



Universidade de Brasília – UnB
Departamento de Economia
Ciências Econômicas

Gabriel Morum Garcia

FATORES DETERMINANTES DO *SPREAD* BANCÁRIO NO BRASIL

Brasília – DF

2018

GABRIEL MORUM GARCIA

FATORES DETERMINANTES DO *SPREAD* BANCÁRIO NO BRASIL

Monografia de conclusão de curso
apresentada ao curso de Ciências
Econômicas da Universidade de
Brasília.

Orientador: Daniel Cajueiro Oliveira

BRASÍLIA

2018

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família que me apoiou nestes anos, mesmo distante. À minha irmã, por ter estado comigo desde o início desta jornada até o fim. Agradeço ao professor Cajueiro pelo auxílio na conclusão deste trabalho. Aos meus amigos que incentivaram e tornaram os estudos mais fáceis e a minha namorada por todo apoio e atenção.

RESUMO

O presente trabalho visa a analisar o impacto de características bancárias e da estrutura de mercado na determinação do *spread* bancário no Brasil. São utilizados dados de 1067 instituições e conglomerados financeiros para o período de março de 2011 até dezembro de 2017. A amostra é organizada em um painel curto modelado para presença de heteroscedasticidade e efeitos aleatórios. A regressão confirma as hipóteses iniciais de efeito positivo do *market share* e da cobertura geográfica do mercado brasileiro na determinação do *spread* bancário.

Palavras-chave: *spread* bancário; setor bancário; crédito.

ABSTRACT

The present work analyses the impact of specific bank characteristics and market structure on the determination of the bank interest spread in Brazil. Data from 1067 financial conglomerates and institutions from march 2011 to december 2017 are used. The sample is then organized in a short panel modeled for heteroskedacity and random effects. The regression confirms the initial hypothesis of a positive relation from market share and geografical cover of the brazilian market in the determination of the bank interest spreads.

Key words: bank interest spread; banking sector; credit.

Sumário

Introdução	13
Revisão de Literatura	15
<i>Spread</i> Bancário no Brasil	20
Dados	26
Metodologia	30
Resultado	35
Conclusão	40
Bibliografia	42
Anexos	44

Introdução

Este trabalho visa a analisar o impacto de características específicas dos bancos e da estrutura de mercado na determinação do *spread* bancário no Brasil.

Recentemente este tema é foco de estudos do Banco Central, como o Painel Projeto *Spread* Bancário (2017). Dado o atual cenário de recuperação da economia brasileira, o Banco Central busca medidas para reduzir o *spread* nela cobrado e tornar o Sistema Financeiro mais eficiente.

A literatura aborda o tema adotando o banco como um agente intermediador entre a demanda de empréstimos e a oferta de depósitos. Resultados recentes apontam para a maior influência de fatores macroeconômicos na determinação do *spread* bancário do mercado brasileiro (Afanasieff, Lhacer e Nakane, 2002; Bignotto e Rodrigues, 2006; Fiche, 2015).

Este estudo parte da observação de duas bases de dados distintas divulgadas pelo Banco Central para analisar a estrutura do mercado de operações de crédito no Brasil. Com o tratamento dos dados, é possível demonstrar que o mercado brasileiro apresenta municípios com altos índices de concentração. Além disso, há instituições que possuem operação em grande parte da amostra de municípios, com números três a quatro vezes superiores à cobertura média dos bancos. Por fim, observa-se também que a concentração do mercado evoluiu no período analisado, de março de 2011 até dezembro de 2017.

A metodologia se baseou na teoria e no modelo criados por Ho e Saunders (1981). Para estimação da regressão, foram adotadas variáveis explicativas utilizadas em outros estudos sobre o mercado brasileiro (Afanasieff, Lhacer e Nakane, 2002; Fiche, 2015).

A próxima seção deste trabalho apresentará uma revisão da literatura dos principais trabalhos sobre o tema; na seção III será discutido o cenário atual do *spread* bancário no Brasil; a seção IV introduz os dados utilizados

para este estudo; a seção V apresenta a metodologia utilizada; na seção VI serão expostos os resultados; e, por fim na seção VII o trabalho é analisado e concluído.

Revisão de Literatura

Em seu artigo acerca dos determinantes do *spread* bancário, Ho e Saunders (1981) apresentam o modelo inicial e que seria posteriormente discutido em outros estudos sobre o tema. Inicialmente, os autores discorrem sobre a exposição que os bancos possuem à volatilidade da taxa de juros. Tal exposição é proveniente de um modelo onde os bancos adotam um comportamento de *hedge* na maturidade de suas obrigações. Ou seja, equiparar a maturidade dos ativos e dos passivos, de modo que o banco não seja exposto ao risco de refinanciamento ou de reinvestimento.

Este modelo considera que o principal risco a ser evitado pelos bancos é sua exposição à volatilidade da taxa de juros. Os autores então apresentam outro tipo de modelo acerca do comportamento dos bancos em que os mesmos são considerados agentes avessos ao risco e que maximizam a utilidade esperada dos lucros. De modo a conciliar os modelos de comportamento de *hedge* e de maximização da utilidade esperada, os autores buscam uma modelagem adequada para analisar os determinantes da taxa do *spread* bancário, também denominado de margem dos bancos.

O estudo se concentra em apresentar um modelo em que os bancos adotam um comportamento de intermediadores financeiros (demandante de depósitos e fornecedor de empréstimos). Ao fornecer o serviço de intermediação financeira os bancos estão expostos a um custo decorrente do fato que a demanda por empréstimos e a oferta por depósitos são vistas como funções estocásticas e não necessariamente são consumidas no mesmo período. Os bancos então cobram uma taxa pelo risco que assumem em sua exposição financeira no mercado de curto-prazo devido à incerteza proveniente da inequidade de maturidade do seu passivo ativo.

O modelo proposto considera que o *mark-up* ótimo é determinado por quatro fatores: o grau de aversão ao risco do banco, a estrutura de mercado, a grandeza das transações bancárias e a volatilidade da taxa de juros. Argumenta-se que sempre haverá um *spread* bancário positivo,

devido à incerteza nas transações. Os autores denominam este prêmio cobrado pela incerteza de *spread puro*.

A literatura em geral busca estudar os determinantes do *spread* bancário divididos entre fatores macroeconômicos e microeconômicos. Para isto, o modelo de 1981 de Ho e Saunders se encaixa com o problema ao propor a estimação em dois estágios, com a análise do impacto de cada fator individualmente. Posteriormente, os autores adotam este modelo e aplicam diferentes variáveis para observar os seus impactos.

Ho e Stoll (1983) discorrem sobre o comportamento e a interação de intermediadores financeiros em um mercado de competição e a determinação do *spread* de mercado dado entre propostas e ofertas. O artigo propõe um modelo com vários agentes e vários períodos e busca apresentar uma base para trabalhos empíricos que distinga mercados com intermediadores monopolísticos e em competição. Os agentes estão expostos ao risco não apenas da incerteza no retorno de seu inventário, mas também da incerteza da chegada das transações.

Semelhante ao proposto por Ho e Saunders, considera-se que os agentes buscam maximizar a utilidade esperada de sua riqueza, porém os agentes são dependentes das decisões tomadas por outros agentes. Os autores concluíram que o modelo proposto pode ser utilizado para quaisquer mercados nos quais existam um problema de incerteza em um leilão no qual o preço de um participante depende de sua posição relativa aos seus competidores.

Estendendo o modelo de Ho e Saunders em 1981 de modo a considerar o caso de heterogeneidade na demanda por empréstimos, o intermediador financeiro é capaz de controlar o *spread* de cada produto. Em um modelo com dois tipos de empréstimos, a elasticidade cruzada dos empréstimos representa que a queda nas taxas de um tipo influencia na redução da demanda do outro (Allen, 1988).

A literatura aponta que bancos com maior exposição ao risco de crédito e maior exposição à taxa de juros compensam seu maior risco com prêmios

pelo serviço de intermediação financeira maior (Angbazo, 1997; Saunders e Schumacer, 1997; Bignotto e Rodrigues, 2006).

