Firmas Pequenas	80,002	0.302	0.183	0	1
Eficiência Bancária	75,571	1.036	0.0219	1.011	1.457
Índice de Lerner	75,571	0.901	0.299	0	1
Índice HHI	75,571	0.643	0.345	0	1
Índice CR5	75,571	0.355	0.142	0	1
Tamanho das Firmas Pequenas	80,016	4234	36042	0	1,865,000
Ativo das Firmas Pequenas	80,016	37877	433869	0	55,000,000
Tamanho das Firmas Médias	80,016	1291	11168	0	577673
Ativo das Firmas Médias	79,366	10465	126405	0	7,046,000
Tamanho das Grandes Firmas	80,016	5180	56326	0	2,868,000
Ativo das Grandes Firmas	79,366	44750	413699	0	15,400,000
Crédito do Município	71,961	356.9	39232	0	8,026,000
PIB per capita	62,690	884577	9,278,000	-19046	651,000,000
IPTU	45,793	5,654,000	88,200,000	0	5,020,000,000

Fonte: Elaborado por este autor

3.1.1 Medidas de concentração bancária

Os estudos utilizam diferentes medidas de concentração para analisar os efeitos do poder de monopólio dos bancos. Alguns estudos utilizam apenas o índice de Lerner, outros os indicadores de lerner e Herfindahl-Hirschman (HHI), (ver Carbo-Valverde et al. (2009), Ryan et al. (2014) e Delis et al. (2017)). Existem pesquisas que utilizam as quatro medidas de concentração, índice de lerner, HHI, *h-statistic* e CR5, Fungáčová et al. (2017). Este estudo fará uso de três medidas de concentração bancária índice de lerner, HHI e CR5.

- **Índice Herfindahl-Hirschman:** medido pela soma do depósitos ao quadrado. Calculado pela razão entre o depósito do banco pelo da região;

$$Herfindahl = \sum \left(\frac{D_{ji}}{D_i} \right)^2 \quad (1)$$

Onde $D_{j,i}$ é o volume de depósito do banco j , no município i e D_i é o volume de depósito no município i .

- **Índice CR5:** medido pela razão do ativo dos cinco maiores bancos do município pelo total de ativos de todos os bancos no município;

$$CR5 = \frac{Atv_{j,i}}{Atv5_i} \quad (2)$$

Onde $Atv_{j,i}$ é o ativo do banco j no município i e $Atv5_i$ dos cinco maiores bancos no município i .

- **Índice de Lerner:** razão da diferença entre preço do ativo e custo marginal por preço do ativo. A razão entre o depósito a prazo por ativo é a *proxy* para o preço do ativo⁸. O custo marginal será obtido pela estimação da função translog. Os insumos da função de custo é o salário, as despesas com capital físico e as despesas financeiras dos bancos. Para os salários será utilizado a remuneração do setor financeiro. Para as despesas com capital físico serão utilizadas as despesas classificadas em "bens imobilizados em uso". A despesa bens imobilizados em uso compõem, despesas com equipamentos em estoque, móveis e imóveis, bens arrendados, além dos ativos intangíveis. Para variável despesas financeiras será utilizada os encargos financeiros e não financeiros dos bancos com captação de recursos e a manutenção da estrutura administrativa. As despesas financeiras utilizadas neste estudo está classificada em "contas devedoras". Dessa forma, a construção do índice de Lerner utilizará dados *proxys* para estimar a equação do custo marginal.

$$Lerner = \frac{P - CMG}{P} \quad (3)$$

O custo marginal é encontrado através da minimização da função Equação 4, conforme indicado nos estudos de Carbo-Valverde et al. (2009) e Ryan et al. (2014). A função translog é a expansão do polinômio da série de Taylor. A série de Taylor possibilita encontrar os retornos marginais para cada variável da função custo:

$$LnC = \beta_0 + \sum_i \beta_{ij} \ln P_{ij} + 0.5 \sum_i \sum_j \Theta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \beta_y \ln Y_j + 0.5 \beta_{yy} \ln Y_j + \sum_i \Theta_{iy} \ln P_i \ln Y_j \quad (4)$$

Onde i é indicador dos custos e j são os municípios. A variável custo (C) é o somatório de P_1 , P_2 e P_3 . A variável P_1 são as despesas com juros por depósito; P_2 despesas com pessoal por total de ativos; P_3 outras despesas operacionais por ativo fixo (Ativos imobilizados) e Y produto total (Ativo total).

A Equação 4 possui a restrição $\sum_i \beta_i = 1$. A elasticidade unitária é uma restrição para minimização da função de custo no longo prazo (Ver, cap. 7, (Carrera-Fernandez, 2009)). Os efeitos marginais da Equação 4 são reestimados pelo Sistema de Regressão Aparentemente não Correlacionada (SUR) a partir função de participação nos custos (Ver, cap. 10, Greene (2008)):

$$S_i = \beta_i + \sum_j \Theta_{ij} \ln P_j + \Theta_{iy} \ln Y \quad (5)$$

⁸O volume de depósitos mede o custo do empréstimo ofertado pelo banco. O aumento na quantidade de depósitos faz com que bancos venham recorrer menos ao mercado interbancário, barateando o empréstimo. Logo, quanto maior for o volume de depósitos na região menor deverá ser o custo do dinheiro Bustos et al. (2016)

