

DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO COMPORTAMENTO DO SPREAD BANCÁRIO NO BRASIL: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O PERÍODO 2000-2019

MACROECONOMIC DETERMINANTS OF BANKING SPREAD
BEHAVIOR IN BRAZIL: THEORETICAL ASPECTS AND
EMPIRICAL EVIDENCE FOR THE 2000-2019 PERIOD

Elisangela Araujo

Professora Adjunta do Departamento de Economia (DCO)
da Universidade Estadual de Maringá (UEM) e do Programa
de Pós-Graduação em Economia da UEM (PCE/UEM)

orcid.org/0000-0001-7456-1693

Elohá Cabreira Brito

Doutora pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS)

orcid.org/0000-0002-7275-7657

RESUMO

Este trabalho analisa teórica e empiricamente os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil, entre 2000-2019, dada a influência sobre as taxas de juros praticadas no sistema financeiro e, conseqüentemente, sobre o desenvolvimento doméstico. A partir da análise teórica e contextualização do tema, estimou-se um Modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e a interpretação das suas principais ferramentas – funções impulso-respostas e decomposição da variância – sugeriram a relevância da taxa de juros e inflação em todo o período analisado. Todavia, o risco de taxa de juros mostrou-se mais importante entre 2000 e 2011 e, a atividade econômica, entre 2011 a 2019.

Palavras-chave: *Spread* bancário. Taxa de Juros. Economia Brasileira.

ABSTRACT

This paper analyzes the macroeconomic determinants of banking spread in Brazil theoretically and empirically, between 2000-2019, due to the influence on interest rates in the financial system and, consequently, on domestic development. Based on the theoretical analysis and contextualization of the theme, an Auto-Regressive Vector Model (VAR) is estimated, and the interpretation of its main tools - impulse-response functions and variance decomposition - suggested the relevance of interest rate and inflation throughout the analyzed period. However, the interest rate risk was more relevant between 2000 and 2011, and the economic activity, between 2011 and 2019.

Keywords: Banking spread. Interest rate. Brazilian economy.

Código JEL: E51; E43; E44.

I. INTRODUÇÃO

Em 1999 foi adotado o Regime de Metas de Inflação (RMI), marco do novo modelo de conduta da política macroeconômica doméstica, com o objetivo de servir de balizador para as expectativas dos agentes econômicos após o fim da âncora cambial, ocorrida com a mudança para o regime de câmbio flutuante, no início daquele ano. Além dessa, outras mudanças institucionais foram realizadas de modo a se consolidar a estabilização inflacionária e criar um ambiente econômico mais propício à retomada do crescimento e a integração à economia mundial.¹

A despeito disso, uma das características marcantes da economia brasileira nas últimas décadas é a persistência de taxas de juros elevadas, especialmente se comparada a outros países em desenvolvimento como o Brasil. As justificativas para a existência de taxas de juros elevadas vão desde a alta taxa de inadimplência, a tributação excessiva dos bancos, o endividamento público, a instabilidade macroeconômica e incerteza do ambiente de negócios, dentre outras, que levam os investidores internos e externos a exigirem um maior “prêmio de risco”.

É importante destacar nesse contexto, o papel do *spread* bancário como um fator relevante que influencia as taxas de juros. Entende-se por *spread* bancário bruto a diferença entre o custo de captação das instituições financeiras e a taxa cobrada por elas nos créditos ofertados.² Este indicador

1 Para uma compreensão acerca das políticas e reformas dessas décadas confira Rego e Marques (2018) e Giambiagi, Villela, Castro e Hermann (2016).

2 Confira Afonso, Kolher e Freitas (2009).

fornece, em certa medida, a margem bruta do banco e quanto maior seu tamanho, maior será o custo do crédito aos tomadores, impactando negativamente no volume de crédito e no crescimento econômico do país. Sobre isso vale notar que houve recentemente, mais especificamente no início do primeiro governo Dilma (2011-2014), uma tentativa de implementar uma política para reduzir os juros e, em particular, o *spread* bancário, política encabeçada pelos bancos públicos, todavia, sem êxito.³

Dentre os principais determinantes do *spread* bancário, a literatura teórica e empírica sobre o tema destaca os fatores de ordem microeconômica e macroeconômica. Em linhas gerais, os determinantes microeconômicos são: a estrutura de mercado; o custo médio operacional do banco; o grau de aversão ao risco; a volatilidade da taxa de juros dos empréstimos interbancários; o risco de crédito; a covariância entre o risco de crédito e o risco de taxa de juros; e o tamanho médio das operações de crédito e de depósitos do banco; além de outras como, o risco de liquidez, qualidade da administração e requerimento de capital. Interessante notar, que os determinantes microeconômicos do *spread* tais como custos, riscos e incertezas têm uma forte dependência dos fatores macroeconômicos. E, em assim sendo, diversos estudos – tais como Silva, Oreiro e Paula (2007), Manhiça e Jorge (2012) e Cavalcanti, Gutierrez e Figueiredo (2021) – discutem a relevância dos determinantes macroeconômicos, em particular, a instabilidade das principais variáveis econômicas – inflação, taxa de câmbio, atividade econômica e a própria taxa de juros – como determinantes do *spread*.

Diante do exposto, o objetivo do presente trabalho é analisar os fatores determinantes do *spread* bancário na economia brasileira, para o período compreendido entre 2000 e 2019, através do modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR). O trabalho está estruturado em seis seções incluindo esta introdução e as considerações finais. A segunda seção apresenta aspectos teórico-conceituais do *spread* bancário e alguns de seus principais determinantes. A terceira seção mostra a evolução do *spread* bancário no Brasil, abordando, também, algumas comparações internacionais. A

3 Mais detalhes dessa política ou tentativa de redução dos *spreads* em Mello e Rossi (2017) e Carleial (2015).

quarta seção apresenta a metodologia utilizada na pesquisa e, em seguida, a quinta seção estima um modelo econométrico na investigação empírica dos determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil entre 2000 e 2019. Por fim, a última seção apresenta as principais conclusões do trabalho.

II. SPREAD BANCÁRIO: CONCEITO E DETERMINANTES

O papel exercido pelo mercado financeiro no desenvolvimento é de suma importância. Desde as obras pioneiras de Schumpeter (1982 [1911]) e de pós-keynesianos, como Minsky (1986), é um fato conhecido que o provimento de crédito em níveis adequados e a um custo relativamente baixo, possibilita canalizar a poupança e o investimento para geração de renda, emprego, inovação tecnológica, infraestrutura econômica e social.

As taxas de juros que incidem sobre os recursos que remuneram ambos – ofertantes e demandantes de crédito – exercem, portanto, influência central sobre as decisões e o desempenho econômico. As taxas de juros domésticas, em conjunto com as vigentes no mercado internacional, aliados à expectativa quanto à sua trajetória futura (sobre a qual interfere a expectativa quanto à flutuação da taxa de câmbio, a trajetória de inflação, atividade econômica, dentre outras), determinam como será alocada a poupança acumulada entre os bens financeiros, nacionais e estrangeiros, e os bens físicos (LANYI; SARACOGLU, 1983).