As diferenças observadas no risco de crédito e risco de liquidez se devem aos diferentes portfólios selecionados pelos bancos. Em suma, esta diferença é resultante das exposições dos bancos a ativos de curto e de longo prazo. Ademais, atividades bancárias não registradas no balanço (“*off-balance sheet*”) proporcionam um portfólio baseado em ativos mais diversificados e com maiores margens do que atividades de financiamento de depósitos ou de “*equity*” (Angbazo, 1997).

Saunders e Schumacher (1997) concluem que o *spread* bancário é impactado tanto por efeitos de estrutura de mercado como por volatilidade dos juros. Os resultados apontam que o *spread* é impactado tanto pela volatilidade dos juros no curto-prazo quanto no longo-prazo. Quantitativamente, um aumento de 1% na volatilidade dos juros levaria a um aumento de 0,2% na margem dos juros bancário.

Em uma amostra de bancos das sete maiores economias presentes na OCDE entre 1988-1995 o estudo decompõe a margem do *spread* em três principais componentes: 1) um componente acerca da tributação e dos efeitos de componentes regulatórios, (ii) um componente da estrutura do mercado, refletindo a competitividade no mercado bancário, (iii) um componente de prêmio para o risco, em vias de compreender o risco a que os bancos se sujeitam nos serviços de intermediação bancária.

Acerca da estrutura de mercado, seu impacto se apresenta heterogêneo entre os países. Em geral, os autores apontam que quanto menor a abrangência geográfica e a universalidade dos serviços bancários, maior tende a ser o poder de monopólio dos bancos e também maiores seus *spreads*.

A priori não seria possível determinar se o elevado *spread* bancário é negativo ou positivo em uma perspectiva social. De um lado, vale considerar que baixos níveis de *spread* bancários representariam uma economia com alto grau de competitividade no sistema bancário, com baixas taxas regulatórias como depósitos compulsórios e taxas do tipo Q.

Por outro lado, uma margem maior neste indicador garante ao sistema bancário maior estabilidade, de modo que os impactos sociais de choques macroeconômicos seriam melhor absorvidos, reduzindo assim as externalidades negativas sobre a sociedade, historicamente elevadas durante períodos de crises no mercado bancário.

Quanto maior a participação dos bancos na economia e menor concentração de mercado, menor as margens e os lucros. Bancos estrangeiros inseridos na economia possuem maiores margens e lucros que bancos domésticos em economias em desenvolvimento, enquanto o oposto ocorre em economias industriais. Ademais, há evidência que as taxações são repassadas aos clientes dos bancos, enquanto os depósitos compulsórios não, especialmente nos países em desenvolvimento (Demirgüç-Kunt e Huizinga, 1999).

Brock e Suarez (2000) buscam em seu estudo explicar a razão para a manutenção de altos *spreads* bancários na Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, México, Peru e Uruguai, durante a metade da década de 1990. Neste período estes países implementaram reformas em seu sistema financeiro, eliminando tetos de taxa de juros, redução na taxa de depósitos compulsórios e controle do crédito.

Em consonância com os trabalhos realizados na literatura do tema, os autores buscam decompor o impacto no *spread* em fatores microeconômicos e macroeconômicos. Seus resultados também convergem com o obtido de outros estudos, apesar da diferença nos países selecionados e nas amostras utilizadas. Os custos operacionais elevam o *spread* bancário, assim como a incerteza macroeconômica e os depósitos compulsórios, os quais os autores argumentam que funcionam como uma taxa para os bancos, mas que é repassada aos consumidores via *spreads* mais elevados, conclusão oposta à encontrada por Demirgüç-Kunt e Huizinga (1999). O resultado encontrado é ainda mais destoante considerando que o estudo anterior aponta que os compulsórios não seriam repassados ao consumidor especialmente nos países em desenvolvimento.

Informações privadas e informações públicas impactam diferentemente o custo de capital de uma companhia, e por consequência, também afetam a precificação de suas ações. Informações privadas representam um risco a mais aos agentes, os quais devem ser precificados também (Easley e O'hara, 2004).

De fato, agentes avessos ao risco estarão menos propensos em negociar ativos que não possuam informações públicas. Agentes informados e desinformados possuem diferentes percepções de risco e expectativas de retorno e, à vista disso, deterão diferentes portfólios.

Esta conclusão pode ser utilizada em interpretação no contexto deste estudo sobre o *spread* bancário, no qual os bancos representam os agentes que estarão expostos ao risco da assimetria de informação. Em um cenário onde bancos com maior participação no mercado possuiriam informação privada sobre mais ativos, estes então assumiriam um portfólio de empréstimos e depósitos com *spread* maior, como prêmio pela informação detida.

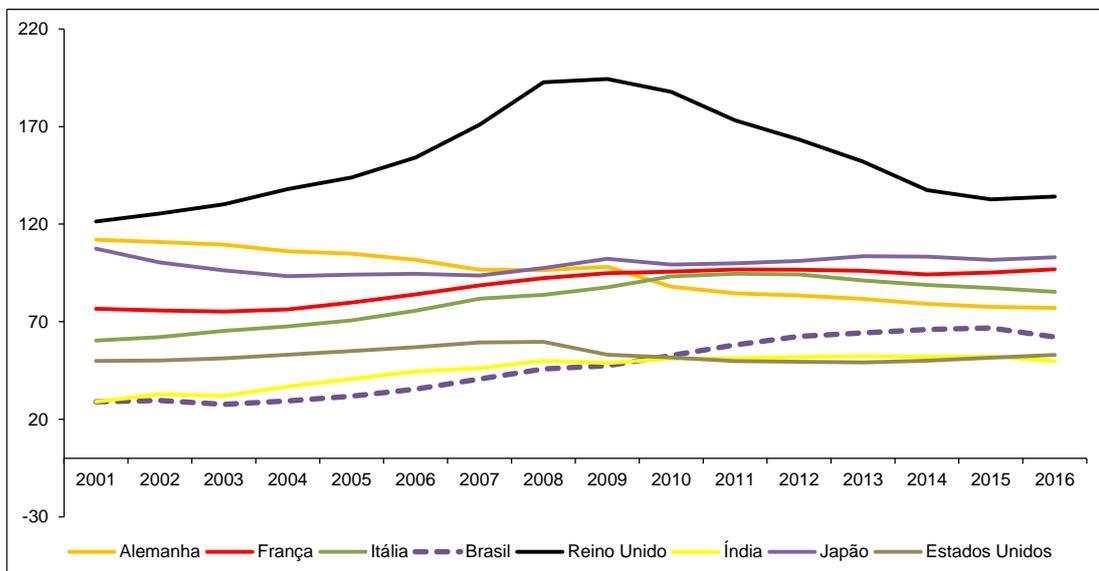
Os estudos acerca do tema do *spread* bancário e seus determinantes têm em comum o objetivo de analisar vários fatores e suas relações com este indicador. Em suma, a literatura converge sobre o impacto de alguns fatores. Porém, apesar de uma abordagem metodológica semelhante, alguns indicadores apresentam resultados distintos em cada trabalho, fator que pode ser explicado pelas diferentes amostras adotadas pelos autores, e pela heterogeneidade dos mercados.

Spread Bancário no Brasil

O *spread* bancário é definido como a diferença entre os juros cobrados pelos empréstimos que os bancos fornecem e os juros incorridos ao captarem recursos. A evolução da taxa de juros, no Brasil denominada como taxa SELIC, é um aspecto importante para o entendimento do sistema financeiro de um país. De forma análoga, análises sobre o *spread* bancário fornecem conclusões interessantes sobre o funcionamento do mercado de crédito.

O Banco Central, desde 1999, adota como pauta histórica sobre o estudo do *spread* bancário no Brasil. Em estudo apresentado em 2017, denominado “Projeto *Spread* Bancário”, a instituição argumenta que a redução do *spread* é um meio para baratear o crédito no país. O Brasil, historicamente, apresenta volumes baixos de crédito em sua economia. O gráfico abaixo demonstra a evolução do crédito sobre o PIB para as nove maiores economias, segundo dados do Fundo Monetário Internacional (FMI).

Gráfico 1 – Evolução do Crédito sobre o PIB (p.p.)



Fonte: FMI

Ainda sobre o cenário do crédito do país, vale ressaltar também a evolução da inadimplência, a qual remete diretamente ao prêmio de risco

que os bancos cobram pelo serviço de intermediador financeiro. Conforme apresentado na tabela abaixo, com dados retirados da apresentação do Banco Central, este indicador é o que possui maior impacto na composição do *spread* bancário no Brasil.