A Equação 5 possui as seguintes restrições:

$$\begin{aligned}\Theta_{ij} &= \Theta_{ji}; \\ \sum_i \Theta_{ij} &= 0; \text{ e} \\ \sum_i \Theta_{iy} &= 0\end{aligned}$$

A primeira restrição refere-se à simetria. A simetria é condição necessária para que a função seja invertível, todavia, o sistema SUR apresenta o problema de heterocedasticidade e autocorrelação. Logo, é incluída a matriz de ponderação de covariância (Σ) tornando o modelo singular (Greene, 2008). A segunda restrição considera a elasticidade cruzada igual a zero. Com isso, os insumos são independentes e a demanda para cada um dos bens não varia em relação ao preço do outro. A terceira restrição garante que os efeitos marginais sobre o custo sejam apenas impactados pela variação no nível de preços.

O custo marginal é encontrado por meio da variação da Equação 4 em razão do produto dada a participação do produto no custo total do banco. A construção da função de custo marginal (Equação 4) foi realizada a partir dos estudos de Ryan et al. (2014) e Carbo-Valverde et al. (2009).

$$cmg = \left(\frac{ct}{y}\right) * (\beta_y + \beta_{yy} \ln Y + \sum_i \theta_{iy} \ln P_i) \quad (6)$$

Onde ct é o custo total.

3.1.2 Índice de Custo de Crédito (ICC)

A variável custo de crédito é calculada com base na metodologia do Indicador do Custo de Crédito (ICC), utilizada pelo Banco Central. O indicador foi calculado para cada município. A medida dos juros foi construída a partir da discussão em torno da preferência por liquidez. Os estudos de Crocco et al. (2003, 2005); Rodríguez-Fuentes (1998) sugerem que regiões menos desenvolvidas possuem maior preferência por liquidez⁹. Diante da elevada preferência por liquidez bancos emprestam menos, pois a capacidade de empréstimo encontra-se no intermédio entre o emprestador e o mutuário Samolyk (1992). A pesquisa de Bustos et al. (2016) destaca que o preço do crédito depende do volume de depósitos realizados. Sendo assim, a taxa de juros cobrada nos municípios está correlacionada ao nível de depósito local.

De acordo com informações provenientes do Banco Central a variável de custo de crédito foi construída a partir da equação abaixo:

$$M^i = S_t^p * I_t^i \quad (7)$$

Onde M^i é o volume de juros no município (i); S_t^i é o saldo de operações de crédito no tempo (t), no município (i); e I_t^p taxa média de juros no tempo (t), no município (i). A razão depósitos por ativo é uma medida de *proxy* para os juros nos municípios.

$$I_t^i = \frac{\sum_{t=1}^{p=3478} S_{t,p} * i_p}{\sum_{t=1}^{p=3478} S_{t,p}} \quad (8)$$

⁹“Em áreas de menor dinamismo econômico, há uma maior preferência pela liquidez, dada a maior incerteza e os arranjos institucionais menos desenvolvidos” (Alexandre et al., 2008)

$$ICC_{t,i} = \left(\left(\frac{\sum_{t=1}^{p=3478} M_t^p * i_p}{\sum_{t=1}^{p=3478} S^p} + 1 \right) - 1 \right) * 100 \quad (9)$$

Onde $ICC_{t,i}$ é o custo de crédito no tempo (t), no município (i).

3.1.3 Ponderadores: variável custo de crédito e variável distância

Esta seção apresentará as informações dos ponderadores para a custo de crédito. A variável ICC (Equação 9) foi construída para sinalizar o custo de crédito naquele município. A aplicação dos ponderadores tem objetivo de convergir as informações financeiras das micro e pequenas empresas naquele município. A variável custo de crédito é ponderada pela inversa proporcional da amostra da quantidade de micro e pequenas empresas nos municípios. A ponderação invertida impede que os setores com maior participação na amostra sejam superponderados em relação àqueles de menor participação na amostra¹⁰.

$$\wp_{it} = \eta_{pt} / n_{it}; \quad (10a)$$

$$C_{it} = ICC_{t,i} * \wp_{it}; \quad (10b)$$

A variável C_{it} representa o custo ponderado das micro e pequenas empresas no município i, no tempo t. $ICC_{t,i}$ é a variável índice de custo de crédito. η_{pt} é o total de empresas no município i, no tempo t; n_{it} é o total de micro e pequenas empresas no município i, no tempo t.

A variável distância foi calculada a partir do software Rstudio, por meio do pacote "geobr" para o ano de 2019 e das funções "stcentroid" e "stdistance". No entanto, os dados de distância foram obtidos somente para o ano de 2019. Com isso, para obter os dados dos anos anteriores a variável distância foi ponderada pelo número de agências em cada município. A expectativa é que quanto maior a distância e a quantidade de agências bancárias naquele município, maiores os custos de agências.

$$Distancia_{i,t} = Dist_i * Ag_{it}; \quad (11)$$

A variável $Distancia_{i,t}$ representa a distância ponderada pela quantidade de agência no município i, no tempo t.

