

Determinantes do Crédito Bancário no Brasil: uma Análise de Fatores Micro e Macroeconômicos de 2001 a 2012*

Determinants of Banking Credit in the Brazilian Economy: the Role of Micro and Macroeconomic Factors from 2001 to 2012

Fernanda Dantas Almeida**

José Angelo Divino***

Resumo: O objetivo deste artigo é identificar os determinantes do crédito bancário brasileiro, considerando as estratégias específicas das instituições financeiras e a política monetária adotada. O modelo empírico baseia-se numa abordagem teórica do canal de crédito em que os bancos decidem sobre sua oferta de empréstimo levando-se em consideração uma política monetária futura incerta. A amostra utilizada consiste em um painel balanceado composto por 75 instituições financeiras no período de 2001 a 2012. Este artigo contribui com a literatura por constatar que não houve impacto direto do ambiente econômico sobre a oferta de crédito no período analisado, dado que o governo adotou uma política creditícia anticíclica descaçada das condições macroeconômicas vigentes. Além disso, o crescimento das concessões a pessoas físicas, que são menos sensíveis às variações macroeconômicas, também colaborou para que a política monetária tivesse pouca influência sobre a expansão do crédito. Ademais, os resultados destacam-se por demonstrarem a importância da estratégia dos bancos, além de evidenciar o efeito inercial do crédito.

Palavras-chave: Crédito bancário. Política monetária. Dados em painel.

Abstract: The objective of this paper is to identify the major determinants of banking credit in the Brazilian economy, considering the influence of specific characteristics of the financial institutions and monetary policy. The empirical model is based on a theoretical approach of the credit channel in which banks decide on their loan supply taking into account the uncertain future monetary policy. The sample consists of a balanced panel, composed of 75 banks in the period 2001-2012. This paper contributes with the literature by showing that there was no relevant impact from the macroeconomic environment on the credit supply in the analyzed period. The government has adopted a countercyclical credit policy mismatched from prevailing macroeconomic conditions. In addition, the growth of credit granted to individuals, who are less sensitive to the macroeconomic environment, also contributed to the little influence of the monetary policy on the credit expansion. Moreover, the results

* Os autores agradecem aos participantes no *XLIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC* e aos avaliadores anônimos pelos valiosos comentários e sugestões. J. A. Divino agrade ao CNPq e F. D. Almeida à CAPES pelo apoio financeiro. Os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores.

** Doutora em Economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB). Servidora da Caixa Econômica Federal. E-mail: fernanda.d.almeida@caixa.gov.br

*** Ph.D. em Economia pela Boston University, Estados Unidos. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Católica de Brasília. E-mail: jangelo@pos.ucb.br

illustrated the importance of the banks' strategy, in addition to the inertial effect of the credit supply.

Keywords: Bank credit. Monetary policy. Panel data.

JEL Classification: E51; E52; G21.

1 Introdução

O papel de intermediação financeira desempenhado pelo setor bancário é essencial para um crescimento econômico sustentável, principalmente em países com um mercado de capitais pouco desenvolvido, como é o caso brasileiro. Assim, a transferência de recursos dos agentes superavitários para os agentes deficitários da economia, sob a forma de empréstimos bancários, possibilita o financiamento dos investimentos que, por sua vez, impacta no crescimento do nível de produto da economia. Conforme Freixas e Rochet (2008¹ *apud* MERTON, 1993, p. 20), um sistema financeiro bem desenvolvido facilita a alocação eficiente do consumo das famílias e do capital físico para uma utilização mais produtiva no setor empresarial. Por outro lado, ensinam, ainda, que o paradigma de Arrow-Debreu levaria a um mundo em que os bancos seriam instituições redundantes. Nesse, se as firmas e as famílias tivessem acesso irrestrito a um mercado financeiro completo e sem fricções, o tamanho e a composição do balanço dos bancos não teriam efeitos sobre outros agentes econômicos. No entanto, a existência de imperfeições no mundo real torna fundamental o seu papel.

Logo, compreender a dinâmica do crédito bancário é de extrema relevância, uma vez que a atuação das instituições financeiras traz consequências para toda a economia. Desse modo, este trabalho tem como objetivo analisar os determinantes do crédito bancário no Brasil, sob a ótica da oferta. Para tanto, buscou-se averiguar o efeito das estratégias dos bancos e evidenciar o impacto da política monetária sobre a oferta de crédito. Assim sendo, foi estimado um modelo econométrico com dados em painel, considerando uma amostra composta por índices econômicos e dados trimestrais de balanço para o período de 2001 a 2012. A estimação baseia-se no modelo teórico proposto por Hulsewig, Mayer e Wollmer-shauser (2006), no qual a análise do canal de crédito utiliza como parâmetro um modelo da firma bancária, em que os bancos decidem sobre sua oferta de empréstimo diante de uma política monetária incerta. Esse modelo foi escolhido por incorporar alguns elementos característicos do setor bancário brasileiro, tais como a incerteza acerca do comportamento futuro da política monetária e o controle da taxa de juros de política monetária exercido pelo Banco Central, a qual afeta a taxa de juros do mercado monetário interbancário. Além disso, permite derivar

1 FREIXAS, X.; ROCHET, J. C. *Microeconomics of banking*. 2. ed. Cambridge, MA: The MIT Press, 2008.

uma relação teórica entre a oferta ótima de crédito e o *spread* bancário, dado pela diferença entre as taxas de juros do empréstimo bancário e da política monetária. Essa relação fundamenta a evidência empírica acerca dos determinantes da oferta de crédito na economia brasileira.

Tendo em vista que o tratamento empírico do tema foi pouco explorado até então, este estudo contribui, principalmente, pela constatação de que não houve impacto do ambiente econômico sobre a oferta de crédito no período analisado, dado que a política de expansão do crédito adotada pelo governo foi descasada das condições macroeconômicas vigentes. Da mesma forma, o aumento das concessões a pessoas físicas, que são menos sensíveis às variações macroeconômicas, também contribuiu para que a política monetária tivesse pouca influência sobre a expansão do crédito. Ademais, os resultados destacam-se por demonstrarem o efeito inercial do crédito e evidenciarem a importância da estratégia dos bancos, sugerindo que maiores ganhos com *spread* incentivam o aumento da concessão de empréstimos, assim como maiores níveis de despesa com captação, risco de crédito, exigência de capital e um volume maior de Títulos e Valores Mobiliários (TVM) na carteira de ativos do banco tendem a desestimular a oferta de crédito.

Na literatura econômica ainda são poucos os estudos empíricos sobre os fatores determinantes do crédito bancário. Grande parte dos trabalhos tem se preocupado em avaliar o impacto do cenário macroeconômico na oferta de crédito. No ambiente internacional, Guo e Stepanyan (2011) examinaram mudanças no crédito bancário em economias de mercados emergentes na última década. Foram avaliados 38 países entre o primeiro trimestre de 2002 e o primeiro trimestre de 2010, mediante um painel desbalanceado. Os resultados mostraram que o crescimento econômico mais forte leva a um aumento do crédito e da inflação, ao mesmo tempo em que a inflação amortece o crescimento real do crédito privado. Nessa mesma linha, Imran e Nishat (2013) investigaram os fatores que determinam o crédito bancário no caso de uma economia emergente como o Paquistão. A amostra utilizada foi composta por dados anuais de 1971 a 2010. Os modelos estimados demonstraram que o crédito privado é afetado pelos passivos externos, depósitos domésticos, crescimento econômico, taxa de câmbio e pelas condições monetárias do país. Adicionalmente, os autores verificaram que o relacionamento de longo prazo é estável e que desequilíbrios de curto prazo devem ser temporários, sendo corrigidos com uma elevada velocidade.

No ambiente nacional, Vasconcelos *et al.* (2004) analisaram a distribuição do crédito e do atendimento bancário entre as unidades da federação. A pesquisa concentrou-se em responder indagações a respeito de quais foram os efeitos da reestruturação bancária a partir do Plano Real sobre a distribuição regional de crédito entre os estados. A amostra utilizada consiste em dados de painel anuais de 26 estados brasileiros no período entre 1994 e 2002. Como resultado, observou-se

uma piora nos índices que medem a concentração de crédito bancário entre os estados brasileiros, bem como o aumento do número de municípios que não possuem agências bancárias. Além disso, assinala-se uma significativa concentração creditícia na região Sudeste, especialmente em São Paulo.

Visando a avaliar o impacto do requerimento de capital sobre a oferta de crédito, Blum e Nakane (2005) elaboraram um modelo no qual o crédito é função das taxas de retorno, dos requerimentos de capital e do ajuste da oferta à demanda. A amostra possui periodicidade trimestral e contemplou 118 bancos no período de janeiro de 2001 a junho de 2004. O modelo foi estimado usando o método de Arellano e Bond (1991) e os resultados demonstraram uma relação negativa com o desenquadramento de requerimentos de capital, taxa de câmbio e Selic e positiva com o Índice de Basileia (IB) e sua interação com uma *dummy* de desenquadramento, rentabilidade das carteiras de crédito e renda fixa e PIB.