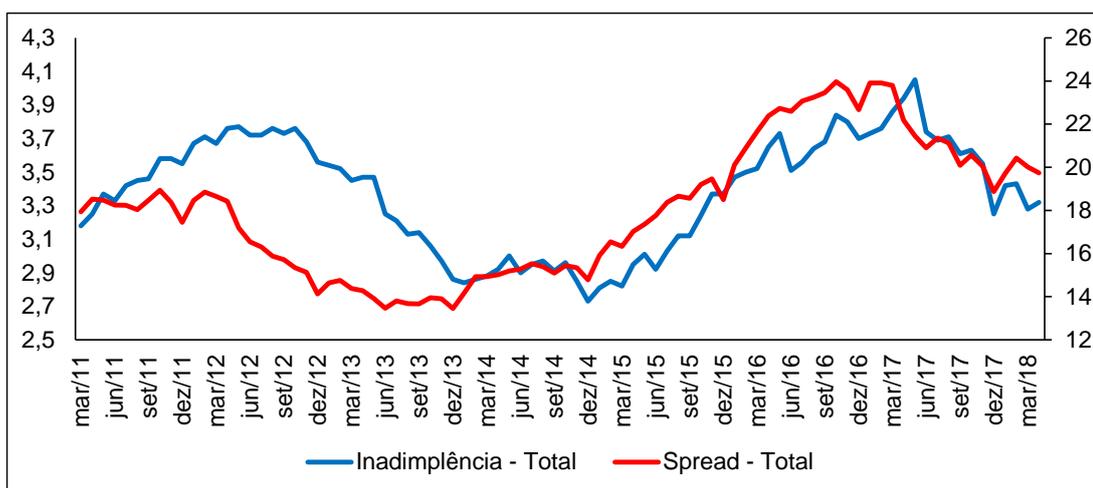
Tabela 1 – Decomposição do *spread*: média de 2011-2016

Inadimplência	55,7%
Lucros e Outros	23,3%
Impostos Diretos	15,6%
Custo Administrativo	3,8%
Compulsórios + Encargos Fiscais e FGC	1,7%

Fonte: Projeto *Spread* Bancário – Banco Central do Brasil

De forma a verificar o comportamento do *spread* em relação à inadimplência, o gráfico 2 apresenta a evolução histórica destas duas séries. A correlação entre estes dois indicadores para os valores da série abaixo, tomando a primeira diferença, foi de 0,4888, valor que auxilia a demonstrar o impacto da inadimplência sobre o *spread*, ainda que para verificar sua magnitude seria necessária a composição de um modelo econométrico também.

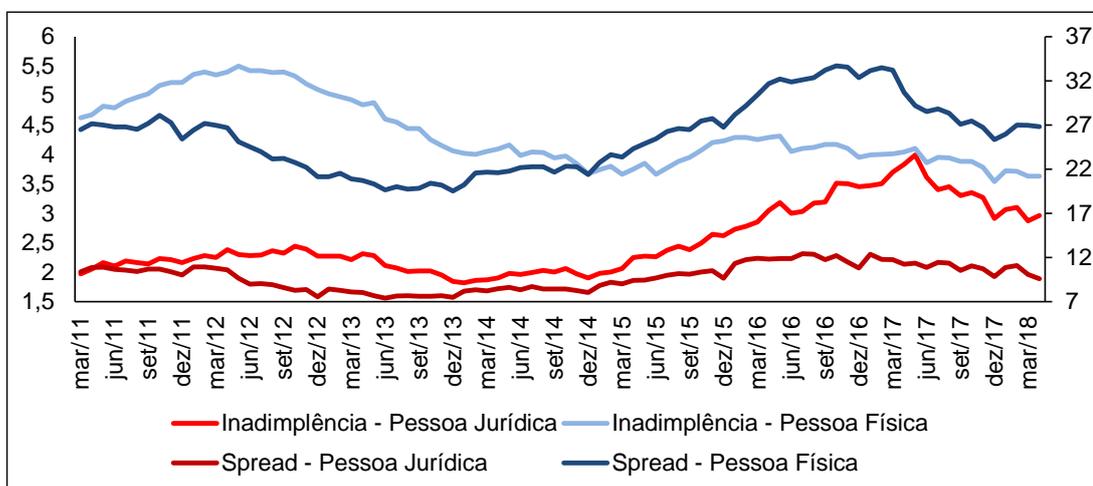
Gráfico 2 – Inadimplência x *Spread* Bancário



Fonte: Sistema Gerenciador de Séries – Banco Central do Brasil

O Banco Central divulga também estes indicadores com a divisão entre pessoa jurídica e pessoa física. Analisar a relação separada por tipo de tomador fornece importantes percepções.

Gráfico 3 – Spread e Inadimplência por Tipo de Tomador



Fonte: Sistema Gerenciador de Séries – Banco Central do Brasil

Conforme é possível observar, o *spread* médio para pessoas físicas é superior ao de pessoas jurídicas. Isto pode ser explicado por três fatores. O primeiro fator apontado é que o custo marginal do real emprestado a pessoas físicas é superior ao de pessoas jurídicas, visto que os empréstimos para pessoas jurídicas são superiores e haveria então ganho de escala nestas operações. Em segundo, os autores elencam a diferença na inadimplência entre as categorias, observável no gráfico 3, fator este que segundo o Banco Central foi o maior componente do *spread* nos últimos anos. Finalmente, o mercado de crédito para pessoas jurídicas é mais competitivo e o custo da informação sobre o risco de empréstimos a companhias é inferior (Afonso, Kohler e Freitas, 2009).

Ao observar o gráfico 3 e a tabela 2 (*PJ* para pessoa jurídica e *PF* para pessoa física), que traz a matriz de correlação das séries expostas no gráfico em sua primeira diferença, é possível observar que a correlação positiva entre as séries expostas no gráfico 2 se mantém quando abertas por tipo de tomador. Apesar disso, vale ressaltar que a correlação dentre as séries por tipo de tomador (0,6226 e 0,5947) é maior que a correlação dos indicadores entre si (0,4030; 0,394; 0,3615; e 0,3479). Uma explicação disto

seria o efeito de outras variáveis que impactam estes indicadores de forma independente do tipo de tomador.

Tabela 2 – Matriz de correlação *Spread* e Inadimplência por Tipo de Agente: 2011-2016 (variáveis em primeira diferença)

	Spread - PJ	Spread - PF	Inadimplência - PJ	Inadimplência - PF
Spread - PJ	1			
Spread - PF	0,6226	1		
Inadimplência - PJ	0,4030	0,394	1	
Inadimplência - PF	0,3615	0,3479	0,5947	1

Fonte: Sistema Gerenciador de Séries - Banco Central do Brasil.

Em seu estudo sobre política monetária, crédito e juros, Harbache (2009) aborda a relação entre os juros e o *spread* bancário. Ao realizar o teste de Johansen, a autora verifica a hipótese de co-integração entre as duas séries para diferentes defasagens e com a divisão dos tipos de operação de crédito entre crédito pessoal, capital de giro, conta garantida e veículos. É então observado que a hipótese nula, de não co-integração, é rejeitada para todas as modalidades definidas pela autora apenas no cenário definido de 24 defasagens, indicando a possibilidade de existência de um vetor de co-integração entre as séries no longo prazo. O estudo também aponta que os coeficientes dos *spreads* bancários estudados são negativos, e portanto, indicam que apesar da co-integração no longo prazo, os *spreads* bancários são também afetados por outros fatores que não a taxa de juros.

Bignotto e Rodrigues (2006), em consonância com a literatura internacional, aplicam o modelo de Ho e Saunders (1981) para modelar o impacto de fatores de risco e custos administrativos na determinação do *spread*. Os autores verificam que, em uma amostra de dados de 2001 até 2004 para o cenário brasileiro, uma eventual redução de tributos teria impacto irrelevante sobre o *spread*. Ademais, conforme esperado, o risco de crédito e risco de juros afetam positivamente o *spread*.

No que tange às características dos bancos, foi observado que bancos maiores possuem capacidade de exercer maior poder sobre os clientes e cobrar *spreads* maiores. Por outro lado, o *market-share* apresentou sinal negativo, resultado oposto às expectativas. O autor aborda que isto poderia se dar por ganhos de escala repassados.