3.1.4 Índice de eficiência bancária

Esta seção apresenta a construção do índice de eficiência bancária. A literatura apresentou resultados para o indicador de eficiência bancária no estudo de Shamshur and Weill (2019). A pesquisa de Tecles and Tabak (2010) também construiu os indicadores de eficiência dos bancos no Brasil. Os dois estudos construíram o indicador de eficiência a nível de bancos. No presente estudo a eficiência dos bancos a nível de municípios. Dessa forma, a estimação do impacto da eficiência bancária sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Equação 16) traz contribuições para a literatura, pois foi construído a nível regional.

Para obter parâmetro de eficiência bancária parte-se da função de custo translog, estimada pelo método de máxima verossimilhança. O modelo (Equação 12) foi construído a partir dos estudos de Manlagñit (2011), Fungáčová et al. (2017) e Shamshur and Weill (2019):

¹⁰Ver cap 27 de Cameron and Trivedi (2005)

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{CT_{it}}{q * W_{3it}}\right) = & \beta_0 + \sum_i^2 \beta_j \ln\left(\frac{Y_{jit}}{q_{it}}\right) + \sum_i^2 \beta_k \ln\left(\frac{W_{kit}}{W_{3it}}\right) + 0.5 \sum_m^2 \sum_j^2 \beta_{jl} \ln\left(\frac{Y_{jit}}{q_{it}}\right) \ln\left(\frac{Y_{lit}}{q_{it}}\right) + \\ & 0.5 \sum_k^2 \sum_i^2 \beta_{ki} \ln\left(\frac{W_{kt}}{W_3}\right) \ln\left(\frac{W_{pt}}{W_3}\right) + 0.5 \sum_k^2 \sum_j^2 \ln\left(\frac{W_{kt}}{W_3}\right) \ln Y_j + \beta_q t + \\ & 0.5 \beta_r t^2 + \sum_i^2 \beta_j \ln\left(\frac{Y_{jit}}{q_{it}}\right) t + \sum_i^2 \beta_k \ln\left(\frac{W_{kit}}{W_{3it}}\right) t + \mu_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

Onde CT_{it} é o somatório de W_1 , W_2 e W_3 . W_{kit} é o k^{th} preço do insumo ($k=1,2$). A variável W_1 compõem as despesas com pessoal (salários do setor financeiro nos municípios). A variável W_2 são outras despesas de ativo imobilizado, *proxy* de despesas com ativo fixo. A variável W_3 inclui as despesas com as contas devedoras, *proxy* de despesas financeiras. A variável q_{it} é o ativo total para o município i no tempo t . Y_{jit} é o produto do banco ($j=1,2$). A variável Y_1 é o total de empréstimos e títulos em redesconto. Y_2 é o ativo menos os empréstimos e as despesas com ativo fixo. A variável μ_{it} é o termo de eficiência e v_{it} é o termo de erro.

Contudo, a Equação 12 é estimada simultaneamente com a Equação 13 para obter o distanciamento entre a função e sua fronteira Manlagñit (2011). μ_{it} é uma medida de eficiência e definida da seguinte forma:

$$\mu_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \quad (13)$$

A variável μ_{it} apresenta uma distribuição normal-truncada $N(0, \sigma^2)$. A variável z_{it} é composta por quatro variáveis: saldo devedor por empréstimo, resultado por total de ativos, empréstimo por depósito e depósito por total do passivo. A partir das Equação 12 e Equação 13 o custo de eficiência bancária é definido da seguinte forma:

$$CE_{it} = \exp(-\mu_{it}) \quad (14)$$

A estimação da função de fronteira estocástica apresentou uma tendência decrescente. O indicador encontrado é superior àquele no estudo de Shamshur and Weill (2019) e Tecles and Tabak (2010), mas próximos do estudo de Manlagñit (2011).

Os resultados apresentaram indicadores de eficiência bancária superiores a 1. A literatura sugere que quando o índice de eficiência dos bancos calculados a partir da função de custo é superior a 1, os bancos são considerados como ineficientes, Manlagñit (2011). Apesar do elevado índice, a melhora nos índices de eficiência dos bancos ao longo do tempo é acompanhada pelo processo de privatização e concentração do setor bancário. De 2006 a 2017 houve significativa redução no índice de ineficiência dos bancos. A redução no índice é combinada com o período de maior concentração bancária ao longo dos anos 2000. Dessa forma, a melhora nos indicadores de eficiência dos bancos no Brasil poderá estar correlacionada a concentração bancária.

Os resultados são diferentes dos estudos de Shamshur and Weill (2019) e Tecles and Tabak (2010). Porém, estes estudos foram realizados a nível de bancos, assim como o estudo de Manlagñit (2011). A análise desta pesquisa foi construída a nível de municípios. Dessa forma, a hipótese desta pesquisa é que os custos de agência podem tornar os bancos ineficientes.

3.2 Modelos de regressão econométrica

O trabalho estimará três modelos econométricos pelo método de mínimos quadrados, controlando o efeito do tempo e da heterogeneidade dos municípios, conforme Fungáčová et al. (2017) e Shamshur and Weill (2019). O primeiro mensura o custo de crédito das micro e pequenas empresas nos municípios perante ao poder de monopólio dos bancos na região (Equação 15). Os resultados sinalizam para maior preço dos serviços de crédito junto aos financiadores. A literatura indica que haverá melhores condições de financiamento para empresas pequenas na presença de monopólio bancário. Contudo, esta pesquisa encontrou resultados contrários. Diante desta evidência, o segundo modelo será usado para verificar o impacto da eficiência bancária sobre o custo de crédito das firmas menores (Equação 16). As evidências revelaram que apesar do elevado poder de mercado do setor, os bancos brasileiros são ineficientes. Portanto, os resultados são consistentes com a literatura, uma vez que a ineficiência do setor justificam as restrições de crédito na presença de monopólio bancário. No entanto, outros estudos apontam que o indicador de eficiência dos bancos apresentam níveis intermediários. A hipótese dessa pesquisa seria que os bancos são ineficientes do ponto de vista espacial devidos aos custos de agência. Com isso, o terceiro modelo estima o impacto da distância entre a sede e a filial bancária podem explicar os custos de crédito das micro e pequenas empresas (Equação 17).