As taxas de juros vigentes em uma economia também se constituem em um fator que influencia a remuneração dos bancos/instituições do sistema financeiro (MANHIÇA; JORGE, 2012; CARVALHO, 2007; AFANASIEFF; LHANCER; NAKANE, 2002). Entende-se como *spread* bancário bruto a diferença entre o custo de captação das instituições financeiras e a taxa cobrada por elas nos créditos ofertados.⁴ O *spread*

4 Outras definições de *spread* bancário são: *spread bruto* e *spread líquido*, em que o primeiro mostra o resultado obtido pela dedução, do montante das receitas das instituições financeiras, das despesas de captação e, o segundo mostra o resultado do *spread* depois de deduzidas as despesas de captação dos bancos, os impostos diretos e indiretos, despesas relativas à inadimplência, despesas de pessoal, entre outras, sendo possível descrevê-lo como o lucro das instituições financeiras. Há ainda, o *spread ex-ante* e o *ex-post*, sendo que a primeira definição reflete as expectativas do mercado em relação à variáveis conjunturais (demanda por crédito, inadimplência, concorrência etc.) e, a segunda, mostra a razão entre as receitas das operações de intermediação financeira e despesas de intermediação financeira. Mais detalhes em Assaf Neto (2014).

bancário, nesse conceito, mostra superficialmente o valor da remuneração do banco, o que deve ser ajustado ao nível de concorrência, pois se os bancos possuem altos *spreads* em suas operações, o crédito será ofertado a um valor mais elevado do que o que seria ideal aos tomadores.

Conforme a metodologia empregada pelo Banco Central do Brasil (BCB), a decomposição do *spread* bancário brasileiro é feita a partir de cinco grupos: custo administrativo, inadimplência, custo do compulsório, impostos e taxas e resíduo (AFONSO; KOLHER; FREITAS, 2009). O custo administrativo se refere aos custos com materiais e insumos utilizados pelas instituições financeiras, o capital físico, mão de obra, recursos operacionais e depósitos. A inadimplência trata das provisões para tomadores de empréstimos duvidosos quanto à quitação do compromisso, calculado de acordo com as regras de provisionamento estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Este custo mensura a inadimplência passada e, o mais relevante, a inadimplência esperada. Assim, em períodos que o mercado sinaliza maior inadimplência, os bancos tendem a aumentar o *spread* para evitar perdas.

O custo do compulsório, por sua vez, corresponde ao custo de oportunidade que os bancos se deparam ao deixar uma parte dos depósitos recebidos depositados obrigatoriamente no BCB, ao invés do lucro obtido, caso estivessem ofertando os recursos na forma de empréstimos. Nesse sentido, tudo o mais constante, quanto maior o compulsório exigido pelo BCB, maior será o *spread* bancário, pois com alíquotas maiores de compulsório será menor a oferta de crédito na economia.⁵

Os impostos e as taxas incluem toda a tributação – direta e indireta – que incide sobre a atividade bancária, tais como o Imposto de Renda (IR) e a Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL). Por fim, o resíduo corresponde à diferença entre o *spread* bruto e a soma dos outros quatro componentes: administrativo, inadimplência, compulsório e tributos. Pode ser considerada a margem auferida pelo banco, embora inclua fatores como erros de mensuração e subsídios cruzados, decorrentes da limitação de juros impostas, por exemplo, nos empréstimos com recursos direcionados.⁶

5 Confira BCB (2007).

6 São operações de crédito regulamentadas pelo CMN ou vinculadas a recursos orçamentários destinadas,

Analisados o conceito e a decomposição, é importante conhecer os fatores que influenciam o tamanho, ou ainda, os determinantes do *spread* bancário, os quais têm sido estudados pela literatura da área a partir de dois enfoques distintos – os determinantes microeconômicos e os determinantes macroeconômicos. No aspecto microeconômico, as duas principais abordagens clássicas do tema consideram as diferentes estruturas de mercado e/ou papéis que o setor bancário ou de intermediação podem cumprir e, como, a partir delas o banco auferir ganhos com a atividade. Conforme Oreiro *et al.* (2006), uma primeira abordagem é a dos “modelos de monopólios”, cujo estudo precursor foi de Klein (1971). Segundo essa visão, o banco é visto como uma firma que atua no mercado financeiro e possui como atividade principal a produção de serviços de depósitos e empréstimos.

Nessa teoria, a atividade da firma bancária ocorre em um setor de concorrência monopolista ou imperfeita na qual o banco, com poder de mercado consegue impor a taxa de juros no mercado que opera, geralmente no mercado de créditos, agindo como um formador de preços.⁷ Isso implica que as decisões dentro do banco vão impactar nas taxas que remuneram os componentes de seu próprio ativo e passivo. Sendo assim, o *spread* bancário representa o grau de monopólio que o banco tem dentro do mercado em que está inserido, ou seja, o quanto o banco consegue cobrar a mais pelos serviços de crédito e depósitos, considerando seu custo marginal de produção (OREIRO *et al.*, 2006).

A segunda abordagem de determinação do *spread* analisa a firma bancária como mero intermediário financeiro, tendo como precursor o trabalho de Ho e Saunders (1981). Nesse estudo, o banco age como um agente de intermediação financeira entre indivíduos que emprestam (as famílias) e os tomadores finais de crédito (as firmas). A atividade desenvolvida pelo banco está sujeita a incertezas advindas: i) do não sincronismo entre os

basicamente, à produção e ao investimento de médio e longo prazos aos setores imobiliário, rural e de infraestrutura. As fontes de recursos são oriundas de parcelas das captações de depósitos à vista e de caderneta de poupança, além de fundos e programas públicos.

7 Cabe notar que Nakane (2003), a partir da análise de diversos trabalhos sobre o tema, discute que, a despeito dos bancos brasileiros operarem em regime de concorrência imperfeita, existe competição entre eles. Não havendo, portanto, fundamentos que deem respaldo ao fato de que os elevados *spreads* bancários observados no país sejam resultados da baixa concorrência do setor.

depósitos realizados e o crédito tomado; e ii) das dúvidas acerca da taxa de retorno obtida pelos empréstimos concedidos.

Em linhas gerais, os determinantes do *spread* bancário em nível microeconômico, conforme descrito na literatura teórica e empírica, podem ser resumidos nos seguintes: a estrutura competitiva do mercado; o custo médio operacional do banco; o grau de aversão ao risco do banco; a volatilidade da taxa de juros dos empréstimos interbancários; o risco de crédito; a covariância entre o risco de crédito e o risco de taxa de juros; e o tamanho médio das operações de crédito e de depósitos do banco; além de outras como, o risco de liquidez, qualidade da administração e requerimento de capital.

Todavia, é interessante notar que os determinantes microeconômicos do *spread* – tais como custos, riscos e incertezas – têm uma forte dependência dos fatores macroeconômicos. Diversos estudos apontam, inclusive, a predominância desses determinantes macroeconômicos, em particular a instabilidade das principais variáveis econômicas, sobre os determinantes microeconômicos do *spread* bancário (ALENCAR; LEITE; FERREIRA, 2007; GELOS, 2006; SOUZA, 2016).