Com o objetivo de encontrar variáveis significativamente correlacionadas com a oferta de crédito bancário, Fucidji e Prince (2009) analisaram fatores que capturam três aspectos distintos: estratégia dos bancos, política econômica e demanda por crédito. A amostra foi constituída por dados trimestrais dos treze maiores bancos atuantes no mercado brasileiro no período de março de 2001 a junho de 2006. Para avaliar a relação das candidatas a variáveis explicativas com o crédito bancário, foi estimada uma regressão com dados em painel pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os principais resultados mostram uma correlação inversa entre as operações de crédito e as aplicações em títulos públicos e uma correlação positiva com o grau de alavancagem e o PIB.

Mendonça e Sachsida (2013) estimaram o sistema de oferta e demanda de crédito bancário com recursos livres, por meio de dados agregados de junho de 2000 a agosto de 2012. Os autores avaliaram o crédito para os segmentos Pessoa Física (PF) e Pessoa Jurídica (PJ). Assim, verificou-se que a demanda reage negativamente às taxas de financiamento e desemprego e positivamente ao PIB, indicando uma demanda por crédito pró-cíclica. Quanto à oferta, constatou-se que a taxa de juros do financiamento tem um impacto positivo, enquanto o custo de captação e as taxas de inadimplência e inflação agem negativamente.

Este artigo está organizado do seguinte modo. A presente seção delimita os objetivos da pesquisa, abordando o referencial teórico nacional e internacional sobre o tema. A seção dois apresenta o modelo teórico no qual este artigo fundamentou-se e discorre sobre a metodologia de estimação do modelo empírico. A terceira seção demonstra os resultados e suas implicações para o crédito bancário. Por fim, a última seção trata das considerações finais elucidando as principais conclusões desta pesquisa.

2 Metodologia

Esta seção apresenta a modelagem teórica desenvolvida por Hulsewig, Mayer e Wollmershauser (2006), que embasou o modelo empírico utilizado nas estimações e análises econométricas.

2.1 Modelo Teórico

Este trabalho balizou-se no modelo teórico de oferta ótima de crédito proposto por Hulsewig, Mayer e Wollmershauser (2006), no qual a análise do canal de crédito é baseada em um modelo da firma bancária, em que os bancos decidem sobre sua oferta de empréstimo levando em conta uma política monetária futura incerta.

O modelo considera um Sistema Bancário composto por n bancos com funções de custos idênticas que atuam como tomadores de preços² e concedem empréstimos, L_t , a firmas não bancárias. Esses empréstimos são financiados via depósitos, D_t , e créditos do Banco Central, B_t . Admite-se que as taxas de empréstimos, r_t^L , e depósitos, r_t^D , são dadas e o nível de depósitos é exógeno. Além disso, considera-se que o Banco Central administra a taxa política, r_t^M , que determina a taxa de juros no mercado monetário interbancário. Desse modo, a função de lucro dos bancos é dada por:

$$\pi_{t+j}^i = r_{t+j}^L L_{t+j}^i - r_{t+j}^D D_{t+j}^i - r_{t+j}^M B_{t+j}^i - C_{t+j} \quad (1)$$

onde π_{t+j}^i é o lucro do banco i no período $t+j$; L_{t+j}^i são os empréstimos em $t+j$ concedidos a taxa r_{t+j}^L ; D_{t+j}^i são os depósitos em $t+j$ a taxa r_{t+j}^D ; B_{t+j}^i é a posição líquida no mercado monetário interbancário em $t+j$ a taxa r_{t+j}^M ; C_{t+j} é o custo de avaliação e ajuste do estoque de empréstimos dado por $C_{t+j} = (a/2)(L_{t+j}^i - L_{t+j-1}^i)^2$, em que a é uma constante positiva. Entende-se que os custos de ajuste da carteira de crédito refletem a alocação de recursos necessários para avaliar a capacidade de crédito dos clientes e monitorar os empréstimos durante o período de vigência.

2 Diversos trabalhos na literatura brasileira examinam o grau de concentração bancária no Brasil, dentre eles estão Nakane (2001), Tonooka e Koyama (2003), Araújo e Jorge Neto (2007), Lucinda (2010), Tabak, Gomes e Medeiros Jr. (2015). Todos eles rejeitam as hipóteses extremas de concorrência perfeita e monopólio. Nakane (2001) ressalta que o grau de concentração verificado ainda é baixo para refletir um possível exercício de poder de mercado por parte dos bancos brasileiros. De forma complementar, o cálculo do Índice de *Herfindahl-Hirschman* (IHH), que mede o nível de competição bancária, para o início e o fim do período analisado, dez/01 e dez/12, resulta nos valores de 0,07 e 0,13, indicando um mercado bancário não concentrado e com concentração moderada, respectivamente. Este cálculo foi realizado com base nas estatísticas ESTBAN - Estatística Bancária por Município (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016a).

Nota-se que o lucro de uma instituição financeira é mensurado pela diferença entre a receita com empréstimos e os custos no mercado de crédito. Logo, o problema dos bancos consiste em escolher os volumes de empréstimos, depósitos e a posição líquida no mercado interbancário de forma a maximizar o valor presente esperado do fluxo de lucros futuros:

$$V_t^i = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \pi_{t+j}^i \quad (2)$$

onde $0 < \beta < 1$.

A restrição de balanço é dada por:

$$L_{t+j}^i + R_{t+j}^i = D_{t+j}^i + B_{t+j}^i \quad (3)$$

onde R_{t+j}^i são as reservas bancárias mínimas determinadas por uma fração dos depósitos $R_{t+j}^i = dD_{t+j}^i$, $0 < d < 1$. De acordo com o fluxo de caixa, o banco ajusta sua posição líquida no mercado interbancário, B_{t+j}^i , de forma a respeitar a restrição de balanço imposta.

A oferta ótima de empréstimos é derivada das condições de primeira ordem desse problema³ e consiste no estoque de empréstimos do período anterior acrescido do valor presente esperado do fluxo de *spread* bancário, o qual é calculado como a diferença entre a taxa ativa dos empréstimos e a taxa política:

$$L_{t+j}^i = L_{t+j-1}^i + \alpha^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s E_{t+j} (r_{t+j+s}^L - r_{t+j+s}^M) \quad (4)$$

Assim, alterações na taxa política, r_t^M , possuem um efeito negativo sobre a oferta de crédito, enquanto aumentos na taxa de empréstimos, r_t^L , tendem a ter um efeito positivo sobre a oferta de crédito da economia.

2.2 Modelo Empírico

O modelo teórico sugere uma função para a regressão do crédito em que a oferta ótima de empréstimos em um dado período depende da oferta do período anterior e do *spread* bancário de maneira que $Cred_t = f(Cred_{t-1}, Spread_t)$. Essa função pode ser ampliada para incluir outros controles, visto que o crédito bancário também pode ser afetado pelas estratégias praticadas pelas instituições financeiras e pelo cenário macroeconômico. Então, com o propósito de elencar as candidatas

3 Os procedimentos utilizados para derivar a oferta de crédito ótima foram feitos a partir de Sargent (1979). Para mais detalhes, ver Hulsewig, Mayer e Wollmershauser (2006, apêndice A).

a variáveis explicativas, realizou-se a revisão de literatura dos principais trabalhos nacionais e internacionais a respeito do tema. Desse modo, baseado no modelo teórico e nas variáveis utilizadas nas principais análises empíricas sobre o assunto, o modelo a ser estimado neste trabalho é representado por:

$$Cred_{it} = f(Cred_{it-1}, Spread_{it}, DepVista_{it}, DepPrazo_{it}, GA_{it}, TVM_{it}, Captação_{it}, RCrédito_{it}, IB_{it}, CompDVista_{it}, CompDPrazo_{it}, Selic_{it}, PIB_{it}, IPCA_{it}, M2_{it}, Dummy_{pp}) \quad (5)$$

onde *Cred* é o crédito bancário; *Spread* é o *spread* bancário; *DepVista* é o depósito à vista; *DepPrazo* é o depósito a prazo; *GA* é o grau de alavancagem; *TVM* são os títulos e valores mobiliários; *Captação* é a despesa com captação; *RCrédito* é o risco de crédito; *IB* é o Índice de Basileia; *CompDVista* é o depósito compulsório sobre o depósito à vista; *CompDPrazo* é o depósito compulsório sobre o depósito a prazo; *Selic* é a taxa Selic; *PIB* é o Produto Interno Bruto da economia; *IPCA* é a taxa de inflação medida pelo IPCA; *M2* é o meio de pagamento M2 e *Dummy* é uma variável *dummy* indicativa do controle de capital público ou privado.

De forma a aproveitar uma estrutura mais rica de microdados bancários, a base de dados desagregada por instituição financeira demanda o uso de dados em painel para a estimação. Essa metodologia propicia a análise explícita da heterogeneidade entre as instituições financeiras, permitindo controlar variáveis individuais que não são passíveis de observação ou mensuração. Além disso, ao combinar as dimensões temporal e *cross-section*, eleva-se o número de dados utilizados, aumentando os graus de liberdade. Ressalta-se que o modelo empírico considerou todas as variáveis em logaritmo, de modo a obter os coeficientes em termos de elasticidade e estabilizar a variância do erro.