A Equação 15 é construída a partir do estudo de Fungáčová et al. (2017):

$$C_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \delta PM_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Onde C_{it} é o custo do crédito das micro e pequenas empresas no município i no tempo t . A variável custo de crédito foi construída pela correlação entre o índice de custo de crédito (ICC), ponderado pela participação invertida das micro e pequenas empresas nos municípios; X_{it} são informações da firma (tamanho e ativo intangível); Z_{it} é o conjunto de variáveis regionais (crédito, estado de direito, PIB per capita e inflação); PM_{it} são três medidas do poder de mercado (indicador de lerner, Herfindahl - Hirschman (HHI) e CR5); θ_i efeito fixo do município; μ_t efeito fixo do tempo e ε_{it} termo de erro aleatório.

A Equação 16 é construída a partir do estudo de Shamshur and Weill (2019). Os indicadores de eficiência foram superiores a 1, dessa forma, os resultados da Equação 16 tendem a sinalizar o comportamento dos custos de crédito das micro e pequenas empresas a partir da ineficiência do setor bancário, Manlagñit (2011):

$$C_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \delta Efban_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Onde, C_{it} é o custo do crédito no município i no período t ; X_{it} são as informações da firma (tamanho e ativo intangível); Z_{it} é o conjunto de variáveis regionais (crédito, estado de direito, PIB per capita e inflação); $Efban_{it}$ é o índice de eficiência bancária; θ_i é o efeito fixo do município; μ_t é o efeito fixo do tempo e ε_{it} termo de erro aleatório.

A Equação 17 verifica se a distância entre a sede e a filial bancária aumenta os custos de crédito, tendo em vista que os cinco principais bancos do Brasil estão localizados nos municípios de São Paulo (para bancos privados) e Brasília (para bancos públicos).

$$C_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \delta Dis_{it} + \lambda PM_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Onde, C_{it} é o custo do crédito no município i no período t ; X_{it} são as informações da

firma (tamanho e ativo intangível); Z_{it} é o conjunto de variáveis regionais (crédito, estado de direito, PIB per capita e inflação); Dis_{it} é a distância dos municípios para os municípios de São Paulo e Brasília; θ_i é o efeito fixo do município; μ_t é o efeito fixo do tempo e ε_{it} termo de erro aleatório.

4 Resultados

Neste capítulo serão apresentados os principais resultados das estimações para os três modelos econométricos apresentados na seção anterior. O primeiro resultado refere-se a Equação 15 em que mede o impacto do poder de monopólio sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Subseção 4.1). O segundo resultado refere-se a Equação 16 em que mede o impacto da eficiência bancária sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Subseção 4.2). O terceiro refere-se a Equação 17 mensura o impacto da distância entre a sede e as filiais bancárias sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Subseção 4.3).

4.1 Estimativa da função custo de crédito

Os resultados na Tabela 2 indicam crescimento no custo de crédito para as micro e pequenas empresas para os três indicadores de concentração bancária (índice de Lerner, HHI e CR5). A variável da firma Tamanho_Pequenas_Empresas é positiva e estatisticamente significativa para os índices Lerner e HHI. Esta mesma variável é positiva, porém estatisticamente não significativa para o índice CR5. A variável Ativo_Pequenas_Empresas é negativa e estatisticamente significativa para o índice de concentração CR5. Esta mesma variável é negativa, porém, estatisticamente não significativa para os indicadores Lerner e HHI. A variável institucional é negativa e estatisticamente significativa para todos indicadores de concentração. A variável crédito é positiva para os indicadores de concentração de Lerner e HHI, porém é estatisticamente significativa somente para o indicador HHI. Já para o índice de concentração CR5, o crédito é negativo e estatisticamente significativo. A variável PIB_Municípios é negativa e estatisticamente significativa para os índices de concentração Lerner e HHI. Já para o índice de concentração CR5, o PIB_Municípios é negativo e estatisticamente não significativo. A variável IPTU_Municípios é positiva e estatisticamente não significativa para os indicadores de concentração Lerner e CR5. Já para o índice de concentração HHI, o IPTU_Municípios é positivo e estatisticamente não significativo.