Um dos primeiros trabalhos a se debruçar sobre o tema do *spread* bancário no Brasil foi o de Aronovich (1994), que analisou os efeitos das variações da inflação e do nível de atividade econômica sobre o *spread* bancário, no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1986 e o quarto trimestre de 1992. Utilizando uma regressão de mínimos quadrados em dois estágios, a pesquisa encontrou evidências de que a inflação tende a aumentar a diferença entre as taxas de juros ofertadas pelos tomadores e a cobrada dos captadores de crédito – o *spread*.

Como causas desta relação, o autor observou que a inflação tem um efeito negativo sobre o nível de atividade, porque implica aumento das taxas de juros; além disso, há também a possibilidade de uma redistribuição entre as operações do ativo, ou mesmo a incorporação ao *markup*, do prêmio de risco envolvido no processo de tomada de crédito. As evidências também apontaram que um aumento da utilização da capacidade produtiva reduz o *spread*, indicando, assim, um efeito pró-cíclico.

Oreiro *et al.* (2006) também estudaram esse tema através de um modelo de vetores autoregressivos (VAR) para o período 1995 a 2003. Nesse

estudo, identificaram que os principais determinantes do *spread* bancário são: a volatilidade da taxa de juros, pois eleva o risco de taxa de juros enfrentado pelo banco e aumenta o seu grau de aversão ao risco; o nível da taxa básica de juros, pois esta é um sinalizador para as demais taxas de juros do mercado, representando também o custo de oportunidade do banco; e a atividade econômica, representada pelo índice de produção industrial, pois, durante a expansão econômica tem-se uma maior demanda por crédito, que poderia implicar mais empréstimos e menor inadimplência, reduzindo os custos dos bancos.

No trabalho de Silva, Ribeiro e Modenesi (2016) também buscou-se estabelecer uma conexão entre as principais variáveis macroeconômicas e, também, microeconômicas, bem como as expectativas de seu comportamento futuro, de modo a aprofundar no conhecimento acerca os determinantes do *spread*. No estudo econométrico os autores utilizaram um modelo de dados em painel para o período 2003 a 2011, regredindo a variável dependente *spread* contra um vetor de variáveis de *Market share*, um vetor de variáveis específicas de bancos (eficiência, risco de crédito, custo de captação, índice de Basileia, liquidez) e outro vetor de fatores macroeconômicos (Selic, inflação, PIB, inflação esperada, PIB esperado, juros futuros, capitalização em bolsa, volatilidade da taxa de câmbio).

Os resultados encontrados pela pesquisa sugeriram que as variáveis macroeconômicas são relevantes na determinação dos *spreads* bancários praticados no Brasil, mas, sendo os bancos empresas maximizadoras de lucro, inseridas num ambiente de incerteza, as variáveis microeconômicas também foram importantes. Com exceção do PIB corrente e do PIB esperado, as demais variáveis macroeconômicas se mostram estatisticamente significantes e com os sinais esperados, com destaque para a taxa Selic e as variáveis representativas das expectativas de mercado, evidenciando que os bancos se antecipam ao comportamento do nível de preços para manter os ganhos reais.

Também o estudo de Dantas, Medeiros e Capelletto (2011) buscou identificar os determinantes do *spread* bancário no Brasil, sob uma perspectiva *ex-post*, isto é, apurado posteriormente à realização das operações, indicando assim os ganhos efetivos nas operações de crédito. Usando dados dos balancetes de 201 instituições bancárias e, a partir de um

modelo de dados em painel, para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2009, a pesquisa evidenciou que o nível de *spread ex-post* se relaciona positivamente com o risco de crédito da carteira, o grau de concentração do mercado e a atividade econômica, todavia, não encontrou relações acerca da influência do nível de cobertura das despesas administrativas pelas receitas de prestações de serviços; o tipo de controle do capital da instituição (nacional ou estrangeiro), a taxa básica de juros e a volatilidade do Ibovespa.

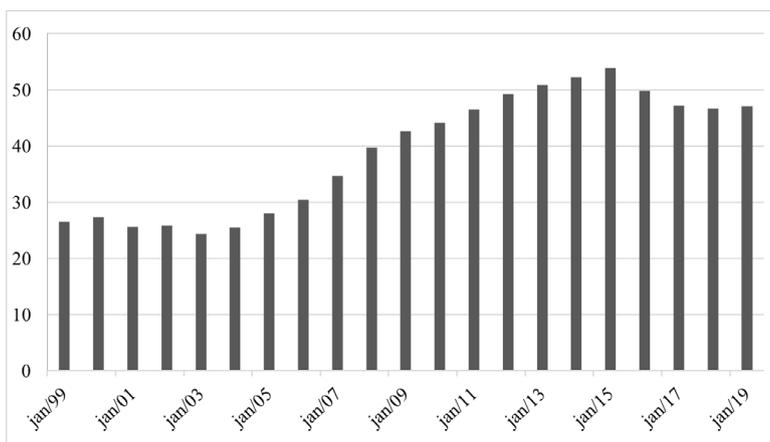
Cavalcanti, Gutierrez e Figueiredo (2020) investigaram os determinantes do *spread* bancário *ex-post* no Brasil, visando compreender se a implementação do acordo de Basileia III teve algum efeito sobre o referido *spread*. Utilizando um modelo de dados em painel para 73 bancos comerciais brasileiros, entre o segundo trimestre de 2009 e o segundo trimestre de 2016, os autores encontraram relações positivas e significativas do *spread* com as despesas administrativas e operacionais, tributação, lucro líquido dos bancos e o desemprego, de um lado. Por outro lado, observaram uma relação negativa e significativa com a taxa de juros, concluindo, ao fim, que com a implementação do Acordo de Basileia III houve um efeito positivo no *spread*.

Considerando estudos entre países, o trabalho de Alencar, Leite e Ferreira (2007) realizou um estudo para 17 países emergentes, dentre eles o Brasil, no período 1999-2005, no intuito de avaliar a sensibilidade do *spread* bancário, ou ainda, do comportamento da margem líquida de juros, para um conjunto de variáveis tais como a volatilidade da taxa de câmbio e da taxa de juros, crescimento do PIB, concentração bancária e ambiente legal. Os principais resultados da pesquisa indicaram uma influência positiva e significativa do ambiente legal, do crescimento do PIB e da volatilidade cambial. Já os coeficientes estimados para a volatilidade da taxa de juros e a concentração bancária não se mostraram estatisticamente significativos.

III. EVOLUÇÃO DO CRÉDITO E DO SPREAD BANCÁRIO: ANÁLISE DA ECONOMIA BRASILEIRA E A EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL (1999-2019)

Esta seção traz um panorama do crédito no Brasil entre 1999 e 2019. Iniciando pelo volume de crédito, conforme Gráfico 1, é possível perceber que, após relativa estagnação entre 1999 e meados dos anos 2000, o crédito como percentual do PIB iniciou trajetória crescente e praticamente duplicou entre 1999 e 2015, atingindo 53,8% do PIB. Desde então, apresentou queda, perfazendo 47% do PIB em 2019.