Em seu trabalho de revisão literária de estudos internacionais e nacionais Afonso, Kohler e Freitas (2009) abordam as conclusões da literatura sobre os principais determinantes do *spread* bancário no Brasil. Os autores observam que os pontos mais relevantes apontados pela literatura são a inadimplência, o crescimento econômico, a cunha fiscal, os depósitos compulsórios, os custos administrativos e por fim a taxa básica de juros.

Ainda abordando o enfoque dado pelo Banco Central neste tema, Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) buscam em seu estudo econométrico apresentar os determinantes do *spread* bancário no Brasil. O estudo se baseia na metodologia desenvolvida por Ho e Saunders em 1981 para dados de bancos brasileiros entre 1997 e 2001. Em sua primeira regressão é estimada a curva do *spread puro*, conforme proposto na metodologia utilizada.

Os autores argumentam que os fatores microeconômicos, provenientes das características de cada banco, não apresentaram influência na determinação do *spread* bancário. Isto é observável uma vez que o *spread puro* é a decomposição do *spread* depois de retirados os efeitos dos fatores microeconômicos. Portanto, em um cenário no qual estes fatores causassem impacto relevante na determinação do *spread*, as curvas do *spread puro* e do *spread* bancário não poderiam seguir a mesma tendência, fator que ocorre na série observada pelo estudo.

Resta então estimar a influência dos fatores macroeconômicos na determinação do *spread* bancário. Como esperado e apontado pela literatura, a segunda equação obtém que o *spread puro* é positivamente relacionado com aumentos dos juros, do prêmio de risco da economia, do crescimento econômico e dos impostos financeiros. Os depósitos

compulsórios, apesar de apresentarem também coeficiente positivo não obtiveram resultado estatisticamente significativo.

Por outro lado, o resultado obtido para o coeficiente da inflação difere do esperado, visto que o coeficiente obtido foi negativo. Os autores argumentam que isto poderia ocorrer, pois, a inflação pode estar captando o efeito da senhoriagem dos bancos sobre os *spreads*. O estudo então aponta que os fatores macroeconômicos seriam os principais determinantes do *spread* bancário no Brasil.

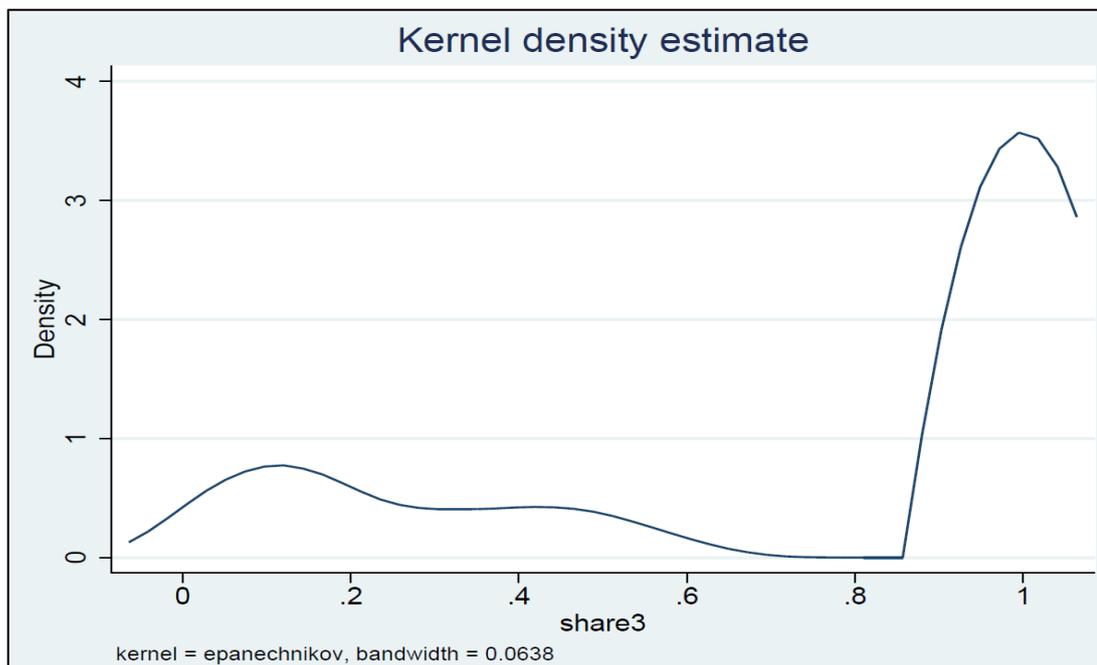
Dados

Os dados deste trabalho foram retirados de três diferentes bases publicadas pelo Banco Central: o Sistema Gerenciador de Séries; a Estatística Bancária Mensal e o “IF.data”, banco de dados com informações financeiras e contábeis de periodicidade trimestral sobre instituições e conglomerados financeiros. Os dados compreendem o período de março de 2011 até dezembro de 2017.

Em busca de identificar relações entre os dados dispostos na amostra da Estatística Bancária Central, será verificada a estrutura do mercado municipal. A base apresenta a posição mensal dos saldos das principais rubricas de balancetes dos bancos comerciais e dos bancos múltiplos com carteira comercial, por município.

Na amostra estão compreendidos dados para 3696 municípios. Com o objetivo de verificar a organização do mercado, foi calculado o *market share* médio para o período das operações de crédito de cada banco sobre o total de operações no município. Para testar a hipótese de que os mercados brasileiros são concentrados, utilizou-se a “Rule of Three”, para criar o indicador do *market share* dos três maiores bancos no mercado municipal (Uslay, Altintig e Winsor, 2010). A estimativa de densidade de *kernel* para o *share* dos três maiores agentes do mercado municipal está disponibilizada abaixo, no gráfico 4:

Gráfico 4 – Estimativa de densidade de *kernel* para a média do *share* dos três maiores bancos de cada Município

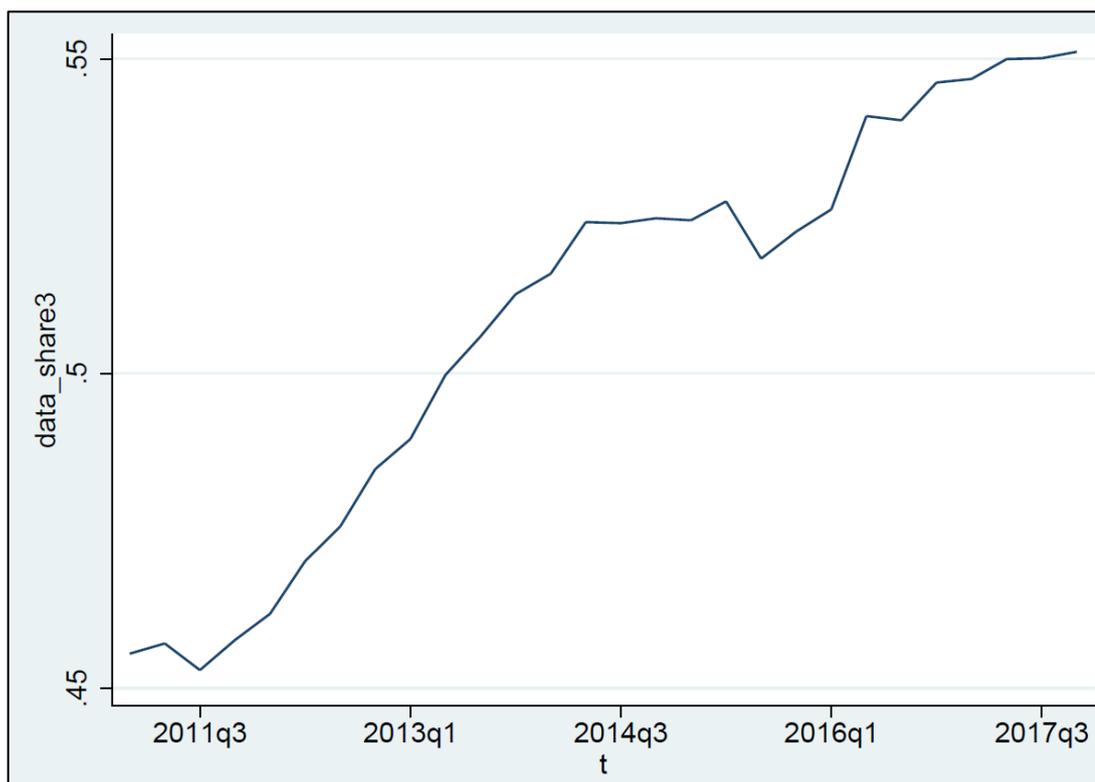


Fonte: Estatística Bancária Mensal – Banco Central (mar/2011 – dez/2017).