Tabela 2: Estimativa do custo de crédito

	Custo de Crédito das Micro e Pequenas Empresas		
	(1)	(2)	(3)
Indice_Lener	0.2139883*** (0.07)		
Indice_HHI		0.1152399*** (0.02)	
Indice_CR5			0.0901156* (0.05)
Tamanho_Pequenas_Empresas	0.0000010* (0.00)	0.0000022*** (0.00)	0.0000005 (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000001*** (0.00)
Credito	0.0000005 (0.00)	0.0000015*** (0.00)	-0.0146493*** (0.00)
Institucional	-0.0015163*** (0.00)	-0.0013531*** (0.00)	-0.0019767*** (0.00)
PIB_Municipios	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000** (0.00)	-0.0046237 (0.01)
IPTU_Municipios	0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	0.0000000 (0.00)
Observações	32474	33298	30653
Ajustado R^2	0.011	0.025	0.006
Região FE	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.2 Estimativa da função de eficiência bancária

O segundo resultado a ser apresenta é a função de eficiência bancária (Equação 12). Os indicadores de eficiência foram superiores a 1. O índice de eficiência bancário médio é de 1.32%. Dessa forma, o custo de produção dos bancos nos municípios brasileiros, em média, excedem a fronteira de produção em 32%, próximo ao indicador encontrado no estudo de Manlagñit (2011). Com isso, a interpretação para os resultados na Tabela 3 são diferentes do estudo de Shamshur and Weill (2019), pois este autor encontrou índices de eficiência bancária abaixo da curva de fronteira. Dessa forma, aumento no variável de Ineficiência_bancos indica que a ineficiência do setor bancário no Brasil aumenta. O objetivo desta seção é trazer a primeira hipótese para explicar os resultados do poder de monopólio sobre os indicadores financeiros das micro e pequenas empresas.

Os resultados da Tabela 3 incluem as médias e grandes empresas, além das micro e pequenas empresas. A variável Ineficiência_bancos é positiva para todos os portes das firmas, porém é estatisticamente significativa somente para as micro e pequenas empresas. Dessa forma, aumento na ineficiência bancária aumenta os custos de crédito das micro e pequenas empresas. Os resultados assim como as interpretações foram diferentes aos encontrados Shamshur and Weill (2019). Isso porque enquanto o presente estudo encontrou indicadores de eficiência bancária acima da fronteira de eficiência, o estudo de Shamshur and Weill (2019) encontrou indicado-

res de eficiência abaixo da curva de fronteira. Com isso, a interpretação deste estudo sugere que aumento no indicador de eficiência bancária torna a atividade bancária ineficiente. Logo, o aumento no índice de eficiência bancária elevam os custos de crédito.

Tabela 3: Estimativa do custo de crédito por ineficiência bancária

	Micro empresas	Médias empresas	Grandes empresas
	(1)	(2)	(3)
Ineficiencia_bancos	0.8169558*** (0.27)	0.8312965 (0.63)	0.1539126 (0.18)
Tamanho_Empresas	-0.0000007*** (0.00)	0.0075602 (0.01)	-0.0000007*** (0.00)
Ativo_Empresas	-0.0000000 (0.00)	-0.1473338*** (0.01)	0.0000000 (0.00)
Credito	-0.0955287*** (0.01)	-0.0904697*** (0.01)	-0.0515679*** (0.00)
Institucional	-0.0033751*** (0.00)	-0.1271445*** (0.02)	0.0011511*** (0.00)
PIB_Municipios	-0.2177578*** (0.00)	-0.0735158*** (0.01)	-0.1676990*** (0.00)
IPTU_Municipios	-0.0005036 (0.00)	0.0243192*** (0.01)	0.0882056*** (0.00)
Observações	30741	13354	30108
Ajustado R^2	0.144	0.158	0.074
Região FE	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Outro modo de verificar os efeitos da eficiência bancária sobre os custos de crédito das micro e pequenas empresas no Brasil é através da interação entre o índice de concentração dos bancos (indicador de lerner, Herfindahl - Hirschman (HHI) e CR5) e de ineficiência bancária. O objetivo deste modelo é verificar qual impacto da ineficiência bancária sobre os custos de crédito dos bancos quando é adicionado ao modelo o poder de monopólio dos bancos. Ou seja, qual seria o efeito da ineficiência bancária quando houver aumento no poder de monopólio destes bancos.

Os resultados apresentados na Tabela 4 mostram a interação entre o indicador de ineficiência bancária e o poder de monopólio dos bancos. A variável Ineficiência_bancos é positivo e estatisticamente significativo para os três indicadores de concentração inseridos no modelo. Os resultados mostram que o coeficiente de interação entre o índice de concentração e ineficiência bancária eleva o custo do crédito para as micro e pequenas empresas. Esses resultados são observados para os indicadores HHI e CR5, porém, não é observado para o índice de Lerner. Isso sugere que a ineficiência do setor bancário tem um efeito positivo sobre o custo do crédito e, quando o poder de monopólio dos bancos aumenta, esse efeito cresce. Logo, tanto o poder de monopólio dos bancos quanto a ineficiência do setor aumentam os custos de crédito das micro e pequenas empresas.