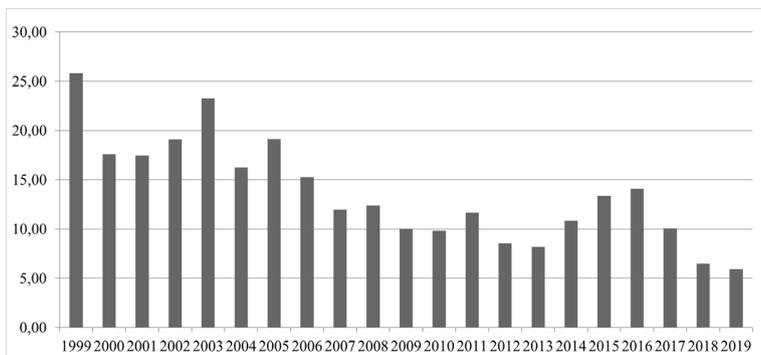
Gráfico 1 – Saldo da carteira de crédito total em relação ao PIB %, Brasil (1999-2019)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil (2020).

O Gráfico 2, na sequência, apresenta a trajetória da taxa de juros básica da economia brasileira – Selic. É possível perceber que essa taxa esteve em patamares mais elevados entre 1999 e 2005: entre 15% e 25% a.a., em média, evoluindo para níveis mais baixos entre 2007 e 2010, com exceção de 2008, ano da crise do *Subprime*.

Gráfico 2 – Taxa de juros básica Selic (média, % a.a.), Brasil, 1999-2019



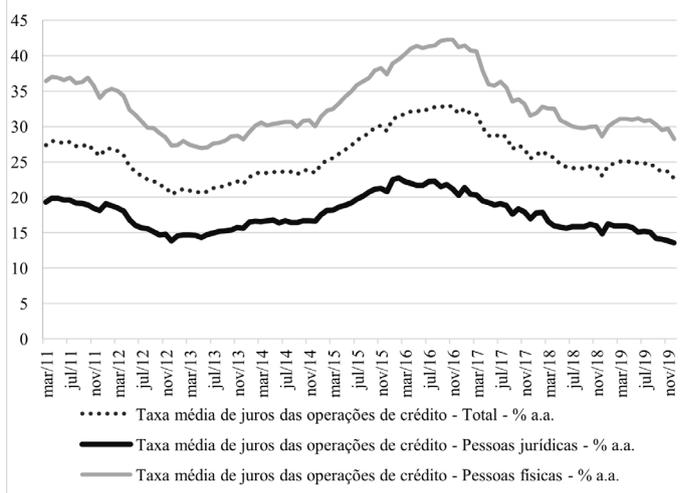
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil (2020).

Ainda conforme dados do Gráfico 2, no primeiro governo Dilma (2011-2014), nota-se que a taxa de juros básica da economia brasileira iniciou trajetória de queda até atingir um valor historicamente baixo entre 2012 e 2013, próximo de 8%, em média⁸. De fato, como parte da tentativa de implementação da chamada “nova matriz macroeconômica” por aquele governo. Em 2015 e 2016, voltou a se elevar, em vista do retorno das pressões inflacionárias, contribuindo com a grave recessão verificada nesse biênio. Contudo, ante ao quadro de recessão e elevação do desemprego, houve espaço para reduções na taxa de juros após 2017, alcançando o patamar mais baixo da história 5,9%, em média, no ano de 2019.

A despeito do comportamento da Selic, percebe-se que as taxas de juros médias praticadas no mercado de crédito brasileiro têm sido consideravelmente superiores, com destaque para os juros da pessoa física. Por exemplo, em 2019, quando a Selic meta atingiu 4,5% a.a., a taxa média de juros, cobrada da pessoa física, foi cerca de 30% a.a. (Gráfico 3).

8 Em termos da taxa que foi definida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), cabe notar, que esta taxa alcançou níveis ainda mais baixos: 7,25% percentual que vigorou entre outubro de 2012 e abril de 2013. O valor mais baixo da série que vai até 2019, todavia, foi registrado em dezembro deste último ano: 4,5% (BCB, 2020).

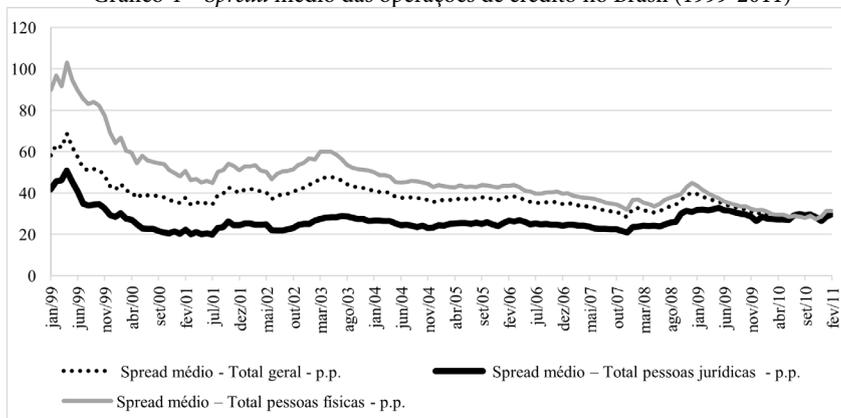
Gráfico 3 – Taxas de juros médias nas operações de crédito, Brasil (2011-2019)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil (2020).

Prosseguindo na análise, os Gráficos 4 e 5, a seguir, ilustram a evolução do *spread* bancário em dois períodos distintos: 1999-2011 e 2011-2019. Tendo em vista que houve uma mudança da metodologia de cálculo do BCB, optou-se por apresentá-los separadamente. No período 1999-2011 (Gráfico 4), nota-se que os *spreads* foram elevados inicialmente, superando 100p.p., apresentando queda a partir de então, seguida por novo aumento até 2003 devido à instabilidade que atingiu a economia brasileira nesta fase.

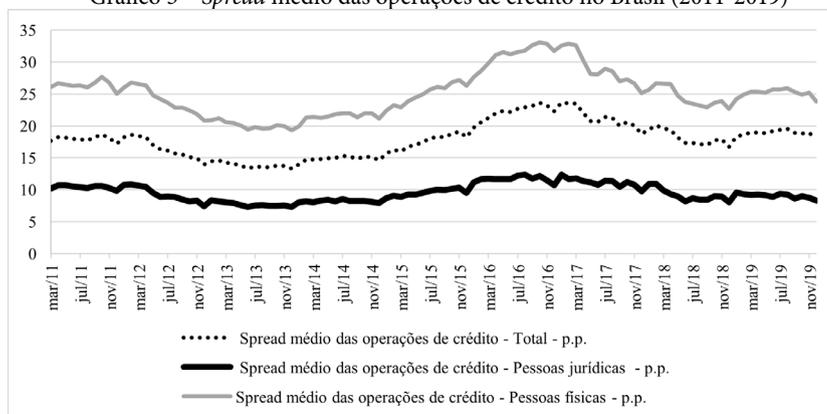
Gráfico 4 – *Spread* médio das operações de crédito no Brasil (1999-2011)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil (2020).