3 Resultados

Esta seção reporta as análises empíricas realizadas, detalhando a base de dados utilizada (variáveis micro e macroeconômicas), apresentando os resultados dos testes econométricos preliminares, bem como, os resultados das estimações para dados em painel dos modelos estático e dinâmico para o crédito bancário.

3.1 Dados

Considerando que os objetivos específicos deste estudo consistem em evidenciar o impacto da política monetária e explorar os efeitos da estratégia específica de cada instituição financeira sobre o crédito bancário, foram selecionadas informações de duas categorias distintas: dados de balanço, que se referem às características individuais das instituições, e indicadores macroeconômicos. A se-

leção das variáveis do modelo baseou-se nos principais trabalhos realizados na literatura empírica nacional e estrangeira a respeito do tema e no modelo teórico que balizou essa análise.

Para este estudo, foram selecionadas as Instituições Financeiras atuantes no Brasil que concedem operações de crédito e que permaneceram ativas entre o primeiro trimestre de 2001 e o quarto trimestre de 2012, formando um painel balanceado composto por 75 bancos⁴ e 48 períodos. O período da amostra foi escolhido de acordo com a disponibilidade dos dados. Os índices relativos às características individuais das instituições financeiras, denominados variáveis microeconômicas, foram obtidos em Banco Central do Brasil (2013).⁵ Para a obtenção do Índice de Basileia das instituições financeiras, utilizaram-se os valores da base de dados dos 50 Maiores Bancos, também fornecida pelo BCB. Ambas as bases de dados são de periodicidade trimestral. Já as variáveis macroeconômicas têm como fonte tanto o BCB quanto o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O modelo empírico estimado possui como variável dependente o volume de crédito, incluindo as operações com arrendamento mercantil, ponderado pelo ativo total, de modo a medir a representatividade do crédito em cada instituição financeira. As variáveis utilizadas na estimação são explicadas a seguir.

4 Banco Bonsucesso S.A., Banco BTG Pactual S.A., Banco FIDIS S.A., Banco Original S.A., Banco Porto Real de Investimentos S.A., Banco Semear S.A., Banco Cooperativo do Brasil S.A. - Bancoob, Banif Brasil BM S.A., Banco ABC Brasil S.A., Banco Alfa de Investimento S.A., Banco Alfa S.A., Banco Arbi S.A., Banco do Estado do Espírito Santo - Banestes S.A., Banco BBM S.A., Banco BGN S.A., Banco BMG S.A., Banco BNP Paribas Brasil S.A., Banco Bradesco Financiamentos S.A., Banco Bradesco S.A., Banco Cacique S.A., Banco Cédula S.A., Banco Citibank S.A., Banco CNH Industrial Capital S.A., Banco Cooperativo Sicredi S.A., Banco da Amazônia S.A., Banco Daycoval S.A., Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais S.A., Banco de Desenvolvimento do Espírito Santo S.A., Banco do Brasil S.A., Banco do Estado de Sergipe S.A., Banco do Estado do Pará S.A., Banco do Estado do Rio Grande do Sul S.A., Banco Industrial e Comercial S.A., Banco Fibra S.A., Banco Ficsa S.A., Banco Guanabara S.A., Banco Industrial do Brasil S.A., Banco Indusval S.A., Banco Intercep S.A., Banco Itaú BBA S.A., Banco J.P. Morgan S.A., Banco Mizuho do Brasil S.A., Banco Modal S.A., Banco Máxima S.A., Banco Ourinvest S.A., Banco Panamericano S.A., Banco Paulista S.A., Banco Pine S.A., Banco Pottencial S.A., Banco Rabobank International Brasil S.A., Banco Rendimento S.A., Banco Ribeirão Preto S.A., Banco Safra S.A., Banco Santander (Brasil) S.A., Banco Sofisa S.A., Banco Sumitomo Mitsui Brasil S.A., Banco Tokyo-Mitsubishi BM S.A., Banco Triângulo S.A., Banco Tricury S.A., Banco Votorantim S.A., BCV – Banco de Crédito e Varejo S.A., Banco Regional do Extremo Sul, Banco de Investimento Credit Suisse (Brasil) S.A., BNDES - Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, BRB - Banco de Brasília S.A., Caixa Econômica Federal, Citibank N.A., HSBC Bank Brasil S.A., Itaú UniBanco BM S.A., NBC Bank Brasil S.A. - BM, Paraná Banco S.A., Scotiabank Brasil, Banco Luso Brasileiro S.A., Banco do Nordeste do Brasil S.A. e Banco Mercantil do Brasil S.A..

5 Informações obtidas no site do BCB na base de dados Informações Financeiras Trimestrais (IFT), oriundas das Demonstrações Contábeis 7002 – Balanço Patrimonial e 7003 – Demonstração de Resultado. Cabe destacar que, com base no disposto na Circular 3.630, de 19 de fevereiro de 2013, a base de dados IFT foi descontinuada desde o primeiro trimestre de 2013, inclusive.

3.1.1 Variável Dependente

Crédito Bancário: medido como a razão entre o estoque de crédito e o ativo total de cada banco. Para essa análise, considerou-se o Crédito Total de cada instituição, composto tanto pelo Crédito Livre quanto pelo Crédito Direcionado e Operações de Arrendamento Mercantil.

3.1.2 Variáveis Microeconômicas

Spread bancário: consiste na diferença entre as receitas de aplicações em concessões de crédito e a despesa associada aos recursos que financiam esses empréstimos, sendo um importante componente do lucro bancário. Por essa razão, espera-se uma relação positiva entre o *spread* e o volume de crédito. No presente estudo, essa variável é calculada como a diferença entre a taxa média obtida com as operações de crédito e o custo de captação, representado pela taxa Selic, conforme modelo teórico. A taxa média dos empréstimos foi mensurada como a razão entre as receitas de intermediação financeira e o volume total de operações de crédito.

Depósito à vista: por agir como intermediário financeiro, os bancos precisam captar recursos para financiar a concessão de empréstimos. Assim, o depósito à vista constitui-se em uma das principais fontes de captação, especialmente por ser um recurso de baixo custo, já que não possui remuneração. Portanto, espera-se que essa modalidade de depósito possua uma relação positiva com a variável dependente do modelo. Na estimação realizada, essa variável foi mensurada como a razão entre depósito à vista e captação total.⁶

Depósito a prazo: consiste em um título nominativo cujas modalidades são os Certificados de Depósito Bancário (CDB) e os Recibos de Depósito Bancário (RDB), conforme Resolução CMN nº 3.454 de maio de 2007. Atualmente, esse tipo de depósito constitui a principal modalidade de captação bancária, sendo calculado como a razão entre o depósito a prazo e a captação total. Da mesma forma que o depósito à vista, acredita-se que essa variável mantenha uma relação positiva com o crédito bancário, possibilitando a ampliação do volume ofertado.

Grau de alavancagem: para Fucidji e Prince (2009), essa variável mede o grau de agressividade do banco em suas aplicações, pois implica na disposição do banco em comprometer uma parcela maior do patrimônio líquido com operações arriscadas – empréstimos e, como consequência, assumir um risco maior de insolvência. Por essa razão, espera-se uma correlação positiva com a oferta de crédito. Conforme os autores, o grau de alavancagem é calculado como a diferença entre

⁶ Foram consideradas como captação total as seguintes contas: depósito à vista, depósito a prazo, depósito de poupança, depósito interfinanceiro, outros depósitos e recursos de letras.

o ativo total, o encaixe bancário e os títulos do governo, todos ponderados pelo patrimônio líquido.

Títulos e valores mobiliários (TVM): podem ser vistos como uma forma de garantir liquidez aos bancos. Nesse sentido, Araújo (2013) argumenta que proporções menores de operações com TVM e derivativos indicam menor preferência por ativos líquidos, em prol de operações de crédito. Além disso, as aplicações em TVM também podem ser uma fonte alternativa de receita, pois os recursos captados podem ser aplicados via concessão de operações de crédito ou via Mercado de Capitais. Portanto, é esperada uma correlação negativa entre as aplicações em TVM e a oferta de crédito, quer seja pela ótica da rentabilidade, quer seja pela ótica da preferência pela liquidez. A fórmula de cálculo adotada neste estudo consiste na razão entre a TVM e o ativo total do banco.

Despesa com captação: ao atuar com intermediação financeira, os bancos necessitam captar recursos para financiar a concessão de operações de crédito. Assim, quando o banco capta recursos junto ao público, paga uma remuneração por essas aplicações. Por conseguinte, quando a taxa de remuneração paga se eleva sem que haja um aumento proporcional da taxa dos empréstimos, a rentabilidade do banco tende a ser menor e, conseqüentemente, menor é o estímulo para expandir a concessão de empréstimos. A variável captação utilizada nessa análise foi calculada como a razão entre a despesa com captação e o passivo total.