Tabela 4: Estimativa do custo do crédito por interação poder de monopólio e ineficiência bancária

	Índice de Lener	Índice HHI	Índice CR5
	(1)	(2)	(3)
Ineficiencia_bancos	0.7560156*** (0.26)	0.7072468*** (0.27)	0.5988353** (0.29)
Indice_Lener	0.0007863 (0.00)		
Ineficiencia_bancos_Indice_Lener	-0.0007699 (0.00)		
Indice_HHI		0.0627849*** (0.02)	
Ineficiencia_bancos_Indice_HHI		0.2152840*** (0.02)	
Indice_CR5			-0.0242820 (0.04)
Ineficiencia_bancos_Indice_CR5			0.2195929*** (0.02)
Tamanho_Pequenas_Empresas	-0.0000085*** (0.00)	-0.0000011*** (0.00)	-0.0000012 (0.00)
Crédito	0.0000016*** (0.00)	0.0000009** (0.00)	-0.0936811*** (0.01)
Institucional	-0.0027526*** (0.00)	-0.0034437*** (0.00)	-0.1130014*** (0.01)
PIB_Municipios	0.0000000*** (0.00)	-0.0471148*** (0.01)	-0.0000000 (0.00)
IPTU_Municipios	-0.0023880 (0.00)	0.0091613*** (0.00)	0.0024299 (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	0.0000002*** (0.00)	-0.0827618*** (0.00)	-0.1279528*** (0.00)
Observações	30864	28832	27182
Ajustado R^2	0.049	0.155	0.154
Região FE	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.3 Estimativa da função de distância bancária

Os resultados da Tabela 5 indicam que o aumento na distância entre a sede dos bancos, seja no municípios de São Paulo ou no municípios do Distrito Federal (Distância (SP) e Distância (DF)) para o restante dos municípios, aumentam os custos de crédito. O aumento nos custos de crédito é explicado pelo custos de agência, conforme a literatura sinaliza. Os indicadores de eficiência bancária (IndiceLener, IndiceHHI e IndiceCR5) são positivos/negativos, mas estatisticamente não significativos. Os resultados apontam que a distância exercem maior impacto sobre os custos de crédito, quando comparado ao índice de concentração bancária.

Tabela 5: Estimativa do custo de crédito por distância bancária

	Índice de Lener	Índice HHI	Índice CR5	Índice de Lener	Índice de HHI	Índice de CR5
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Distância (SP)	0.0319634*** (0.01)	0.0318263*** (0.01)	0.0323620*** (0.01)			
Distância (DF)				0.2138603*** (0.01)	0.2140307*** (0.01)	0.2141456*** (0.01)
Índice_Lener	0.0685692 (0.07)			0.0756814 (0.07)		
Índice_HHI		0.0021786 (0.01)			-0.0059187 (0.01)	
Índice_CR5			-0.0206294 (0.03)			-0.0267407 (0.03)
Tamanho_Pequenas_Empresas	0.2049855*** (0.00)	0.2049320*** (0.00)	0.2049566*** (0.00)	0.2174213*** (0.00)	0.2173360*** (0.00)	0.2173176*** (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000** (0.00)	-0.0000000** (0.00)
Credito	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)
Institucional	0.0007867*** (0.00)	0.0007854*** (0.00)	0.0007880*** (0.00)	0.0008383*** (0.00)	0.0008380*** (0.00)	0.0008401*** (0.00)
PIB_Municipios	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)
IPTU_Municipios	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000 (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)
Observations	33295	33295	33295	33294	33294	33294
Adjusted R^2	0.245	0.245	0.245	0.260	0.260	0.260
Region FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.4 Teste de robustez

A análise de robustez será realizada para variável custo de crédito. A variável custo de crédito é mensurada pela literatura através das despesas financeiras por total da dívida¹¹. O objetivo é construir uma nova variável custo de crédito que se aproxime daquele sugerida pela literatura será estimada a Equação 18.

A Equação 18 é o modelo *shift-share* que tem o objetivo de verificar o impacto das variáveis a nível nacional sobre as variáveis a nível dos municípios. As variáveis a nível nacional permitirá a este estudo identificar aquelas variáveis utilizadas pela literatura para mensurar o custo de crédito das micro e pequenas empresas nos municípios. Por exemplo, a variável despesas financeiras por total de despesas com dívidas descontada taxa de juros nacional (γ_{jt}) é utilizada para identificar os custos de crédito das firmas (ver Carbo-Valverde et al. (2009), Fungáčová et al. (2017) e Shamshur and Weill (2019)). Porém, neste estudo teremos a variável sugerida pela literatura (despesas financeiras) a nível nacional influenciando na variável custo de crédito a nível dos municípios. Ou seja, continuaremos a utilizar uma *proxy* do custo de crédito, contudo teremos algumas características da variável sugerida pela literatura.

A Equação 18 é construída a partir do estudo de Barone et al. (2018):

$$\Delta \ln(ICC_{it}) = \alpha_0 + \beta X_{it} + \theta_j \gamma_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

¹¹Ver Carbo-Valverde et al. (2009), Fungáčová et al. (2017) e Shamshur and Weill (2019)

A variável $\Delta \ln(ICC_{it})$ é a variação do índice de custo de crédito no município i , no tempo t , X_{it} mensura a demanda local (crescimento do valor adicionado defasado; pib per capita adicionado; produtividade do trabalho; taxa de desemprego; participação de indivíduos com graduação; índice de infraestrutura (*proxy* para capital físico); indicador de votação; taxa de exportação por PIB e participação do valor adicionado da manufatura, construção e serviços) e, γ_{jt} seria despesas financeiras por total de despesas com dívidas descontada taxa de juros nacional.

O ponderador para o parâmetro γ_{jt} será mensurado por:

$$C_{it}^* = T_{it} * \theta_j \quad (19)$$

Na Equação 19 C_{it}^* refere-se a variável alternativa para o custo de crédito das micro e pequenas empresas no município i , no tempo t . θ_j é o parâmetro da Equação 18 estimada; T_{it} é o tempo de trabalho¹² dos funcionários. O tempo de trabalho é uma *proxy* que sinaliza o tempo de existência das firmas no mercado pois é uma sinalização de confiança, Diamond (1989).