Em 2003, contudo, após um início de mandato turbulento no primeiro governo Lula (2003-2006), o cenário econômico melhorou. A inflação estava controlada e nos quatro anos do segundo mandato (2007-2010) ficou dentro da meta. O PIB brasileiro apresentou crescimento real de 6,07% e 5,90%, respectivamente, em 2007 e 2008; crescimento negativo de 0,13%, em 2009, devido à crise financeira mundial ocorrida no último trimestre de 2008 e, novamente, 7,53% no último ano do governo. Diante disso, o *spread* bancário que, em 2003, chegou a 45p.p., manteve tendência de queda, alcançando 33p.p., em 2007, elevando-se em 2008-2009, para novamente declinar, fechando o período em 31p.p., no início de 2011.

De 2011 até 2019, como mostra o Gráfico 5, o *spread* bancário apresentou uma tendência inicial de queda. Como aponta Mello e Rossi (2014), o governo utilizou os bancos públicos para enfrentar o mercado financeiro, objetivando a redução do *spread* bancário. Essa política foi anunciada oficialmente em maio de 2012 e, apesar da resistência enfrentada, serviu efetivamente para redução média do custo de crédito para pessoas físicas e jurídicas até reversão da política monetária em fins de 2013. Nesse período, a queda média do *spread* total foi de cerca de 5%, chegando a alcançar em 2013 seu valor mínimo: 13,3p.p.

Gráfico 5 – *Spread* médio das operações de crédito no Brasil (2011-2019)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central do Brasil (2020).

O segundo governo Dilma (2015-2016) foi um período de turbulência econômica e política, com descontrole inflacionário, baixo crescimento e desvalorização da taxa de câmbio, elementos que deram estímulo ao processo de *impeachment* em 2016 e culminou na condução de seu vice, Michel Temer, à presidência. A taxa de câmbio se elevou de maneira significativa no período, passando da casa dos R\$ 2,50, em 2015, para mais de R\$ 4,00 em 2018. A taxa de juros básica atingiu o pico de 14,15% em 2015; enquanto o volume do crédito, que atingiu a proporção de 53,86% do PIB em 2015, retraiu para 47,71% em 2018.

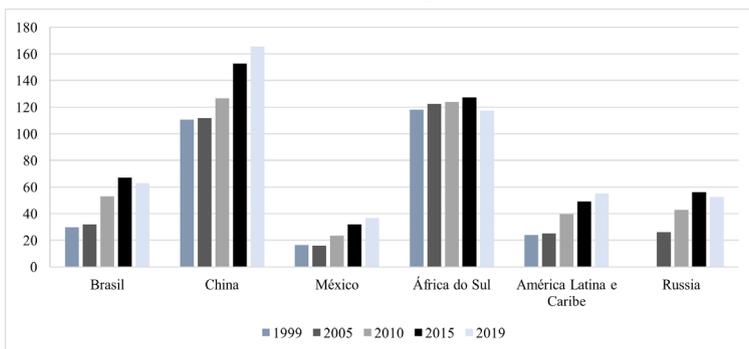
A política de combate ao elevado *spread* bancário, que vinha sendo adotada, foi abandonada no governo Temer, cuja orientação política para as políticas austeras, diferiu substancialmente de sua antecessora, e este indicador alcançou 23,6p.p. em fins de 2016, refletindo a alta da taxa Selic. Nos anos de 2017 e 2018, mesmo com o corte na taxa Selic meta, para 7% e 6,4% a.a., respectivamente, a queda do *spread* bancário foi relativamente modesta, encerrando 2019 em 18,9p.p.

Nesse cenário, pode-se constatar que a volatilidade do *spread* bancário exibiu tendência semelhante à apresentada pela taxa Selic, o que corrobora os estudos que apontam a correlação entre estas duas variáveis. Vale destacar, nesse sentido, o estudo de Branco e Paula (2015), que mostra

que a Selic é uma das variáveis macroeconômicas de maior significância entre as que compõem o *spread* bancário, pois reflete as operações de crédito do mercado interbancário, base para as demais operações de crédito na economia.

Na sequência, tem-se um breve panorama da situação internacional, comparativamente ao Brasil. O Gráfico 6, a seguir, mostra o percentual de crédito doméstico ao setor privado como proporção do PIB. É possível notar que, o Brasil apresentou em 2019 um volume de crédito da ordem de 62,7% do PIB, superando a média dos países latino-americanos e alguns países em desenvolvimento, tais como a Rússia. Todavia, este percentual é baixo se comparado à China, por exemplo, onde a referida relação foi de 160,3% e, mesmo em relação à África do Sul, onde o indicador foi de 117,4% no mesmo ano.

Gráfico 6 – Relação Crédito/PIB, Brasil e países selecionados (1999-2019)

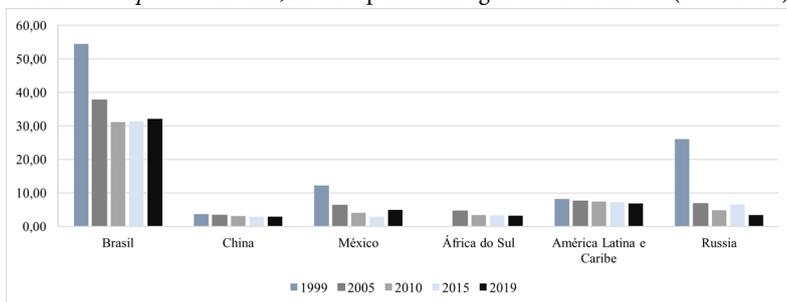


Nota: Crédito doméstico ao setor privado (% do PIB)

Fonte: Elaboração própria com dados do World Bank (2020a).

O Gráfico 7 mostra a evolução do *spread* nos países emergentes selecionados no período 1999-2019. Sua observação evidencia a liderança absoluta do Brasil, cujo indicador é extremamente superior aos seus pares. Em 2019, conforme dados do Banco Mundial (WORLD BANK, 2020b), o *spread* foi cerca de cinco vezes maior que a média dos países latino-americanos, e cerca de dez vezes mais alto que Rússia e África do Sul.

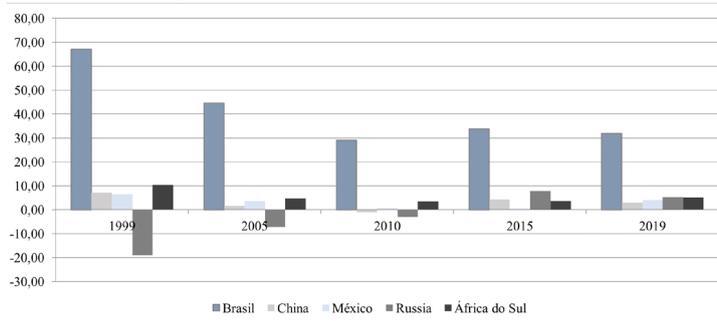
Gráfico 7 – Spread bancário, Brasil e países emergentes selecionados (1999-2019)



Fonte: Elaboração própria com dados do World Bank (2020b).