Risco de crédito: a atividade bancária incorre em diversos tipos de riscos, no entanto, conforme Souza (2007), o risco de crédito é considerado como o mais importante subjacente à atividade bancária. Para ele, esse risco “[...] consiste na probabilidade da ocorrência de perdas devido ao não cumprimento dos pagamentos na data contratada e/ou nas condições pactuadas previamente, por parte dos devedores das instituições financeiras”. Dessa forma, o risco de crédito pode ser visto como uma forma de medir a qualidade dos empréstimos e, por isso, espera-se um coeficiente negativo. Além disso, essa variável também reflete a preferência pela liquidez dos bancos, tendo em vista que a elevação desse risco pode levar a instituição financeira a aumentar as aplicações em TVM. Desse modo, o risco de crédito é calculado como a razão entre a Provisão de Crédito para Liquidação Duvidosa (PCLD) e o total de operações de crédito líquidas de provisão.

Índice de Basileia (IB): possui o objetivo de promover a estabilidade do setor financeiro e é calculado de maneira a considerar o valor dos ativos ponderados pelos respectivos riscos de perda, indicando o capital necessário que o banco deve ter para arcar com possíveis prejuízos. Segundo Soares (2002), o IB pode ter um caráter restritivo em relação ao crédito, haja vista que, caso um banco necessite aumentar o capital, mas não o faça, deverá reduzir o volume de aplicações arriscadas – empréstimos. Por consequência, ao considerar o IB efetivo de cada instituição financeira, deve-se esperar uma relação negativa entre o IB e a oferta

de crédito, visto que índices mais baixos, mas ainda acima do mínimo exigido pela regulação de 11%, indicam que os bancos estão ofertando o máximo de crédito possível dada a restrição regulatória. Por outro lado, índices maiores sugerem que ainda há potencial para o crescimento do crédito e que os bancos estão optando por operações menos arriscadas como os títulos públicos. Para essa variável utilizou-se o IB efetivo das instituições financeiras obtido na base de dados dos 50 Maiores Bancos do BCB .

Dummy_pp: dadas as diferenças entre as estratégias adotadas pelos bancos públicos e privados, criou-se uma *dummy* indicativa do controle do capital, na qual se considera zero para as instituições financeiras privadas e um para as instituições públicas. Considerando que a presença de efeitos fixos no modelo não permite a introdução de elementos invariantes no tempo, essa *dummy*, então, foi utilizada de forma multiplicativa associada às variáveis microeconômicas. Logo, não existe uma hipótese única sobre a expectativa do sinal dessas *dummies*. Todas essas informações estão resumidas na Tabela 1.

Tabela 1 - Variáveis microeconômicas

Variável	Sinal esperado	Fonte	Fórmula de cálculo
Crédito		IFT	$Cred_{it} = (Saldo Cred_{it}) / (Ativo Total_{it})$
Spread	+	IFT	$Spread_{it} = Taxa Empréstimos_{it} - Taxa Selic_t$
Depósito à vista	+	IFT	$DepVista_{it} = (Depósito à Vista_{it}) / (Captação Total_{it})$
Depósito a prazo	+	IFT	$DepPrazo_{it} = (Depósito a Prazo_{it}) / (Captação Total_{it})$
Grau de alavancagem	+	IFT	$GA_{it} = (Ativo Total_{it} - Encaixes_{it} - Títulos_{it}) / (Patrimônio Líquido_{it})$
Títulos e valores mobiliários	-	IFT	$TVM_{it} = (Títulos_{it}) / (Ativo Total_{it})$
Despesa com captação	-	IFT	$Captação_{it} = (Despesa Captação_{it}) / (Passivo Total_{it})$
Risco de Crédito	-	IFT	$RCred_{it} = (PCLD_{it}) / (Operações de Crédito Líquidas de Provisão_{it})$
Índice de Basileia	-	50 Maiores Bancos	Série do Índice de Basileia efetivo de cada banco
<i>Dummy</i> para Bancos Públicos e Privados			0 para as instituições financeiras Privadas e 1 para as instituições Públicas.

Fonte: Elaboração própria.

3.1.3 Variáveis Macroeconômicas

Depósitos compulsórios: de acordo com o Banco Central do Brasil (2016b), os recolhimentos compulsórios constituem-se em um instrumento utilizado para influenciar a quantidade de moeda na economia. Representam uma parcela dos depósitos captados pelos bancos que devem ser mantidos compulsoriamente no BCB. Nesta análise serão utilizadas como variáveis as séries temporais das alíquotas incidentes sobre o depósito à vista e a prazo. Por isso, espera-se um coeficiente negativo, visto que diminuições na alíquota farão com que os bancos possam em prestar uma parcela maior de suas reservas.

Taxa de juros da economia – Taxa Selic e CDI: a taxa Selic consiste na taxa básica de juros da economia, sendo utilizada como balizadora para o custo de captação dos bancos. Por sua vez, a taxa CDI é utilizada como referencial para o custo do dinheiro – juros, pois advém das negociações entre instituições financeiras por prazos curtos com títulos líquidos. Em geral, a diferença entre elas é pequena e representada pela própria natureza dos títulos públicos e privados. Quando a taxa de juros da economia está alta, o custo total do empréstimo também se torna alto devido ao custo de oportunidade do dinheiro. Ademais, o efeito dessa taxa sobre o crédito também evidencia a preferência pela liquidez das instituições financeiras, pois a elevação da taxa de juros causa um aumento dos riscos incorridos pelo banco e, como resultado, eleva a atratividade das aplicações em títulos. Assim, espera-se que a taxa de juros exerça uma influência negativa sobre a oferta de crédito bancário. Utilizou-se neste estudo as taxas Selic e CDI mensais calculadas pelo BCB e pela Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (CETIP), respectivamente, que foram transformadas em taxas acumuladas trimestrais.

Nível de produção - PIB: é considerado um importante indicador do nível da atividade econômica de um país, refletindo a instabilidade do ambiente de mercado. Para Guo e Stepanyan (2011), níveis mais altos de produção levam a um aumento da demanda e, portanto, ao crescimento da oferta de crédito, evidenciando, então, uma relação positiva entre eles. Na estimação, considerou-se o PIB a preços de mercado calculado pelo IBGE, deflacionado pelo IPCA e, posteriormente, dessazonalizado por meio da Metodologia X12-ARIMA.

Inflação – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA): é o índice oficial de inflação no Brasil. Esse índice também pode representar um indicador de instabilidade econômica, uma vez que quanto maior for a variabilidade da taxa de inflação de um país, maior será a volatilidade da taxa básica de juros, resultando em uma economia mais instável. Em consequência, elevações da taxa de inflação podem ser associadas a um nível menor de oferta de crédito. Para mensurar a inflação, utilizou-se a taxa mensal do IPCA, calculada pelo IBGE e transformada em taxa acumulada trimestral.

Condições monetárias – M2, de acordo com a Reformulação dos Meios de Pagamento – Notas Metodológicas do Banco Central do Brasil (2001), o M2, conceito ampliado de moeda, corresponde às emissões de alta liquidez realizadas primariamente no mercado interno por instituições depositárias acrescidas do M1, conceito restrito que inclui o papel-moeda em poder do público e os depósitos à vista. Dessa maneira, espera-se uma relação positiva entre o crédito e o M2, dado que quanto melhores as condições monetárias da economia, maior pode ser a oferta de crédito bancário. Foi utilizado neste estudo o M2 em percentual do PIB, calculado pelo BCB e transformado em média trimestral. A Tabela 2 resume todas essas informações.

Tabela 2 - Variáveis macroeconômicas

Variável	Sinal Esperado	Fonte	Fórmula de Cálculo
Depósitos Compulsórios – Depósito à Vista	–	BCB	<i>Série da alíquota do Compulsório sobre o Depósito à Vista</i>
Depósitos Compulsórios – Depósito a Prazo	–	BCB	<i>Série da alíquota do Compulsório sobre o Depósito a Prazo</i>
CDI	–	CETIP	<i>Série da Taxa CDI Mensal transformada em taxa acumulada trimestral</i>
Selic	–	BCB	<i>Série da Taxa Selic Mensal transformada em taxa acumulada trimestral</i>
PIB	+	IBGE	<i>Série do PIB a preços de mercado calculado pelo IBGE, deflacionado pelo IPCA e dessazonalizado por meio da Metodologia X12-ARIMA</i>
IPCA	–	IBGE	<i>Série do IPCA Mensal transformada em taxa acumulada trimestral</i>
M2	+	BCB	<i>Série M2 em percentual do PIB e transformado em média trimestral</i>

Fonte: Elaboração própria.