A estimativa de densidade *kernel* é utilizada para estimar a função de densidade de probabilidade de uma variável. Conforme é possível observar no gráfico, a amostra total de municípios está em grande parte formada por municípios com mercado concentrado, nos quais há forte participação dos três maiores agentes.

Ainda em busca de estudar a estrutura de concentração do mercado bancário brasileiro, a abordagem concentrada nos três maiores agentes também foi utilizada para os dados do "IF.data". A amostra compreende os conglomerados financeiros e as instituições individuais que não integram nenhum conglomerado. Os dados estão organizados de forma trimestral. Dada a estrutura da amostra, foi calculado o *market share* sobre o total de operações de crédito do período para os três maiores agentes. Desta forma, obteve-se uma série temporal para concentração do mercado bancário.

Gráfico 5 – Market share dos três maiores agentes por trimestre (1T2017 – 4T2017)



Fonte: IF data – COSIF - Banco Central (mar/2011 – dez/2017).

A partir do gráfico 5, é possível observar que o *market share* para os primeiros três agentes do mercado de operações de crédito tem evoluído ao longo do tempo. Em conjunto com o observado anteriormente, pode-se concluir que o mercado brasileiro de operações de crédito está distribuído em municípios com forte concentração, além de uma tendência de crescimento durante o período observado.

Com a hipótese de mercados municipais fortemente concentrados e utilizando os dados da Estatística Bancária Mensal, em uma amostra de 104 bancos, busca-se verificar a hipótese de que existem agentes no mercado com forte presença geográfica dentre os municípios da amostra. Com o objetivo de responder este questionamento, foi analisada a cobertura dos bancos sobre a amostra total de municípios. Para isso, foi realizado o cálculo da porcentagem média ao longo de 2011 até 2017 do total de 3696 municípios em que cada instituição possui operações.

A tabela 3 apresenta o resultado dos dez maiores bancos com presença nos municípios observados. Segundo a tabela apresenta, é possível

observar que há presença de duas instituições com cobertura média da amostra de municípios duas vezes superior à média da amostra.

Tabela 3 – Dez instituições com maior cobertura média sobre a amostra de municípios

Banco	Cobertura	Rank
BCO DO BRASIL S.A.	.8008632	1
BCO BRADESCO S.A.	.605246	2
CAIXA ECONOMICA FEDERAL	.421134	3
ITAÚ UNIBANCO BM S.A.	.3211311	4
BCO SANTANDER (BRASIL) S.A.	.2084174	5
BCO DO ESTADO DO RS S.A.	.1025075	6
BCO DO NORDESTE DO BRASIL S.A.	.0663327	7
BCO MERCANTIL DO BRASIL S.A.	.0405903	8
BCO DA AMAZONIA S.A.	.0305253	9
BCO BANESTES S.A.	.0226869	10
Total	.2619434	-

Fonte: Estatística Bancária Mensal - Banco Central (mar/2011 – dez/2017).

A partir das observações e considerações realizadas sobre a amostra de dados, as hipóteses de impacto na determinação do *spread* bancário proveniente da concentração no mercado e da ampla cobertura geográfica por parte de alguns bancos serão testadas e apresentadas na seção VI, de resultados.

Metodologia

O modelo empírico utilizado neste trabalho é baseado no modelo proposto por Ho e Saunders (1981). Inicialmente se adota que os bancos são agentes que buscam maximizar sua riqueza proveniente do serviço de intermediação financeira.

É definido que a riqueza do banco é dada por três fatores: em primeiro sua riqueza inicial, investida em um portfólio diversificado; em segundo, o saldo de seu inventário de crédito de longo prazo, considerando captações menos empréstimos que possuem a mesma maturidade de vencimento, mas com fim posterior ao período de tomada de decisão do modelo; e por fim, a posição do banco no mercado de crédito de curto prazo, a qual está exposta ao risco da variação dos juros.

$$C = (1 + r)C_0 \quad (1)$$

$$P_L = p - b \quad (2)$$

$$P_D = p + a \quad (3)$$

Desta forma, considerando a equação (1) como a posição líquida do banco no mercado de crédito de curto prazo, o banco então adota os prêmios b e a para definição das taxas de empréstimos e das taxas de captação, respectivamente. Isto é, a e b são taxas cobradas pelo serviço de intermediação financeira e auxiliam na determinação do preço dos depósitos e empréstimos adicionados à p , que é o valor que o banco precifica cada empréstimo e depósito. P_L e P_D são os preços dos empréstimos e dos depósitos e estão inversamente relacionados com as taxas cobradas, definidas pelas seguintes equações:

$$R_L = r + b \quad (4)$$

$$R_D = r - a \quad (5)$$

Em que:

- a) R_L : taxa cobrada para os empréstimos;
- b) R_D : taxa cobrada para os depósitos;
- c) r : taxa de juros livre de risco.

Com a hipótese de que os bancos fornecem empréstimos e aceitam depósitos passivamente, estes buscam maximizar a utilidade esperada de sua riqueza ao fixar prêmios a^* e b^* ótimos que estimularão a demanda por empréstimos e a chegada de depósitos. A função que define a riqueza esperada do banco é:

$$EU(\tilde{W}|a, b) = \lambda_a EU(\tilde{W}|Depósito) + \lambda_b EU(\tilde{W}|Empréstimo) \quad (6)$$

Em que:

- a) $\lambda_a = \alpha + \beta_a$ e $\lambda_b = \alpha + \beta_b$ são as funções lineares que definem a demanda por empréstimos e a oferta de depósitos;
- b) $U(\tilde{W})$ é uma função de utilidade da riqueza;

Seguem as utilidades esperadas do depósito e do empréstimo:

$$EU(\tilde{W}|Depósito) = U'(W_0)aQ + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2Q^2 + 2\sigma_I^2QI_0) + U(W_0) + U'(W_0)r_wW_0 + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2I_0^2 + 2\sigma_{IY}I_0Y_0 + \sigma_Y^2Y_0^2) \quad (7)$$

$$EU(\tilde{W}|Empréstimo) = U'(W_0)bQ + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2Q^2 - 2\sigma_I^2QI) + U(W_0) + U'(W_0)r_wW_0 + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2I_0^2 + 2\sigma_{IY}I_0Y_0 + \sigma_Y^2Y_0^2) \quad (8)$$

Utilizando as equações (6), (7) e (8) e considerando que:

$$\frac{\partial EU(\tilde{W}|a^*, b^*)}{\partial a} = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial EU(\tilde{W}|a^*, b^*)}{\partial b} = 0 \quad (10)$$

Pode-se obter a função do *spread* definida por:

$$s = a + b = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{2}R\sigma_I^2Q \quad (11)$$

Na equação (11), o *spread* é dado pela soma dos prêmios cobrados nos empréstimos e depósitos, e também por outros dois termos, $\frac{\alpha}{\beta}$ representa o

valor do *spread* neutro ao risco e o outro é um termo de ajuste de risco do banco dependente de três variáveis: R é o coeficiente de aversão ao risco do banco, Q representa o tamanho das transações do banco e σ_I^2 é a variação das taxas de empréstimo e de depósito.

A equação do *spread* definida em (11) é então aplicada empiricamente para uma amostra de dados brasileira. Os dados são retirados de três bases disponibilizadas em atendimento ao Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF) e divulgadas pelo Banco Central, o saldo das contas de Ativo, de Passivo e da Demonstração de Resultado do Exercício.