Finalmente, o Gráfico 8 mostra a taxa de juros real no Brasil e em países em desenvolvimento selecionados. Inicialmente cabe notar, o fato de que a taxa brasileira chama a atenção por ser significativamente mais elevada, comparativamente aos seus pares, ao longo de todo o período. Dentre as demais economias consideradas, esta taxa vem se mantendo abaixo dos dois dígitos e, considerando-se somente o último ano analisado (2019), o Brasil exibiu uma taxa que se situou entre seis e dez vezes acima dos países emergentes selecionados.

Gráfico 8 – Taxa de juros real no cenário internacional e no Brasil (1999-2019)



Fonte: Elaboração própria com dados do World Bank (2020c).

Feitas essas considerações, a seguir, tem-se a apresentação da metodologia utilizada na pesquisa.

IV. METODOLOGIA

Para a análise empírica dos determinantes macroeconômicos do *spread* bancário brasileiro adotou-se o modelo baseado no trabalho de Oreiro *et al.* (2006), o modelo econométrico de Vetores Auto-Regressivos (VAR), com base na metodologia de análise de séries temporais (ENDERS, 2004; CHAN, 2009; GREENE, 2008; GUJARATI; PORTER, 2011).

O modelo VAR é um modelo multivariado que analisa as relações lineares entre as variáveis, tratadas como endógenas pelo modelo, e os valores defasados de cada variável,⁹ apresentando a trajetória das variáveis endógenas dado um choque estrutural (GUJARATI; PORTER, 2011; CHAN, 2009). As equações do modelo podem ser estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) (GUJARATI; PORTER, 2011; GREENE, 2008) e o número de defasagens deve ser determinado com base no resultado do critério de seleção de defasagens como o de Akaike ou Schwarz, de forma parcimoniosa – “escolher modelo que resultar nos valores mais baixos desses critérios” (GUJARATI; PORTER 2011, p. 779) – dado que o aumento do número de defasagens resulta na perda de graus de liberdade.

Os dados utilizados abrangem o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2019¹⁰ e, tendo em vista que houve a mudança da metodologia do cálculo de duas séries – produção industrial e *spread* bancário, em 2012 e 2014, respectivamente –, optou-se por estimar dois modelos, um para o período 01.2000-12.2011 (modelo 1) e outro para o período 03.2011-12.2019 (modelo 2).

A frequência dos dados é mensal e, com exceção da produção industrial que teve como fonte o IBGE (2020); a volatilidade da taxa Selic, que foi calculada pelos autores e o compulsório que foi obtido na leitura das Circulares¹¹ do BCB, as demais séries foram obtidas nas séries temporais

9 Mais detalhes sobre as equações do modelo VAR em: Enders (2006, p. 294-295, 305), Chan (2009, p. 6-7).

10 Em razão dos dados de 1999 ainda refletirem o regime monetário anterior, optou-se por estimar o modelo com dados a partir de 2000.

11 Obtidas nas Circulares: nº 2.700 de 28/06/1996, nº 2.927 de 08/09/1999, nº 2.969 de 29/03/2000, nº 2.983 de 07/06/2000, nº 2.986 de 23/06/2000, nº 3.002 de 24/08/2000, nº 3.087 de 05/03/2002, nº 3.134 de 10/07/2002, nº 3.177 de 19/02/2003, nº 3.199 de 08/08/2003, nº 3.274 de 10/02/2005, nº 3.413 de 14/10/2008, nº 3.497 de 24/06/2010, nº 3.632 de 21/02/2013, nº 3.867 de 19/12/2017, nº 3.888 de 28/03/2018, nº 3.917 de 22/11/2018.

do Banco Central do Brasil (2020).

É importante mencionar que, no modelo de Oreiro *et al.* (2006), no qual este trabalho se inspirou, os principais determinantes do *spread* considerados foram a produção industrial, *proxy* para o nível de atividade da economia; a taxa de inflação, a volatilidade da taxa de juros, *proxy* para o risco da taxa de juros do banco; o nível da taxa básica de juros da economia, que representa a taxa média de juros, e, portanto, o piso do *spread* e o custo de oportunidade dos bancos, uma vez que a taxa Selic remunera parcela dos títulos públicos a alíquota do compulsório, sendo esta última uma variável exógena.

Neste trabalho, as variáveis utilizadas na estimação do impacto de fatores macroeconômicos no *spread* são: (i) Alíquotas do compulsório sobre depósitos à vista; (ii) Índice da produção física industrial do IBGE (PRODIND), *proxy* para o nível de atividade econômica;¹² (iii) Índice Nacional de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) mensal, visando captar o impacto da inflação; (iv) Taxa de juros Selic, acumulada no mês, anualizada; (v) Volatilidade da taxa Selic,¹³ *proxy* para o risco de taxa de juros do banco; (vi) *Spread* médio das operações com recursos livres total.¹⁴

Para calcular a volatilidade utilizou-se o método apresentado por Gujarati e Porter (2011, p. 786):

$$X_t^2 = \left(dY_t^l - d\hat{Y}_t^l \right)^2 \quad (1)$$

Onde:

X_t^2 = Medida de volatilidade da taxa Selic;

= Média de dY_t^l ;

$dY_t^l = Y_t^l - Y_{t-1}^l$ = Variação na taxa Selic;

12 Houve mudança da metodologia no cálculo dessa série, em 02.2014, mas com dados calculados pela nova metodologia desde 01.2002.

13 Volatilidade calculada conforme fórmula obtida em Gujarati e Porter (2011, p. 786).

14 Houve mudança da metodologia no cálculo dessa série, em 12.2012, mas com dados calculados pela nova metodologia desde 03.2011.

$$Y_t^l = \ln Y_t;$$

Y_t = Taxa Selic.

Na metodologia empregada, para que os modelos econométricos não gerem resultados espúrios é necessário, entre outros procedimentos, que as séries sejam estacionárias. Os testes de estacionariedade utilizados foram os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) tem como hipótese nula a presença de raiz unitária, ou não-estacionariedade da série, que pode levar a uma regressão espúria. Portanto, busca-se rejeitar a hipótese nula destes. Para isso a Estatística t deve ser maior que os valores críticos aos níveis de significância usuais, a ser 1%, 5% e/ou 10%. Neste trabalho utilizou-se o nível de significância de 5%.

Diferentemente, o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tem como hipótese nula a ausência de raiz unitária, portanto, busca-se não rejeitar a hipótese nula. Para isso, precisa-se que os valores da Estatística t sejam inferiores aos valores críticos nos níveis de significância usuais. Devido à diferença na hipótese nula é usual utilizar o teste KPSS como forma de obter resultados mais consistentes.

Após verificar a estacionariedade das séries analisou-se a Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test que apresenta a significância conjunta de cada variável endógena defasada do VAR. Esse teste, conforme destacam Oreiro *et al.* (2006) e Camuri (2005), também indica a ordenação das variáveis para a decomposição de Choleski, da mais exógena – com menor chi-quadrado – para a mais endógena.