3.2 Testes de Raiz Unitária

Previamente à estimação do modelo, é fundamental a verificação da estacionariedade das séries utilizadas. Para os dados em painel foram utilizados os testes Levin-Lin-Chu (LLC) e Im-Pesaran-Shin (IPS). Ambos os testes possuem a hipótese nula de que cada série temporal no painel contém raiz unitária. Quanto à hipótese alternativa, Hsiao (2003) menciona que o LLC é mais restritivo, pois considera que cada série de tempo é estacionária, enquanto o IPS relaxa a forte suposição de

homogeneidade do modelo, pressupondo uma hipótese alternativa de que pelo menos alguma série é estacionária. Os resultados dos testes realizados para os dados em painel encontram-se na Tabela 3.

Tabela 3 - Resultados dos testes de raiz unitária para dados em painel

Variável	LLC				IPS			
	Constante e Tendência		Constante		Constante e Tendência		Constante	
	Adjusted t	Lags (1)	Adjusted t	Lags (1)	W-t-bar	Lags (1)	W-t-bar	Lags (1)
Crédito	-7,95***	0,23	-2,58***	0,31	-6,23***	0,23	-3,52***	0,31
Spread	-29,77***	0,39	-24,27***	0,41	-30,17***	0,39	-26,55***	0,41
TVM	-10,94***	0,31	-4,82***	0,32	-9,33***	0,31	-6,63***	0,32
Depósito à vista ⁽²⁾	-15,66***	0,44	-12,50***	0,51	-	-	-	-
Depósito a prazo ⁽²⁾	-7,05***	0,35	-4,77***	0,33	-	-	-	-
Grau alavancagem	-12,94***	0,32	-6,81***	0,33	-11,03***	0,32	-9,42***	0,33
Despesa captação	-27,38***	0,47	-18,45***	0,40	-29,46**	0,47	-23,67***	0,40
Risco de crédito	-10,30***	0,51	-8,61***	0,47	-9,67***	0,51	-10,04***	0,47
Índice de Basileia	-10,51***	0,18	-9,18***	0,20	-4,68***	0,18	-2,71***	0,20

Fonte: Elaboração própria.

Notas: * Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%; ⁽¹⁾ Os lags considerados nos testes consistem na média dos lags para cada unidade do painel; ⁽²⁾ Para o cálculo da estatística W-t-bar é necessário um número mínimo de informações. Como algumas instituições financeiras não possuem depósito à vista e/ou depósito a prazo, não foi possível realizar o teste IPS para essas variáveis.

Os resultados mostram que todas as variáveis utilizadas em logaritmo são estacionárias a um nível de significância de 5% para, pelo menos, um dos testes realizados. Como o modelo possui algumas séries macroeconômicas, também são aplicados os testes $MADF^{GLS}$ e MPP^{GLS} . Esses testes são mais robustos que os tradicionais Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips Perron (PP), pois utilizam GLS para eliminar os termos deterministas (ELLIOTT; ROTHENBERG; STOCK, 1996) e o critério Akaike modificado (MAIC) para selecionar o número ótimo de defasa-

gens (NG; PERRON, 2001). A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes realizados para as séries de tempo.

Tabela 4 - Resultados dos testes de raiz unitária para séries de tempo

Variável	MADF ^{GLS}				MPP ^{GLS}			
	Constante e tendência		Constante		Constante e tendência		Constante	
	t-Stat.	lags	t-Stat.	lags	MZt	lags	MZt	lags
CDI	-1,68	5	-0,65	5	-1,84	5	-0,71	5
Selic	-1,58	6	-0,66	5	-1,98	6	-0,35	5
IPCA	-1,77	6	-1,65 *	6	-1,94	6	-1,64 *	6
PIB	-1,86	0	0,34	1	-1,63	0	0,61	1
M2	-1,42	6	0,69	5	-1,56	6	1,11	5
Comp. Dep. Vista	-2,47	0	-2,00 **	2	-2,11	0	-1,99 **	2
Comp. Dep. Prazo	-1,65	0	-1,35	3	-1,49	0	-1,67	3

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%.

Os resultados indicam que somente o Compulsório do Depósito à Vista foi estacionário a um nível de significância de 5%. Assim, considerando a possibilidade de quebras estruturais nas séries macroeconômicas, utilizou-se também o teste de Perron (1989), específico para essa finalidade. O teste considera três modelos para distintos tipos de quebra estrutural: a) mudança de nível; b) mudança de tendência e c) mudança de nível e tendência. Todos esses modelos possuem a hipótese nula de raiz unitária e a seleção das quebras é realizada de forma exógena por meio de análise gráfica. Os valores críticos do teste foram tabelados pelo autor. Os resultados do teste de Perron (1989) para as variáveis macroeconômicas estão reportados na Tabela 5.

Tabela 5 - Resultados dos testes de raiz unitária para séries de tempo com quebra estrutural

Variável	Perron (1989)				
	Modelo	Período da Quebra	lags	λ	t-Statistic
CDI	A	2002:4	1	0,15	-3,82 **
Selic	A	2002:4	1	0,15	-3,82 **
IPCA	A	2002:4	1	0,15	-5,14 ***
Comp. Dep. Prazo	C	2008:3	3	0,63	-4,48 **
PIB	C	2002:3	1	0,13	-4,23 **
M2	C	2008:1	4	0,58	-4,49 **

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%.

Ao considerar quebra estrutural nos testes, os resultados modificam-se, indicando que as séries macroeconômicas são estacionárias com quebra estrutural a um nível de significância de 5%. A Selic, o CDI e o IPCA possuem quebra de nível. Já o Compulsório do Depósito a Prazo, o PIB e o M2 possuem quebras de nível e tendência. Tais séries são, portanto, estacionárias em torno de uma tendência que apresenta uma quebra na inclinação.

3.3 Estimação do Modelo Estático

O modelo (5) sob a forma estática foi estimado, inicialmente, com todas as candidatas a variáveis explicativas. Uma vez que algumas variáveis não foram estatisticamente significantes, foi aplicada a estratégia de modelagem geral para específico, na qual se excluem essas variáveis de forma individual e sequencial, de acordo com a estatística t. A estratégia adotada permitiu chegar a um modelo com um número reduzido de variáveis explicativas, porém todas estatisticamente significantes a um nível de 10%. O modelo, então, foi estimado com efeitos fixos, haja vista que se rejeitou a hipótese nula de efeitos aleatórios do teste de Hausman. A Tabela 6 apresenta os resultados das estimações realizadas para os modelos estáticos.

O Modelo 1, estimado para a amostra completa, possui quatro variáveis explicativas significantes: o *spread*,⁷ os Títulos e Valores Mobiliários (TVM), a despesa de captação e o risco de crédito. O *spread*, variável que caracteriza o modelo

⁷ A variável *spread* foi calculada como a diferença entre a taxa dos empréstimos e a taxa Selic. Dado que a taxa CDI poderia ser mais adequada para o cálculo do *spread* bancário, também foram estimados os modelos com esse formato de *spread*. No entanto, o *spread* calculado com a taxa CDI não foi significativo para alguns dos modelos.

teórico apresenta uma relação positiva com a oferta de crédito bancário, conforme esperado, indicando que ganhos mais elevados com a intermediação financeira incentivam uma maior oferta de crédito por parte da instituição, de forma que um aumento de 1% no *spread* das instituições financeiras eleva a oferta de crédito em 0,94%, maior elasticidade encontrada dentre as variáveis significativas. Os Títulos e Valores Mobiliários mostraram-se inversamente correlacionados com a oferta de crédito bancário, evidenciando que, por serem modalidades de aplicação de recursos concorrentes, a aplicação em TVM pode restringir a expansão do crédito em 0,37%, dado um aumento de 1% na TVM. Fucidji e Prince (2009) encontraram resultado semelhante a esse. Por sua vez, a despesa de captação mostrou-se uma variável significativa e negativamente relacionada com o crédito, sendo que uma redução dessa variável na ordem de 1% tende a reduzir a oferta de crédito em 0,49%. Esse resultado justifica-se, pois, a concessão das operações de crédito é financiada pela captação de recursos e, quanto mais cara é a captação, menos o banco tende a ofertar. Por último, o risco de crédito, que possui uma relação inversa com a oferta de crédito, também constatado por Mendonça e Sachsida (2013), sugere que a expansão do crédito pode comprometer a seleção dos bons tomadores, impactando em maior risco de crédito. Assim, um aumento de 1% no risco de crédito pode reduzir a concessão de crédito em 0,34%.

Tabela 6 - Estimação do modelo estático para dados em painel

Variável	Modelo 1 ⁽¹⁾ (Completo)	Modelo 2 ⁽¹⁾ (Completo c/ dummies)	Modelo 3 ⁽¹⁾ (c/Índice Basileia)	Modelo 4 ⁽¹⁾ (c/Índice Basileia e dummies)
$Spread_t$	0,9426*** (0,233)	0,9389*** (0,235)	(0,7557*** (0,277)	0,7167** (0,274)
TVM_t	-0,3723*** (0,059)	-0,3585*** (0,062)	-0,3037*** (0,063)	-0,2748*** (0,068)
Despesa de captação _t	-0,4875* (0,262)	-0,4911* (0,264)	-0,4325* (0,255)	-0,4250* (0,248)
Risco de crédito _t	-0,3454 **(0,131)	(-0,3366** (0,130)	-0,2493* (0,141)	-0,2274* (0,136)
Índice de Basileia _{t-1}	-	-	-0,1649*** (0,043)	-0,1585*** (0,042)
Dummy _{spread}	-	0,4563 (0,838)	-	2,1704** (0,846)
Dummy _{tvm}	-	-0,2239* (0,124)	-	-0,3255** (0,131)
Constante	(0,3291*** (0,020)	0,3258*** (0,022)	0,3392*** (0,022)	0,2995*** (0,025)

continua...

conclusão.