Os resultados na Tabela 6 apontam para o crescimento nos custos de crédito diante do aumento na distância na distância entre o município sede e os filiais dos bancos nos municípios. Os resultados para o modelo com a variável alternativa do custo de crédito são similares ao resultado principal (Tabela 5).

¹²Razão entre o tempo dos trabalhadores nas micro e pequenas empresas e o tempo de trabalho em todas empresas do município.

Tabela 6: Estimativa do custo de crédito por distância bancária

	Índice de Lener	Índice HHI	Índice CR5	Índice de Lener	Índice de HHI	Índice de CR5
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Distância (SP)	0.0319634*** (0.01)	0.0318263*** (0.01)	0.0323620*** (0.01)			
Distância (DF)				0.2138603*** (0.01)	0.2140307*** (0.01)	0.2141456*** (0.01)
Índice_Lener	0.0685692 (0.07)			0.0756814 (0.07)		
Índice_HHI		0.0021786 (0.01)			-0.0059187 (0.01)	
Índice_CR5			-0.0206294 (0.03)			-0.0267407 (0.03)
Tamanho_Pequenas_Empresas	0.2049855*** (0.00)	0.2049320*** (0.00)	0.2049566*** (0.00)	0.2174213*** (0.00)	0.2173360*** (0.00)	0.2173176*** (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000** (0.00)	-0.0000000** (0.00)
Credito	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)
Institucional	0.0007867*** (0.00)	0.0007854*** (0.00)	0.0007880*** (0.00)	0.0008383*** (0.00)	0.0008380*** (0.00)	0.0008401*** (0.00)
PIB_Municipios	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)
IPTU_Municipios	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000 (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)
Observations	33295	33295	33295	33294	33294	33294
Adjusted R^2	0.245	0.245	0.245	0.260	0.260	0.260
Region FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

5 Considerações Finais

Os resultados desta pesquisa é uma alternativa para o entendimento do custo de crédito no Brasil. Os estudos explicam que parte destes encargos são provenientes do monopólio, porém, este trabalho indica que a concentração bancária inserida na dimensão espacial intensifica as restrições de crédito. A hipótese é que o monopólio gera aparecimento dos custos de agência e monitoramento devido ao distanciamento entre a sede e filial dos bancos. Desse modo, a melhor forma de minimizar estes efeitos seria o desenvolvimento do mercado de crédito regional. Contudo, as instituições financeiras regionais não teriam escala de produção suficiente para aumentar o prazo do financiamento bancário. Portanto, este estudo sugere que além do desenvolvimento bancário regional é necessário melhora do setor jurídico, pois desestimularia aumento da inadimplência.

A identificação dos custos de crédito a partir da interação entre o poder de monopólio e a dimensão espacial é a principal contribuição deste estudo. Entretanto, a construção da variável distância é uma fragilidade do trabalho. Isso porque é uma variável *proxy* com objetivo de capturar o efeito do espaço, porém, não é muito frequente na literatura. Além disso, houve a necessidade da utilização do ponderador, ou seja, mais uma estratégia para encontrar esta variável. Dessa forma, estudos futuros poderão contribuir para melhor formulação da variável custo de agência e monitoramento no Brasil a partir do monopólio dos bancos.

Referências

- Alessandrini, P., Presbitero, A. F., and Zazzaro, A. (2009). Banks, distances and firms' financing constraints. *Review of Finance*, 13(2):261–307.
- Alexandre, M., Biderman, C., Lima, G. T., et al. (2008). Distribuição regional do crédito bancário e convergência no crescimento estadual brasileiro. *Economia*, 9(3):457–490.
- Barone, G., De Blasio, G., and Mocetti, S. (2018). The real effects of credit crunch in the great recession: evidence from italian provinces. *Regional Science and Urban Economics*, 70:352–359.
- Beatriz, M., Coffinet, J., and Nicolas, T. (2018). Relationship lending and smes' funding costs over the cycle: why diversification of borrowing matters. *Journal of Banking & Finance*, page 105471.
- Berger, A. N. and Black, L. K. (2011). Bank size, lending technologies, and small business finance. *Journal of Banking & Finance*, 35(3):724–735.
- Berger, A. N. and DeYoung, R. (2001). The effects of geographic expansion on bank efficiency. *Journal of financial services research*, 19(2):163–184.
- Berger, A. N. and Udell, G. F. (1995). Relationship lending and lines of credit in small firm finance. *Journal of business*, pages 351–381.
- Bolton, P., Freixas, X., Gambacorta, L., and Mistrulli, P. E. (2016). Relationship and transaction lending in a crisis. *The Review of Financial Studies*, 29(10):2643–2676.
- Boot, A. W. and Thakor, A. V. (2000). Can relationship banking survive competition? *The journal of Finance*, 55(2):679–713.
- Bustos, P., Garber, G., Ponticelli, J., et al. (2016). Capital allocation across sectors: Evidence from a boom in agriculture. *Banco Central do Brasil* (414).
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press.
- Carbo-Valverde, S., Rodriguez-Fernandez, F., and Udell, G. F. (2009). Bank market power and sme financing constraints. *Review of Finance*, 13(2):309–340.
- Carling, K. and Lundberg, S. (2005). Asymmetric information and distance: an empirical assessment of geographical credit rationing. *Journal of Economics and Business*, 57(1):39–59.
- Carrera-Fernandez, J. (2009). Curso básico de microeconomia.
- Cenni, S., Monferrà, S., Salotti, V., Sangiorgi, M., and Torluccio, G. (2015). Credit rationing and relationship lending. does firm size matter? *Journal of Banking & Finance*, 53:249–265.
- Cerqueiro, G., Degryse, H., and Ongena, S. (2009). Distance, bank organizational structure and credit. *The Changing Geography of Banking and Finance*, pages 54–74.
- Cole, R. A. (1998). The importance of relationships to the availability of credit. *Journal of Banking & Finance*, 22(6-8):959–977.
- Cotugno, M., Monferrà, S., and Sampagnaro, G. (2013). Relationship lending, hierarchical distance and credit tightening: Evidence from the financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, 37(5):1372–1385.