A amostra é organizada em um painel curto com 1067 instituições e 29186 amostras, compreendendo o primeiro trimestre de 2011 até o quarto trimestre de 2017. Bancos com dados não reportados ou que não compreenderam todo o período foram retirados, de forma a manter o painel balanceado. O modelo proposto é definido pela seguinte equação:

$$S_{it} = \delta + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Na equação (12), s_{it} representa o *spread* bancário da instituição i no tempo t . O intercepto δ representa o “*spread* puro” (Ho e Saunders, 1981). X_{it} é um vetor de características do banco i no tempo t e ε_{it} representa o erro estatístico.

Os dados dos bancos são agregados por período de forma que considere que cada agência trabalha com a informação de outras agências, portanto, considera-se todo o grupo e não agências individuais na regressão.

O modelo com todas as variáveis incluídas é definido por:

$$\ln(S_{it}) = \alpha + \beta_1 \text{depsjuros}_{it} + \beta_2 \text{custos}_{it} + \beta_3 \text{liq}_{it} + \beta_4 \text{roa}_{it} + \beta_5 \text{alavancagem}_{it} + \beta_6 \text{recprestserv}_{it} + \beta_7 \text{riscocred}_{it} + \beta_8 \text{tributos}_{it} + \beta_9 \text{eficiencia}_{it} + \beta_{10} t + \omega_{it}$$

O *spread* foi definido pelo resultado de intermediação financeira, calculado pela diferença das receitas com intermediação financeira e das despesas com intermediação financeira, conforme estabelece o COSIF para a divulgação dos bancos de sua Demonstração Consolidada do Resultado

do Exercício. No modelo a variável dependente é definida pelo logaritmo natural do *spread*, fator que deve ser lembrado na interpretação dos resultados da Seção VI.

O vetor de características bancárias compreende: a parcela de depósitos sem incidência de juros; os custos operacionais; liquidez; retorno sobre o ativo; o nível de alavancagem; a receita de prestação de serviços; o risco de crédito do banco; o gasto com tributos; e o nível de eficiência. As variáveis utilizadas neste estudo foram baseadas na literatura internacional e com foco em dois estudos sobre o tema para o mercado brasileiro (Afanasieff, Lhacer e Nakane, 2002; Fiche, 2015).

Os depósitos sem incidência de juros, *depsjuros*, são calculados com base no saldo de depósitos à vista do banco sobre o total de ativos operacionais, definidos pelo ativo total reduzido do saldo da conta permanente. Desta variável se espera uma relação negativa com o *spread*, dado que um saldo maior desta conta representa um custo de captação inferior ao banco.

Os custos operacionais, *custosop*, foram calculados pelo saldo das despesas administrativas sobre o total do ativo do banco. Este cálculo visa a evidenciar quanto do ativo é utilizado para custear as despesas de funcionamento do banco. A literatura aborda o coeficiente para esta variável como positivo.

A liquidez, *liq*, é o saldo dos ativos operacionais dividido pelo total do passivo. Esta é uma medida de risco do banco e se espera uma relação negativa com o *spread*. Bancos com maior exposição cobrariam maiores margens para cobrir seu risco.

O retorno sobre o ativo, *roa*, é calculado pela porcentagem do lucro líquido sobre o total do ativo. É uma medida da rentabilidade do banco e a literatura adota uma relação positiva deste indicador com o *spread*, pois representa uma medida de custo de oportunidade total do banco.

A alavancagem, *alavancagem*, é calculada pela soma do passivo total com o patrimônio líquido, dividida pelo patrimônio líquido. É um indicador de

exposição ao risco do banco e se espera um coeficiente positivo desta variável.

A receita de prestação de serviços, *recprestserv*, é a porcentagem da receita de prestação de serviços sobre o saldo do ativo. Espera-se uma relação negativa desta variável com o *spread*, visto que é uma indicação de menores níveis de margem necessários para cobrir os riscos do banco.

O risco de crédito, *riscocred*, é calculado pelo total de provisionamentos para créditos de difícil liquidação divididos pelo total de operações de crédito. Representa a exposição de risco de crédito do banco e a literatura considera que o sinal esperado de seu coeficiente seja positivo.

Os tributos, *tributos*, são a parcela do ativo dispendida para o pagamento de tributação. Espera-se relação positiva com o *spread*, devido ao comportamento de repasse da tributação às taxas cobradas.

Eficiência, *eficiencia*, é calculada pelo lucro líquido dividido pelo saldo de despesas com pessoal. A literatura aponta uma relação esperada negativa, de modo que o ganho de eficiência seria repassado para menores margens.

A inclusão da variável *t* visa a modelar para o efeito do tempo na determinação do *spread*.

Junto a estes indicadores serão adicionadas as *dummy's* para os bancos com maior cobertura sobre a amostra de municípios e para os bancos com maior *market share* por período. A inclusão das *dummy's* visa a analisar as hipóteses construídas com base na análise da amostra apresentada na Seção IV. Na Seção VI serão apresentados os resultados obtidos.

Resultado

A equação foi estimada a partir de um painel curto via modelo de efeitos aleatórios com heteroscedasticidade. Foram realizados vários testes sobre o modelo. Os resultados dos testes estão dispostos no anexo. Abaixo, síntese dos resultados obtidos:

- I. Estacionariedade: Os testes foram conclusivos ao rejeitar a hipótese nula de que as variáveis contêm raiz unitária;
- II. Autocorrelação: O teste rejeitou a hipótese nula, indicando a presença de autocorrelação no modelo, fator esperado devido à configuração dos dados em painel;
- III. Variáveis omitidas: O teste de viés de variáveis omitidas no modelo não rejeitou a hipótese nula de viés de omissão. Isto pode se dar devido à falta de fatores macroeconômicos no modelo. Além disso, segundo a literatura, a modelagem em painel promove instrumentos para mitigação deste problema (Hsiao, 2007);
- IV. Multicolinearidade: Foi realizado o teste de VIF (*Variance inflation factor*) para as variáveis com o objetivo de identificar multicolinearidade e não foi observado comportamento que comprove a hipótese;
- V. Heteroscedasticidade: O teste de heteroscedasticidade do modelo rejeitou em 100% a hipótese nula de desvio-padrão constante do erro, portanto configurando a heteroscedasticidade.
- VI. Teste de Hausman: O teste foi realizado para identificar qual modelagem adotar e a hipótese de aceitação do modelo de efeitos aleatórios para painéis não foi rejeitada ao nível de significância de 1%. Os resultados das regressões modeladas por efeitos fixos e por efeitos aleatórios estão disponíveis no anexo;
- VII. Por fim, foi feito o teste comparando qual modelo é mais apropriado, OLS ou dados em painel com efeitos randômicos, o

teste foi conclusivo ao apresentar que o modelo de efeitos randômicos é mais recomendado.

Após a verificação dos testes, o modelo regredido apresentou os seguintes resultados:

$$\ln(S_{it}) = -2.134 - 0.745\text{depsjuros}_{it} + 15.13\text{custosop}_{it} + 0.647\text{liq}_{it} + 12.85\text{roa}_{it} + 0.0008\text{alavancagem}_{it} - 6.419\text{represtserv}_{it} + 0.0004\text{riscocred}_t - 12.58\text{tributos}_{it} + 0.004\text{eficiencia}_{it} + 0.039t$$

Tabela 4 – Regressão inicial

<i>VARIABLES</i>	<i>logspread</i>
<i>depsjuros</i>	-0.745***
	(0.195)
<i>custosop</i>	15.13***
	(1.944)
<i>liq</i>	0.647
	(0.428)
<i>roa</i>	12.85***
	(1.312)
<i>alavancagem</i>	0.000836***
	(7.49e-05)
<i>represtserv</i>	-6.419***
	(2.421)
<i>riscocred</i>	0.000450***
	(3.20e-05)
<i>tributos</i>	-12.58
	(11.68)
<i>eficiencia</i>	0.00401
	(0.00245)
<i>t</i>	0.0394***
	(0.000838)
<i>Constant</i>	-2.134***
	(0.478)
<i>Observations</i>	29,186
<i>Number of cdigo</i>	1,067
<i>Robust standard errors in parentheses</i>	
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$	

Conforme pode ser observado na tabela 4, algumas variáveis não obtiveram estimação significativa estatisticamente ao nível de 0.01, 0.05 ou

0.1. Estas foram liquidez, tributos e a eficiência. No que tange os coeficientes estimados, as variáveis que apresentaram coeficiente diferente ao observado pela literatura foram também as que não obtiveram significância estatística a 0.01, 0.05 ou 0.1.