Variável	Modelo 1 ⁽¹⁾ (Completo)	Modelo 2 ⁽¹⁾ (Completo c/ <i>dummies</i>)	Modelo 3 ⁽¹⁾ (c/Índice Basileia)	Modelo 4 ⁽¹⁾ (c/Índice Basileia e <i>dummies</i>)
Número de observações	3600	3600	2350	2350
R ²	0.28	0.28	0.23	0.25
Teste F [valor-p]	24,8 [0,00]	20,02 [0,00]	13,04 [0,00]	12,40 [0,00]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: * Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%; Os valores entre parênteses são os desvios padrão; ⁽¹⁾ Em todas as estimações realizadas, considerou-se uma matriz de variância robusta.

Nota-se que o resultado da estimação do Modelo 1 sugere a preferência pela liquidez do setor bancário, refletida nas variáveis TVM e risco de crédito. Para Paula *et al.* (2001), os bancos montam seu portfólio de modo a conciliar lucratividade e liquidez, demonstrando precaução pelos riscos incorridos. Logo, tendem a se comportar de maneira pró-cíclica, aumentando a carteira de crédito em períodos de expansão econômica e privilegiando ativos mais líquidos, como os títulos públicos, em momentos de contração econômica (ARAÚJO, 2013).

Com base no crescimento da participação das instituições financeiras públicas no total da oferta de crédito do Sistema Financeiro Nacional – SFN, foi estimado o Modelo 2 para amostra completa que considera duas *dummies* multiplicativas associadas à TVM e ao *spread*.⁸ Esta última não foi significativa nesse modelo. Quanto à TVM, percebe-se um impacto mais forte dessa variável sobre os bancos públicos, dado o coeficiente negativo, indicando que o aumento de 1% no volume de TVM na carteira de ativos reduz a oferta de crédito dessas instituições em 0,23%, em comparação às instituições privadas. Para Araújo (2013), esse resultado reflete a maior preferência pela liquidez dos bancos públicos. O autor possui a tese de que o grau de preferência pela liquidez dos bancos públicos foi maior do que o dos bancos privados, nos anos de 2003 a 2008. Para ele, menores proporções de operações com TVM são indicadores de menor preferência por ativos líquidos, em prol de operações de crédito. Em relação às demais variáveis, nota-se que não houve modificações significativas em relação aos valores e sinais de seus coeficientes.

Os Modelos 1 e 2 não consideraram o Índice de Basileia como candidato a variável explicativa, posto que não foi possível encontrá-lo para todos os bancos da

8 Além das *dummies* associadas à TVM e ao *spread*, também foram calculadas *dummies* associadas às demais variáveis: despesa de captação, risco de crédito e índice de Basileia. Porém, não foram estatisticamente significantes em nenhum modelo.

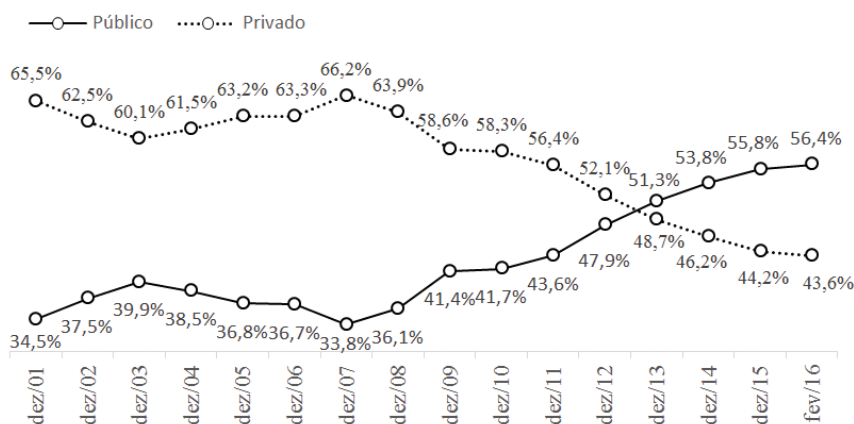
amostra. Assim, devido à importância dessa variável, estimaram-se os Modelos 3 e 4 com uma amostra reduzida.⁹ No geral, as variáveis mantiveram-se significativas e com o sinal esperado, porém com uma pequena redução dos coeficientes. Da mesma forma, o Índice de Basileia mostrou-se significativo e com um coeficiente negativo, conforme esperado. Nota-se que esta variável foi considerada no modelo com defasagem de um período de modo a evitar problemas de endogeneidade. Assim, o aumento de 1% no Índice de Basileia, ou seja, um aumento do excesso de capital, tende a reduzir a oferta de crédito em torno de 0,16%. Sobre esse assunto, Araújo, Jorge Neto e Linhares (2008) citam que o perfil dos bancos brasileiros provém basicamente da exposição em operações de crédito e mencionam uma medida de risco que reforça a ideia de que o nível de capitalização desses bancos pode ser suficiente para enfrentar os riscos a que estão sujeitos. Dessa forma, esse nível de exposição ao risco pode ser parcialmente explicado pela grande proporção de títulos públicos federais, considerados de baixo risco, nos ativos das instituições financeiras, sugerindo que o nível de crédito pode estar abaixo do ótimo para o sistema. Para Silva e Divino (2012), os bancos que operam em atividades de tesouraria tendem a manter maiores excedentes de capital, de modo a sinalizar solidez financeira e adequada capacidade de liquidez. Logo, percebe-se que a preferência pela liquidez das instituições brasileiras pode impactar diretamente no Índice de Basileia dos bancos, causando essa relação negativa com a oferta de crédito.

Visando a avaliar o impacto do controle do capital, estimou-se também o Modelo 4 com amostra reduzida e inclusão de *dummies*. Foram testadas *dummies* multiplicativas relacionadas a todas as variáveis do modelo. Contudo, somente aquelas associadas ao *spread* e à TVM foram significativas. No tocante ao *spread*, constatou-se uma relevância maior para essa variável nos bancos públicos, indicando que um aumento de 1% no *spread* bancário eleva a oferta de crédito das instituições públicas em 2,01%, em relação às privadas. É importante destacar que a análise realizada neste artigo considera o crédito total das instituições, englobando tanto o crédito livre quanto o crédito direcionado. Com objetivos sociais específicos, o crédito direcionado possui taxas monitoradas de forma a torná-lo mais barato que os demais. Como os bancos públicos são os maiores ofertantes desse tipo de empréstimo, o *spread* global das operações de crédito tende a ser reduzido por essas operações. Assim, constata-se, por parte dessas instituições, uma maior preocupação com a lucratividade das demais operações de crédito, de forma a compensar a baixa rentabilidade do crédito direcionado. Desse modo, conforme Araújo (2013), os bancos públicos enfrentam um dilema constante entre o cumprimento de suas funções clássicas e a necessidade de obtenção de resultados econômico-financeiros.

9 Para construir essa amostra, foram eliminadas 15 instituições que não continham a informação de Índice de Basileia, chegando a uma base de dados formada por 50 Instituições Financeiras.

Verifica-se que não foi possível identificar a influência da política monetária sobre a oferta de crédito no período analisado, dado que nenhuma variável macroeconômica foi significativa nos modelos estimados.¹⁰ Acredita-se que o crescimento dos bancos públicos, conforme evidenciado na Figura 1, contribuiu para que alterações na política monetária tivessem menos impacto sobre o crédito total, haja vista que estes possuem uma grande parcela do crédito direcionado do mercado, que é menos influenciado por modificações no cenário macroeconômico. Além do mais, de modo a fomentar a economia brasileira após a crise econômica de 2008,¹¹ o governo brasileiro adotou uma política anticíclica de expansão do crédito, principalmente mediante aumento das operações dos bancos oficiais (LUNDBERG, 2011). Assim, foi possível garantir a continuidade do crescimento da oferta de empréstimos, mesmo que de forma descasada das condições macroeconômicas vigentes. Por isso, além de atuarem tradicionalmente como agentes do governo nas políticas públicas, esses bancos também agem de forma a forçar o aumento de liquidez por meio do canal concorrência de mercado. Como efeito, a participação da oferta de crédito dessas instituições no SFN passou de 36,1% em Dez/08 para 47,9% em Dez/12, tendo uma taxa de crescimento média em 12 meses 2,3 vezes maior do que o crescimento das instituições privadas.