Com o VAR estimado, obteve-se as Funções Impulso Resposta pela decomposição de Choleski, cuja ordem das variáveis influencia nos resultados do modelo. Portanto, a ordenação dessas – modelo 1: Volatilidade, Selic, Produção industrial, IPCA, Spread; e modelo 2: Volatilidade, Produção industrial, IPCA, Selic, Spread – se baseou nos pressupostos da teoria econômica e o teste de causalidade de Granger. Posteriormente, foi

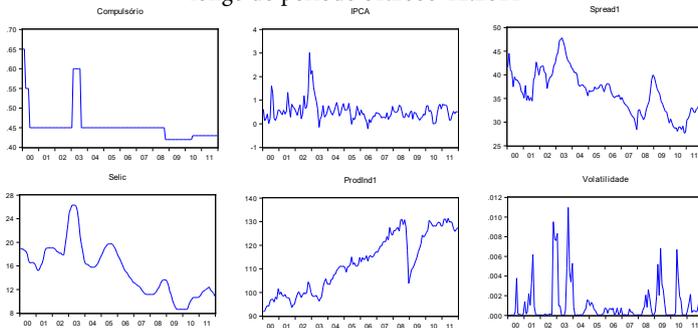
realizada a decomposição da variância dos erros de previsão da variável *spread*, para verificar a participação de todas as variáveis nas oscilações do *spread*.

Realizou-se o teste de estabilidade, *Graph Root* (vide Apêndice C), com o intuito de verificar se as séries são conjuntamente estacionárias, para tanto espera-se que todas as raízes do polinômio estejam dentro do círculo. Finalmente, a correlação serial dos resíduos foi testada através do Breusch Godfrey Serial Correlation LM Test, que tem como hipótese nula a ausência e autocorrelação serial dos resíduos (Apêndice B). Deste modo, busca-se a aceitação desta hipótese. Também se utilizou teste Jarque-Bera para verificar a normalidade dos resíduos, sua hipótese nula é que os resíduos são normais, portanto, busca-se aceitar H_0 .

V. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise gráfica da trajetória das variáveis utilizadas nos modelos empíricos (Figuras 1 e 2) possibilita inferir a presença de constante ou tendência temporal, as quais devem ser incluídas nos testes de raiz unitária (apresentados na Tabela 1). A Figura 1 apresenta a dinâmica das variáveis, em nível, utilizadas na estimação do modelo 1, que abrange o período 01.2000-12.2011.

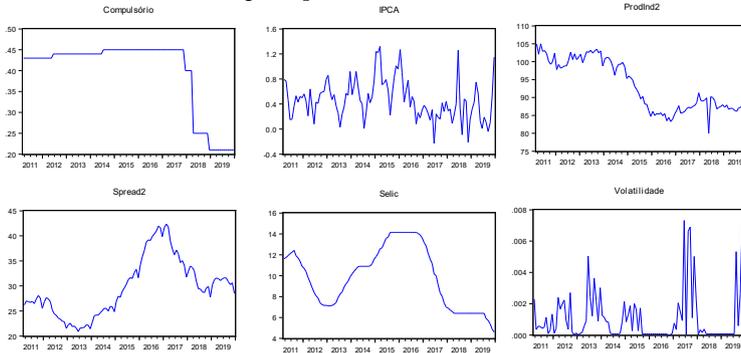
Figura 1 – Dinâmica das variáveis, em nível, empregadas no processo de estimativa ao longo do período 01.2000-12.2011



Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Já a Figura 2 apresenta a trajetória das variáveis, em nível, utilizadas na estimação do modelo 2, que abrange o período 03.2011-12.2019.

Figura 2 – Dinâmica das variáveis, em nível, empregadas no processo de estimativa ao longo do período 03.2011-12.2019



Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

A análise das Figuras 1 e 2 indica que os testes de raiz unitária das séries dos dois modelos, devem incorporar a presença de constante em todas as séries em nível e tendência temporal em algumas delas (Tabela 1).

A Tabela 1, a seguir, apresenta os testes – Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) – que verificam a ausência de raiz unitária ou a estacionariedade das séries da pesquisa. Como abordado na seção metodológica, o teste ADF tem como hipótese nula a não-estacionariedade da série, enquanto a hipótese nula do teste KPSS indica a estacionariedade da série, portanto, busca-se rejeitar a hipótese nula do teste ADF e não rejeitar a hipótese nula do teste KPSS.

Com base na Tabela 1 é possível observar que as séries são estacionárias ao nível de 5% de significância, embora as séries “spread1”, “compulsório” nos dois períodos, “selic” no segundo período, “spread2” e “proind2” não foram classificadas como estacionárias por um dos testes em primeira diferença, contudo, foram classificadas como estacionárias pelo outro teste. Optou-se por utilizar todas as séries em nível nos modelos estimados, seguindo Oreiro *et al.* (2006), que destaca esse procedimento

como sendo a recomendação do criador do método VAR, Sims (1980), que indica o uso das variáveis em nível para se obter as relações existentes entre as variáveis.

Tabela 1 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) das variáveis ao nível de significância de 5%

Período: 01.2000-12.2011							
Variáveis	Teste	Variável	Constante	Tendência	Estatística t	Valor Crítico (5%)	Resultado (5%): Pode-se ... H0
Spread1	ADF	1ª Dif.	Sim	Sim	-12,216200	-3,441777	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Sim	0,101686	0,146000	Não Rejeitar
Volatilidade	ADF	No nível	Sim	Não	-6,137433	-3,441552	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Não	0,081241	0,146000	Não Rejeitar
Selic	ADF	No nível	Sim	Sim	-4,185676	-3,441777	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Sim	0,140688	0,146000	Não Rejeitar
IPCA	ADF	No nível	Sim	Não	-5,347814	-2,881685	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Não	0,346882	0,463000	Não Rejeitar
Compulsório	ADF	No nível	Sim	Não	-2,922941	-2,880088	Rejeitar
	KPSS	1ª Dif.	Sim	Não	0,146546	0,463000	Não Rejeitar
Prodind1**	ADF	No nível	Sim	Sim	-3,411989	-3,441777	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Sim	0,078185	0,146000	Não Rejeitar

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Nota: (*) Variáveis estacionárias, segundo teste KPSS, ao nível de 1% de significância.

(**) Variável estacionária, segundo teste ADF, ao nível de 10% de significância.

Tabela 1 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) das variáveis ao nível de significância de 5% (em continuação)

Período: 03.2011-12.2019							
Variáveis	Teste	Variável	Constante	Tendência	Estatística t	Valor Crítico (5%)	Resultado (5%): Pode-se ... H0
Spread2*	ADF	No nível	Sim	Sim	-3,539690	-3,458856	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Sim	0,148123	0,146000	Rejeitar
Volatilidade	ADF	No nível	Sim	Não	-4,114485	-2,890623	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Não	0,063177	0,463000	Não Rejeitar
Selic	ADF	1ª Dif.	Não	Não	-2,105513	-1,944039	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Não	0,282729	0,463000	Não Rejeitar
IPCA	ADF	No nível	Sim	Não	-4,953220	-2,889200	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Não	0,342689	0,463000	Não Rejeitar
Compulsório*	ADF	1ª Dif.	Sim	Não	-10,279590	-2,889474	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Não	0,634564	0,463000	Rejeitar
Prodind2*	ADF	1ª Dif.	Sim	Sim	-15,765030	-3,453601	Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Sim	0,155265	0,146000	Rejeitar

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Nota: (*) Variáveis estacionárias, segundo teste KPSS, ao nível de 1% de significância.