Em seguida estima-se a regressão com a inclusão de uma *dummy* para os três bancos que apresentaram maior cobertura geográfica sobre a amostra de municípios da base de dados, conforme a tabela 3 da Seção IV.

$$\ln(S_{it}) = -2.161 - 0.738 \text{depsjuros}_{it} + 15.11 \text{custosp}_{it} + 0.648 \text{liq}_{it} + 12.85 \text{roa}_{it} + 0.0008 \text{alavancagem}_{it} - 6.415 \text{recprestserv}_{it} + 0.0004 \text{riscocred}_{it} - 12.53 \text{tributos}_{it} + 0.004 \text{eficiencia}_{it} + 8.736 \text{dCobertura}_{it} + 0.039 T$$

Tabela 5 – Regressão com a inclusão de *dummy* para bancos com maior cobertura

<i>VARIABLES</i>	<i>logspread</i>
<i>depsjuros</i>	-0.738***
	(0.194)
<i>custosop</i>	15.11***
	(1.943)
<i>Liq</i>	0.648
	(0.428)
<i>Roa</i>	12.85***
	(1.313)
<i>alavancagem</i>	0.000835***
	(7.48e-05)
<i>recprestserv</i>	-6.415***
	(2.420)
<i>riscocred</i>	0.000449***
	(3.21e-05)
<i>tributos</i>	-12.53
	(11.67)
<i>eficiencia</i>	0.00402
	(0.00245)
<i>T</i>	0.0394***
	(0.000838)
<i>dCobertura</i>	8.736***
	(0.0730)
<i>Constant</i>	-2.161***
	(0.478)
<i>Observations</i>	29,186
<i>Number of cdigo</i>	1,067
<i>Robust standard errors in parentheses</i>	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$	
---	--

Novamente as variáveis que não obtiveram estimação significativa estatisticamente ao nível de 0.01, 0.05 ou 0.1 foram liquidez, tributos e eficiência.

Acerca do coeficiente estimado para a *dummy* de bancos com maior cobertura geográfica, o valor positivo respalda a hipótese inicial. A literatura aborda que bancos com maior poder de mercado cobram maiores margens bancárias, em linha com o estimado na regressão (Afanasieff, Lhacer e Nakane, 2002).

Por fim, é estimada a regressão com a inclusão de uma *dummy* para os dez bancos com maior *share* por período. Esta *dummy* visa a testar a hipótese de *spreads* maiores para os bancos que mais concentram operações de crédito. Se confirmada esta hipótese, será um fator que aponta a necessidade de atenção dada à estrutura de mercado atual concentrada, conforme evidenciado nos gráficos 4 e 5.

$$\ln(S_{it}) = -2.170 - 0.742 \text{depsjuros}_{it} + 15.06 \text{custosp}_{it} + 0.653 \text{liq}_{it} + 12.84 \text{roa}_{it} + 0.0008 \text{alavancagem}_{it} - 6.399 \text{recprestserv}_{it} + 0.0004 \text{riscocred}_{it} - 12.21 \text{tributo}_{it} + 0.004 \text{eficiencia}_{it} + 7.839 \text{dCobertura}_{it} + 0.039 t + 0.901 \text{dshare}_{it}$$

Tabela 6 – Regressão com inclusão de *dummy* para os dez bancos com maior *share* por período

<i>VARIABLES</i>	<i>logspread</i>
<i>depsjuros</i>	-0.742*** (0.194)
<i>custosop</i>	15.06*** (1.940)
<i>liq</i>	0.653 (0.427)
<i>roa</i>	12.84*** (1.313)
<i>alavancagem</i>	0.000835*** (7.49e-05)
<i>recprestserv</i>	-6.399*** (2.419)
<i>riscocred</i>	0.000449*** (3.21e-05)

<i>tributos</i>	-12.21
	(11.61)
<i>eficiencia</i>	0.00404
	(0.00246)
<i>t</i>	0.0394***
	(0.000837)
<i>dCobertura</i>	7.839***
	(0.171)
<i>dshare</i>	0.901***
	(0.155)
<i>Constant</i>	-2.170***
	(0.477)
<i>Observations</i>	29,186
<i>Number of cdigo</i>	1,067
<i>Robust standard errors in parentheses</i>	
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$	

A inclusão das *dummies* pouco alterou o coeficiente estimado para as outras variáveis ou a significância estatística de seus coeficientes. As variáveis liquidez, tributos e eficiência permaneceram como as únicas que não obtiveram estimação significativa estatisticamente ao nível de 0.01, 0.05 ou 0.1.

O resultado estimado para a *dummy* de bancos com maior *share* por período não rejeitou a hipótese de influência positiva do *market share* no *spread* bancário.

Conclusão

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto de características específicas dos bancos e da estrutura de mercado na determinação do *spread* bancário no Brasil.

A análise parte da observação da estrutura de mercado a partir de duas bases de dados distintas divulgadas pelo Banco Central, a Estatística Bancária Mensal, e as contas Ativo, Passivo e Demonstração de Resultado dos Conglomerados Financeiros e Instituições individuais, disponíveis no “IF.data”.

Com base na amostra da Estatística Bancária Mensal, foi possível observar que o cenário brasileiro possui em grande parte municípios com mercados muito concentrados. Respalhando esta observação, uma análise do “IF.data” demonstrou também que a concentração do mercado de operações de crédito no Brasil cresceu no período estudado, de março de 2011 até dezembro de 2017.

Outra análise a partir dos dados expostos na Estatística Bancária Mensal evidencia que no mercado brasileiro existem agentes com forte cobertura geográfica da amostra total de municípios.

A metodologia se baseou na teoria e no modelo criados por Ho e Saunders (1981). Para estimação da regressão, foram adotadas variáveis explicativas utilizadas em outros estudos sobre o mercado brasileiro (Afanasieff, Lhacer e Nakane, 2002; Fiche, 2015).

Foi então elaborado um painel contendo informações de 1067 consolidados financeiros e 29186 observações para o período de março de 2011 até dezembro de 2017. A regressão adotou o modelo de efeitos aleatórios considerando heteroscedasticidade na amostra.

Os resultados obtidos para os coeficientes estimados das variáveis explicativas estão em linha com o observado na literatura sobre o tema. A inclusão de *dummy's* para considerar o efeito de *share* e cobertura geográfica validou as hipóteses iniciais sobre o impacto positivo destas na

determinação do *spread* bancário, compatível com o observado pela literatura sobre a influência do poder de mercado nas margens cobradas.

Ademais, vale considerar o efeito futuro que o *share* desempenhará na determinação do *spread*, vista a tendência de concentração do mercado de operações de crédito brasileiro evidenciada na Seção IV.

O Banco Central tem adotado o *spread* bancário como um tema em foco em suas pesquisas recentes. O objetivo deste estudo é realizar uma discussão sobre o cenário do *spread* bancário no Brasil e seus possíveis determinantes, dado também o impacto que este indicador possui no cenário de crédito e na economia brasileira. Os resultados encontrados agregam ao demonstrar que o poder de mercado de instituições com *share* elevado e forte participação geográfica resultam em *spreads* maiores.

Bibliografia

- HO, T.; SAUNDERS, A.. The Determinants of Bank Interest Margins: Theory and Empirical Evidence. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol 16, p. 581-600, 1981.
- HO, T.; STOLL, H.. The Dynamics of Dealer Markets Under Competition. **The Journal of Finance**, Vol. 38, p. 1053-1074, 1983.
- ALLEN, L.. The Determinants of Bank Interest Margins: A Note. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 23, p. 231-235, 1988.
- ANGBAZO, L.. Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking. **Journal of Banking & Finance**, Vol. 21, p. 55-87, 1997.
- SAUNDERS, A.; SCHUMACHER, L.. The Determinants of Bank Interest Rate Margins: An International Study. **Journal of international Money and Finance**, Vol 19.6, p. 813-832, 2000.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; HUIZINGA, H.. Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence. **The World Bank Economic Review**, Vol. 13, p. 379-408, 1999.
- BROCK, P.; SUARES, L.. Understanding the behavior of bank spreads in Latin America. **Journal of development Economics**, Vol. 63.1, p.113-134, 2000.
- EASLEY, D.; O'HARA, M.. Information and the Cost of Capital. **The Journal of Finance**, Vol. 59, p. 1553-1583, 2004.
- Banco Central do Brasil Relatório de Economia Bancária e Crédito; vários anos.
- Banco Central do Brasil, **Painel Projeto Spread Bancário**; 2017.