Figura 1 – Evolução do saldo de crédito do SFN por controle de capital (participação em %)



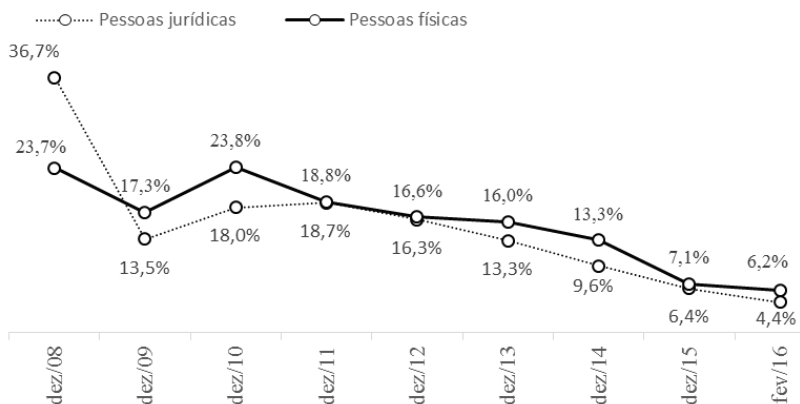
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil (2016).

10 Com o objetivo de capturar os efeitos da demanda por crédito, estimou-se os modelos incluindo as variáveis renda das famílias e taxa de desemprego. Contudo, essas variáveis também não foram significativas.

11 Duas *dummies* que capturam as quebras estruturais ocorridas em 2008 foram testadas, bem como, uma terceira ocorrida em 2002. Contudo nenhuma dessas *dummies* foi significativa.

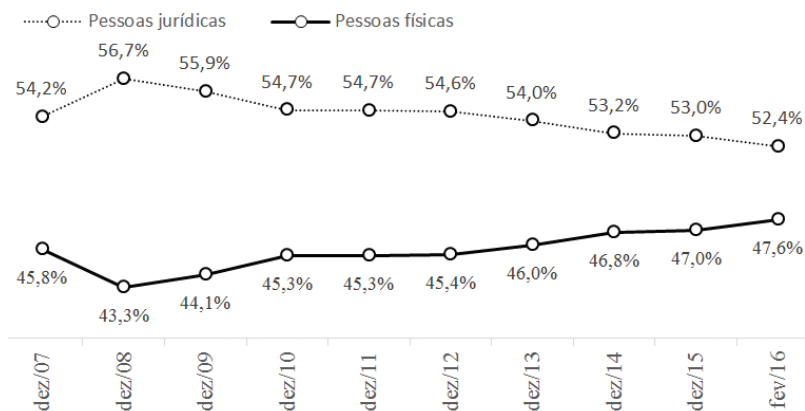
Nesse sentido, realizaram-se duas estimações adicionais do Modelo 1, nas quais a amostra foi separada entre bancos públicos e privados, acrescentando ao modelo as variáveis macroeconômicas. Entretanto, observou-se que, no período analisado, as instituições privadas também não foram afetadas pela política monetária, indicando que esses bancos viram-se forçados a seguir em linha com a política anticíclica adotada, de forma a manter o *market-share*. Some-se a isso o aumento crescente da participação das operações de crédito com recursos livres a pessoas físicas (PF), conforme observado nas Figuras 2 e 3. Cabe ressaltar que o crédito PF é menos sensível a indicadores macroeconômicos, pois, diferente da pessoa jurídica, que possui alternativas de financiamento, a PF necessita de empréstimos bancários para a aquisição de bens de consumo mais caros. Além disso, para esse tipo de tomador, é mais importante ter “uma prestação que caiba no bolso” do que fatores como taxa de juros e prazo da operação (TAKEDA; DAWID, 2013), sugerindo que o banco possui maior poder de mercado sobre o mutuário PF.

Figura 2 – Evolução do saldo de crédito total do SFN – PF x PJ (taxa de crescimento em % 12 meses)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil (2016).

Figura 3 – Evolução da participação no saldo de crédito total do SFN – PF x PJ
(participação em %)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil (2016).

Apesar de nenhuma variável macroeconômica ter sido significativa, observa-se que a política monetária influencia direta ou indiretamente todas as variáveis presentes no modelo, principalmente no que se refere à taxa básica de juros da economia, considerada seu principal instrumento. Em relação ao *spread* bancário, nota-se uma influência direta das flutuações da taxa Selic, especialmente pelo fato desta captar os efeitos do custo financeiro com a captação de recursos. Assim, conforme Fucidji e Prince (2009), uma hipótese para explicar a presença do *spread* no modelo, em detrimento da taxa Selic, seria o fato de que para o comportamento do crédito não importa a taxa básica de juros da economia, mas sim o *spread* bancário, que representa o aumento do preço do crédito para o tomador, bem como o aumento do custo para as instituições financeiras. Quanto à TVM, a taxa Selic impacta diretamente na rentabilidade das operações realizadas no Mercado de Capitais, influenciando a decisão de aplicação dos bancos. Por sua vez, a despesa de captação sofre forte influência da taxa Selic, já que a principal modalidade de captação, o CDB, costuma ser indexado à taxa CDI, altamente correlacionada com a Selic. Por último, o risco de crédito também sofre influência da Selic, haja vista que quando esta aumenta, os bancos repassam esse custo para o tomador, elevando as taxas dos empréstimos, podendo aumentar a probabilidade de inadimplência.

3.4 Estimação do Modelo Dinâmico

Com o objetivo de analisar o efeito inercial da oferta de crédito bancário, foram estimados os Modelos dinâmicos 5 e 6 para a amostra completa e os Modelos 7 e 8 para a amostra reduzida. A inclusão de defasagens na variável dependente decorre do fato de que o estoque de crédito de um banco em um dado período reflete não somente a decisão de oferta do período corrente, mas também as decisões tomadas em períodos anteriores. Os resultados das estimações dos modelos dinâmicos para dados em painel encontram-se na Tabela 7.

A introdução do crédito defasado em um período no Modelo 5 não alterou a significância nem os sinais dos coeficientes em relação ao modelo estático. Entretanto, causou uma alteração em todos os valores estimados: de 0,9426 para 0,4585 no *spread*, de -0,3722 para -0,0598 na TVM, de -0,4875 para -0,5414 na despesa de captação e de -0,3454 para -0,0950 no risco de crédito. Verifica-se um efeito inercial forte dado pelo coeficiente de 0,8554 da primeira defasagem do crédito, justificado pela relação existente entre o volume de crédito ofertado e o estoque de operações anteriormente contratadas, refletindo não apenas as concessões realizadas no período contemporâneo, mas toda a carteira da instituição. Por sua vez, o Modelo 7, para amostra reduzida, não obteve todas as variáveis significativas, alterando a significância do risco de crédito e do Índice de Basileia, ambas consideradas medidas de risco. Esse resultado demonstra que o efeito inercial do crédito também reduz o impacto das variáveis de risco no modelo. Em relação aos Modelos 6 e 8, nenhuma das *dummies* avaliadas foi significativa.

Tabela 7 - Estimação do modelo dinâmico para dados em painel

Variável	Modelo 5 ⁽¹⁾ (Completo)	Modelo 6 ⁽¹⁾ (Completo c/dummies)	Modelo 7 ⁽¹⁾ (Reduzido)	Modelo 8 ⁽¹⁾ (Reduzido c/ dummies)
Crédito _{t-1}	0,8554*** (0,035)	0,8590*** (0,039)	0,8357*** (0,036)	0,8036*** (0,056)
Spread _t	0,4585*** (0,135)	0,3602*** (0,121)	0,4956** (0,222)	0,4510** (0,216)
TVM _t	-0,0598** (0,028)	-0,0952** (0,038)	-0,1046*** (0,024)	-0,1109*** (0,036)
Despesa de Captação _t	-0,5414*** (0,134)	-0,4881*** (0,143)	-0,4682** (0,220)	-0,5258** (0,190)
Risco de Crédito _t	-0,0950** (0,041)	-0,0741 (0,072)	-0,0813 (0,059)	-0,1277 (0,089)
Índice de Basileia _{t-1}	-	-	-0,0513* (0,028)	-0,0645** (0,027)
Dummy_spread	-	0,5059 (0,473)	-	-0,2197 (0,327)
Dummy_tvm	-	0,1998 (0,220)	-	0,1564 (0,141)
Constante	0,0584*** (0,017)	0,0739*** (0,020)	0,0646*** (0,021)	0,0896*** (0,019)
Número observações	3525	3525	2200	2200
Teste para AR(2) [valor-p]	2,78 [0,01]	2,72 [0,01]	1,95 [0,05]	1,94 [0,05]
Teste de Hansen [valor-p]	71,38 [0,94]	67,42 [0,96]	47,03 [1,00]	41,05 [1,00]

Fonte: Elaboração própria.

Notas: * Significante a 10%; ** Significante a 5%; *** Significante a 1%. Os valores entre parênteses são os desvios padrão. ⁽¹⁾ Considerou-se uma matriz de variância robusta para todas as estimações realizadas. O modelo (8) usa o Índice de Basileia com 1 defasagem.