- Crocco, M., Cavalcante, A., and Barra, C. (2005). The behavior of liquidity preference of banks and public and regional development: the case of Brazil. *Journal of Post Keynesian Economics*, 28(2):217–240.
- Crocco, M., Cavalcante, A., Barra, C., et al. (2003). Money and space: the behaviour of liquidity preference of banks and public in a peripheral country. Technical report, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais.
- Degryse, H. and Ongena, S. (2004). The impact of competition on bank orientation and specialization.
- Degryse, H. and Ongena, S. (2005). Distance, lending relationships, and competition. *The Journal of Finance*, 60(1):231–266.
- Delis, M. D., Kokas, S., and Ongena, S. (2017). Bank market power and firm performance. *Review of Finance*, 21(1):299–326.
- Demirgüç-Kunt, A., Laeven, L., and Levine, R. (2003). The impact of bank regulations, concentration, and institutions on bank margins. *World Bank Policy Research Working Paper*, (3030).
- Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The review of economic studies*, 51(3):393–414.
- Diamond, D. W. (1989). Reputation acquisition in debt markets. *Journal of political Economy*, 97(4):828–862.
- Diamond, D. W. (1991). Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt. *Journal of political Economy*, 99(4):689–721.
- Fazzari, S., Hubbard, R. G., and Petersen, B. C. (1987). Financing constraints and corporate investment.
- Fredriksson, A. and Moro, A. (2014). Bank–sme relationships and banks’ risk-adjusted profitability. *Journal of Banking & Finance*, 41:67–77.
- Fungáčová, Z., Shamshur, A., and Weill, L. (2017). Does bank competition reduce cost of credit? cross-country evidence from Europe. *Journal of Banking & Finance*, 83:104–120.
- Greene, W. H. (2008). The econometric approach to efficiency analysis. *The measurement of productive efficiency and productivity growth*, 1(1):92–250.
- Ioannidou, V. and Ongena, S. (2010). “time for a change”: loan conditions and bank behavior when firms switch banks. *The Journal of Finance*, 65(5):1847–1877.
- Joaquim, G., van Doornik, B. F. N., Ornelas, J., et al. (2019). *Bank competition, cost of credit and economic activity: evidence from Brazil*. Banco Central do Brasil.
- Kano, M., Uchida, H., Udell, G. F., and Watanabe, W. (2011). Information verifiability, bank organization, bank competition and bank–borrower relationships. *Journal of Banking & Finance*, 35(4):935–954.
- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth*, 1:865–934.
- Manlagñit, M. C. V. (2011). Cost efficiency, determinants, and risk preferences in banking: A case of stochastic frontier analysis in the Philippines. *Journal of Asian Economics*, 22(1):23–35.

- Petersen, M. A. and Rajan, R. G. (1994). The benefits of lending relationships: Evidence from small business data. *The journal of finance*, 49(1):3–37.
- Petersen, M. A. and Rajan, R. G. (1995). The effect of credit market competition on lending relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2):407–443.
- Rajan, R. G. (1992). Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt. *The Journal of finance*, 47(4):1367–1400.
- Rodríguez-Fuentes, C. J. (1998). Credit availability and regional development. *Papers in Regional Science*, 77(1):63–75.
- Ryan, R. M., O'Toole, C. M., and McCann, F. (2014). Does bank market power affect sme financing constraints? *Journal of Banking & Finance*, 49:495–505.
- Samolyk, K. A. (1992). Bank performance and regional economic growth: Evidence of a regional credit channel, working paper 92-04.
- Shamshur, A. and Weill, L. (2019). Does bank efficiency influence the cost of credit? *Journal of Banking & Finance*, 105:62–73.
- Shimizu, K. (2012). Bankruptcies of small firms and lending relationship. *Journal of Banking & Finance*, 36(3):857–870.
- Stiglitz, J. E. and Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review*, 71(3):393–410.
- Tecles, P. L. and Tabak, B. M. (2010). Determinants of bank efficiency: The case of brazil. *European Journal of Operational Research*, 207(3):1587–1598.
- Zeidan, R. (2020). Why bank credit in brazil is the most expensive in the world? *Revista Brasileira de Finanças*, 18(4):1–22.
- Zhao, T. and Jones-Evans, D. (2017). Smes, banks and the spatial differentiation of access to finance. *Journal of Economic Geography*, 17(4):791–824.