AFONSO, J.R.; KOHLER, M.A.; FREITAS, P.S.. Evolução e Determinantes do Spread Bancário no Brasil, **Texto para discussão 61**, Senado Federal, 2009.

HARBACHE, R.. O impacto da Política Monetária sobre os juros e crédito bancário. **Repositório Digital FGV**, 2009.

BIGNOTTO, F.; RODRIGUES, E.. Fatores de Risco e o Spread Bancário no Brasil. **Textos para discussão do Bacen nº 110**, 2006.

AFANASIEFF, T.; LHACER, P.; NAKANE, M.. The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil. **Money Affairs**, Vol. 15.2, p. 183-207, 2002.

USLAY, C.; ALTINTIG, Z.A.; WINSOR, R.D.. An empirical examination of the “Rule of Three”: Strategy implications for top management, marketers, and investors. **Journal of Marketing**, 2010.

FICHE, M.E.. *Spread bancário no Brasil*. 2016.

HSIAO, C.. Panel data analysis – advantages and challenges. Test 16.1, 2007.

Anexos

Testes da amostra:

I. Autocorrelação

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first order autocorrelation

F(1, 1065) = 393.297

Prob > F = 0.0000

II. Teste de Hausman

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe	(B) re		
depsjuros	-26327.98	-66313.64	39985.66	33337.95
custosop	-7317.908	-137257.2	129939.2	47692.84
liq	-58344.45	-66084.72	7740.268	49500.04
roa	37062.62	10359.58	26703.04	10506.99
alavancagem	-.8203383	6.194268	-7.014607	1.668764
represtserv	-58518.29	-4706.161	-53812.13	54112.52
riscocred	-3.849105	-4.721433	.8723273	3.522019
tributos	7541778	8068332	-526553.5	407679.1
eficiencia	-21.23133	-10.83278	-10.39855	11.36987
t	743.4556	709.7233	33.73232	23.22843

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 14.06

Prob>chi2 = 0.0290

(V_b-V_B is not positive definite)

III. Multicolinearidade - VIF

Variable	VIF	1/VIF
custosop	1.52	0.657012
dshare	1.46	0.685845
tributos	1.45	0.688182
dCobertura	1.45	0.691441
recprestserv	1.30	0.768405
roa	1.12	0.894237
eficiencia	1.08	0.923203
depsjuros	1.08	0.929657
liq	1.07	0.931990
alavancagem	1.02	0.981282
t	1.01	0.994349
riscocred	1.00	0.998529
Mean VIF	1.21	

IV. Heteroscedasticidade

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of logspread

chi2(1) = 543.00

Prob > chi2 = 0.0000

V. OV

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of logspread

Ho: model has no omitted variables

F(3, 29170) = 349.65

Prob > F = 0.0000

VI. Estacionariedade

a. Logaritmo natural do *spread*:

logspread

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2132) = 3.49e+04

Prob > chi2 = 0.0000

b. Depósitos sem juros:

depsjuros

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 7403.2518
Prob > chi2 = 0.0000

c. Custos operacionais:

custosop

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 6.85e+04
Prob > chi2 = 0.0000

d. Liquidez:

liq

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 3365.6472
Prob > chi2 = 0.0000

e. Retorno sobre ativo:

roa

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 3.43e+04
Prob > chi2 = 0.0000

f. Alavancagem:

alavancagem

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 5067.8172
Prob > chi2 = 0.0000

g. Receita de prestação de serviços:

recprestserv

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 3.44e+04
Prob > chi2 = 0.0000

h. Risco de crédito:

riscocred

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 1.73e+04
Prob > chi2 = 0.0000

i. Tributos:

tributos

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 4.42e+04
Prob > chi2 = 0.0000

j. Eficiência:

eficiencia

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (0 lags)

Ho: unit root

chi2(2136) = 1.04e+04
Prob > chi2 = 0.0000

VII. Teste de Breusch-Pagan

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{logspread}[cdigo,t] = Xb + u[cdigo] + e[cdigo,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
logspread	3.942474	1.985566
e	.3018377	.5493976
u	2.636136	1.623618

Test: Var(u) = 0

$$\begin{aligned} \text{chibar2}(01) &= 2.4e+05 \\ \text{Prob} > \text{chibar2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

Regressões com modelo de efeitos aleatórios:

	(1)	(2)	(3)
	<i>regressao1re</i>	<i>regressao2re</i>	<i>regressao3re</i>
<i>VARIABLES</i>	<i>logspread</i>	<i>logspread</i>	<i>logspread</i>
<i>depsjuros</i>	-0.745*** (0.195)	-0.738*** (0.194)	-0.742*** (0.194)
<i>custosop</i>	15.13*** (1.944)	15.11*** (1.943)	15.06*** (1.940)
<i>liq</i>	0.647 (0.428)	0.648 (0.428)	0.653 (0.427)
<i>roa</i>	12.85*** (1.312)	12.85*** (1.313)	12.84*** (1.313)
<i>alavancagem</i>	0.000836*** (7.49e-05)	0.000835*** (7.48e-05)	0.000835*** (7.49e-05)
<i>recprestserv</i>	-6.419*** (2.421)	-6.415*** (2.420)	-6.399*** (2.419)
<i>riscocred</i>	0.000450*** (3.20e-05)	0.000449*** (3.21e-05)	0.000449*** (3.21e-05)
<i>tributos</i>	-12.58 (11.68)	-12.53 (11.67)	-12.21 (11.61)
<i>eficiencia</i>	0.00401 (0.00245)	0.00402 (0.00245)	0.00404 (0.00246)
<i>t</i>	0.0394*** (0.000838)	0.0394*** (0.000838)	0.0394*** (0.000837)
<i>dCobertura</i>		8.736*** (0.0730)	7.839*** (0.171)
<i>dshare</i>			0.901*** (0.155)
<i>Constant</i>	-2.134*** (0.478)	-2.161*** (0.478)	-2.170*** (0.477)

<i>Observations</i>	29,186	29,186	29,186
<i>Number of cdigo</i>	1,067	1,067	1,067
<i>Robust standard errors in parentheses</i>			
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$			

Regressões com modelo de efeitos fixos:

	(1)	(2)	(3)
	<i>regressao1fe</i>	<i>regressao2fe</i>	<i>regressao3fe</i>
<i>VARIABLES</i>	<i>logspread</i>	<i>logspread</i>	<i>logspread</i>
<i>depsjuros</i>	-0.816*** (0.203)	-0.816*** (0.203)	-0.828*** (0.203)
<i>custosop</i>	15.48*** (1.968)	15.48*** (1.968)	15.47*** (1.968)
<i>liq</i>	0.587 (0.433)	0.587 (0.433)	0.585 (0.433)
<i>roa</i>	12.94*** (1.313)	12.94*** (1.313)	12.93*** (1.313)
<i>alavancagem</i>	0.000836*** (7.44e-05)	0.000836*** (7.44e-05)	0.000836*** (7.44e-05)
<i>recprestserv</i>	-6.548*** (2.434)	-6.548*** (2.434)	-6.549*** (2.435)
<i>riscocred</i>	0.000453*** (3.18e-05)	0.000453*** (3.18e-05)	0.000453*** (3.18e-05)
<i>tributos</i>	-14.08 (12.09)	-14.08 (12.09)	-13.98 (12.08)
<i>eficiencia</i>	0.00398 (0.00245)	0.00398 (0.00245)	0.00400 (0.00246)
<i>t</i>	0.0393*** (0.000841)	0.0393*** (0.000841)	0.0393*** (0.000840)
<i>o.dCobertura</i>		-	-
<i>dshare</i>			0.651*** (0.0891)
<i>Constant</i>	-2.085*** (0.484)	-2.085*** (0.484)	-2.086*** (0.485)
<i>Observations</i>	29,186	29,186	29,186
<i>R-squared</i>	0.491	0.491	0.491
<i>Number of cdigo</i>	1,067	1,067	1,067
<i>Robust standard errors in</i>			

<i>parentheses</i>			
<i>*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1</i>			