4 Considerações Finais

Este artigo teve como objetivo principal analisar os determinantes do crédito bancário no Brasil, sob a ótica da oferta. Para isso, considerou-se um painel balanceado composto por 75 instituições financeiras no período entre 2001 e 2012. Dado que a análise buscou estudar o efeito das estratégias dos bancos e da política monetária sobre a oferta de crédito, o modelo empírico estimado utilizou, inicialmente, todas as candidatas a variáveis explicativas micro e macroeconômicas. Porém, o modelo final, resultante da estratégia de modelagem empregada, constatou que não houve impacto direto do ambiente macroeconômico sobre a oferta de

crédito no período analisado, considerando que o governo adotou uma política creditícia anticíclica de forma a reaquecer a economia, principalmente após a crise internacional de 2008. Essa política foi liderada pelas instituições financeiras públicas que serviram como indutoras de comportamento das demais instituições, que se viram obrigadas a seguir em linha com os bancos públicos de modo a manter a participação de mercado. Além disso, o crescimento das concessões a pessoas físicas, que são menos sensíveis às variações do ambiente econômico, também contribuiu para que a política monetária tivesse pouca influência sobre a expansão do crédito.

Assim, as estimações estáticas resultaram em um modelo composto somente por características específicas dos bancos, sendo possível comprovar a importância da estratégia adotada por cada instituição financeira como determinante da oferta de crédito bancário. Nesse contexto, destacam-se as variáveis volume de TVM, despesa com captação, risco de crédito e Índice de Basileia que afetam negativamente o crédito, bem como o *spread* que possui influência positiva. Ressalta-se, ainda, que as variáveis aplicações em TVM e risco de crédito evidenciam a preferência pela liquidez das instituições financeiras brasileiras. Em relação ao Índice de Basileia, o sinal negativo dessa variável indica que a preferência pela liquidez das instituições brasileiras pode impactar diretamente nesse índice, dada a alta participação de títulos nos ativos das instituições financeiras brasileiras e a relação positiva entre esses ativos e o excedente de capital. Quanto ao controle do capital, a evidência empírica sugere diferenças no comportamento das instituições públicas e privadas, principalmente em relação ao volume de TVM em carteira e à taxa de *spread* obtida por meio da intermediação financeira. Nos bancos públicos, o efeito dessas variáveis sobre a oferta de crédito é potencializado.

A estimação do modelo dinâmico evidenciou um efeito inercial forte do crédito justificado pela relação existente entre o volume ofertado e o estoque de operações anteriormente contratadas. Como já mencionado, o modelo resultante não obteve significância estatística para nenhuma variável macroeconômica. Contudo, nota-se o impacto da taxa Selic, principal instrumento da política monetária, sobre as variáveis significativas do modelo estimado. Logo, uma hipótese para explicar a presença do *spread* no modelo em detrimento dessa taxa relaciona-se ao fato de que este representa o aumento do preço do crédito para o tomador, afetando a demanda, bem como o aumento do custo para as instituições financeiras, impactando a oferta. Em relação ao volume de TVM na carteira de ativos do banco, a taxa Selic influencia diretamente na rentabilidade dessas operações, influenciando a decisão de investimento das instituições financeiras. Já a despesa de captação pode ser influenciada pela Selic, já que a principal modalidade de captação, o

CDB, costuma ser indexado à taxa CDI que é altamente correlacionada com a Selic. O risco de crédito também sofre influência da taxa Selic, pois quando esta aumenta, os bancos tendem a repassar esse custo para o tomador, elevando as taxas dos empréstimos, aumentando a probabilidade de inadimplência.

Por outro lado, o saldo do crédito, por ser formado não só pelas novas concessões, mas, principalmente, pelo estoque de empréstimos concedido em períodos anteriores, já indica o resultado de equilíbrio de mercado, caracterizado pela oferta e pela demanda pretéritas. Assim, a avaliação das concessões de empréstimos pode ser mais eficiente na análise dos determinantes macroeconômicos do crédito bancário do que o saldo.¹² Nesse contexto, para pesquisas futuras, sugere-se a utilização de outra base de dados, visto que a utilizada neste estudo foi descontinuada em 2012 e que apenas possui informações dos saldos dos empréstimos. Acredita-se que, assim, será possível evidenciar empiricamente os impactos da política econômica sobre o crédito bancário.

Referências

ARAÚJO, L. A.; JORGE NETO, P. D. Risco e competição bancária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 2, p. 175-200, 2007.

ARAÚJO, L. A.; JORGE NETO, P. D.; LINHARES, F. Capital, risco e regulação dos bancos no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 38, n. 3, p. 459-486, 2008.

ARAÚJO, V. L. Preferência pela liquidez do setor bancário no ciclo de expansão do crédito no Brasil: 2003-2010. *Análise Econômica*, v. 31, n. 59, p. 47-75, 2013.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic*, v. 58, n. 2, n. 194, p. 277-297, 1991.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *ESTBAN - Estatística Bancária Mensal por município*. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/estban.asp>>. Acesso em: 28 jun. 2016a.

_____. *Recolhimentos compulsórios, encaixe e direcionamentos obrigatórios*. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/novaPaginaSPB/compulsorios.asp>>. Acesso em: 28 jun. 2016b.

_____. *Relatório de Inflação*: junho 1999. Brasília, DF: BCB, 1999.

BLUM, D.; NAKANE, M. O impacto de requerimentos de capital na oferta de crédito bancário no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 33., 2005, Natal. *Anais...* Natal: ANPEC, 2005.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, J. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

12 Outros artigos, como Fucidji e Prince (2009) e Vasconcelos *et al.* (2004), também utilizam o saldo de crédito como variável dependente.

FUCIDJI, J.; PRINCE, D. Determinantes do crédito bancário: uma análise com dados em painel para as maiores instituições. *Análise Econômica*, v. 27, n. 52, p. 233-251, 2009.

GUO, K.; STEPANYAN, V. *Determinants of bank credit in emerging market economies*. Washington, DC: International Monetary Fund, 2011. (Working paper, n. 11/51).

HSIAO, C. *Analysis of panel data*. 2. ed. New York: Cambridge University Press, 2003.

HULSEWIG, O.; MAYER, E.; WOLLMERSHAUSER, T. Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany: an assessment based on matching impulse responses. *Journal of Banking & Finance*, v. 30, n. 10, p. 2893-2910, 2006.

IMRAN, K.; NISHAT, M. Determinants of bank credit in Pakistan: a supply side approach. *Economic Modelling*, v. 35, p. 384-390, 2013.

LUCINDA, C. R. Competition in the Brazilian loan market: an empirical analysis. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 4, p. 831-858, 2010.

LUNDBERG, E. L. *Bancos oficiais e crédito direcionado: o que diferencia o mercado de crédito brasileiro?* Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2011. (Texto para discussão, n. 258).

MENDONÇA, M.; SACHSIDA, A. *Identificando a demanda e a oferta de crédito no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2013. (Texto para discussão, n. 1837).

MERTON, R.C. Operation and regulation in financial intermediation: a functional perspective. In: P. ENGLUND, P. (Ed.). *Operation and regulation of financial markets*. Stockholm: Economic Council, 1993.

NAKANE, M. I. A test of competition in Brazilian banking. Brasília, DF: Central Bank of Brasil, 2001. (Working paper, n. 12).

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PAULA, L. F.; MARQUES, M. B.; ALVES JÚNIOR, A. J. Ajuste patrimonial e padrão de rentabilidade dos bancos privados no Brasil durante o plano real (1994/98). *Estudos Econômicos*, v. 31, n. 2, p. 285-319, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

SILVA, M. S.; DIVINO, J. A. Determinantes do capital excedente na indústria bancária Brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, n. 2, p. 261-293, 2012.

SOARES, R. Evolução do crédito de 1994 a 1999: uma explicação. *Revista Planejamento e Políticas Públicas*, n. 25, p. 43-87, 2002.

SOUZA, G. J. *A interação entre a dinâmica macroeconômica e os bancos: uma perspectiva acerca do risco de crédito*. 2007. 189 f. Dissertação (Mestrado em Economia)– Universidade Federal Fluminense, Rio de Janeiro, 2007.

TABAK, B. M.; GOMES, G. M.; MEDEIROS JR., M. D. The impact of market power at bank level in risk-taking: the brazilian case. *International Review of Financial Analysis*, v. 40, p. 154-165, 2015.

TAKEDA, T.; DAWID, P. *Um estudo sobre comportamento de tomadores e ofertantes no mercado de crédito*. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2013. (Texto para discussão, n. 338).

TONOOKA, E. K.; KOYAMA, S. M. *Taxa de juros e concentração bancária no Brasil*. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2003. (Texto para discussão, n. 62).

VASCONCELOS, M. *et al.* O todo e as partes: uma análise da desigualdade de crédito entre os estados brasileiros e os determinantes do crédito bancário com a aplicação de dados em painel. *Economia e Sociedade*, v. 13, n. 1, p. 123-149, 2004.

Recebido em: 13/12/2014.

Aceito em: 26/12/2016.