(**) Variável estacionária, segundo teste ADF, ao nível de 10% de significância.

A Tabela 2 apresenta os testes usados para determinar o número de defasagens ótimo de modo a se obter ruídos brancos, ou não correlacionados, para todas as variáveis endógenas. Adicionalmente, observa-se que a ordem do modelo VAR deve ser a que possui mais critérios indicados pelo asterisco. Com base nos dados da Tabela 2 e no teste de autocorrelação (vide Apêndice B), optou-se por estimar um VAR de ordem 2 nos dois períodos analisados.

Tabela 2 – Critério de seleção da defasagem do modelo VAR

Nº Defasagens	Período: 01.2000-12.2011			Período: 03.2011-12.2019		
	Critério de Informação:			Critério de Informação:		
	Akaike (AIC)	Schwarz (SC)	Hanna-Quinn (HQ)	Akaike (AIC)	Schwarz (SC)	Hanna-Quinn (HQ)
0	7,064626	7,279832	7,152080	7,064626	7,279832	7,152080
1	-1,140334	-0,0387115	-0,834247	-1,140334	-0,387115	-0,834247
2	-1,819636*	-0,528403*	-1,294915*	-1,819636*	-0,528403*	-1,294915*
3	-1,689890	0,139357	-0,946535	-1,689890	0,139357	-0,946535
4	-1,586424	0,780836	-0,624436	-1,586424	0,780836	-0,624436
5	-1,465869	1,439405	-0,285247	-1,465869	1,439405	-0,285247
6	-1,369466	2,073823	0,029790	-1,369466	2,073823	0,029790
7	-1,372974	2,608329	0,244916	-1,372974	2,608329	0,244916
8	-1,375852	3,143464	0,460672	-1,375852	3,143464	0,490672
9	-1,224404	3,832926	0,830753	-1,224404	3,832926	0,830753

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Nota: (*) Indica a ordem de defasagens selecionada por cada critério de informação.

A Tabela 3, na sequência, apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger/BlockExogeneity Wald, esse instrumento tem como função a determinação da precedência temporal entre as variáveis do modelo.

Tabela 3 – Causalidade de Granger/BlockExogeneity Wald Tests

Variável dependente	Período: 01.2000-12.2011									
	Volatilidade		Selic		Prodind1		IPCA		Spread1	
	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.
Volatilidade	-	-	0,328	0,849	0,866	0,649	8,692	0,013	2,194	0,334
Selic	1,803	0,406	-	-	5,687	0,058	13,489	0,001	26,245	0,000
Prodind1	1,300	0,522	5,320	0,070	-	-	1,868	0,393	4,517	0,105
IPCA	0,010	0,995	13,016	0,002	1,438	0,487	-	-	3,778	0,151
Spread1	1,581	0,454	2,698	0,260	8,477	0,014	0,118	0,943	-	-
Total	10,237	0,249	20,481	0,009	21,532	0,006	29,363	0,000	56,449	0,000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Tabela 3 – Causalidade de Granger/BlockExogeneity Wald Tests (em continuação)

Variável dependente	Período: 03.2011-12.2019									
	Volatilidade		Prodind2		IPCA		Selic		Spread2	
	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.
Volatilidade	-	-	1,030	0,598	1,631	0,443	6,363	0,042	0,243	0,886
Prodind2	0,193	0,908	-	-	13,002	0,002	1,531	0,465	10,196	0,006
IPCA	3,142	0,208	0,694	0,707	-	-	6,141	0,046	0,120	0,942
Selic	1,552	0,460	4,379	0,112	4,360	0,113	-	-	13,831	0,001
Spread2	1,728	0,695	2,794	0,247	7,667	0,022	3,984	0,136	-	-
Total	6,583	0,582	11,296	0,186	22,694	0,004	24,557	0,002	31,404	0,000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Com base no critério Qui-quadrado ordenou-se as variáveis das mais exógenas para as mais endógenas. No período 01.2000-12.2011 a ordem das séries no modelo VAR foi: Volatilidade, Selic, Produção industrial, IPCA, Spread. No período 03.2011-12.2019 tem-se: Volatilidade, Produção industrial, IPCA, Selic, Spread.

Assim, com base no teste de causalidade de Granger (Tabela 3), nos critérios de seleção de defasagem do modelo (AIC, SC e HQ, apresentados na Tabela 2) e em pressupostos da teoria econômica (apresentados na seção 2, como o modelo de Oreiro *et al.* (2006)), estimou-se o VAR com duas defasagens, com as cinco variáveis endógenas acima ordenadas e com duas variáveis exógenas (uma constante e a alíquota do compulsório).¹⁵ Contudo, a análise do VAR é realizada por meio das funções impulso-resposta e da decomposição da variância do *spread* que será apresentada na sequência.

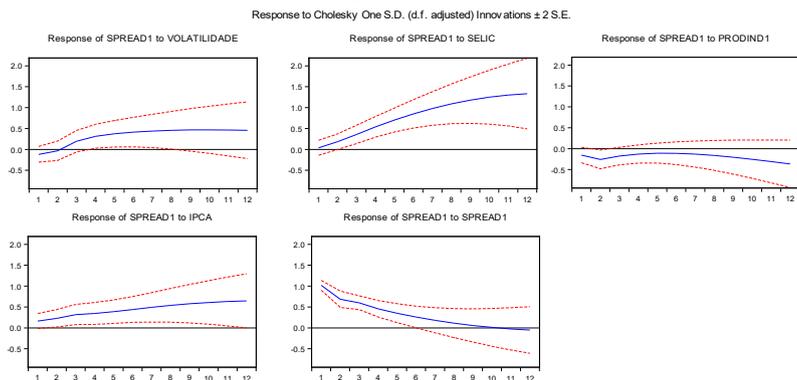
Cabe destacar que, como no caso do Oreiro *et al.* (2006), o teste de normalidade dos resíduos rejeitou a hipótese nula de normalidade e, de forma semelhante ao dos autores, optou-se por continuar a análise apesar desse problema.¹⁶ O teste de estabilidade, *Graph Root*, apontou que as séries, de ambos os períodos, são conjuntamente estacionárias, portanto, ambos os sistemas são estáveis.

¹⁵ Os resultados do VAR são apresentados no Apêndice A.

¹⁶ “Contudo, dada a impossibilidade de aumentar a amostra dos dados no Brasil, e sabendo-se dos problemas que a não normalidade dos erros trazem para a análise, decidiu-se por desconsiderar tal hipótese e continuar o trabalho. Esta é uma prática utilizada em alguns trabalhos no Brasil. (Gröppo, 2004; Camuri, 2005)” (OREIRO *et al.*, 2006, p. 628).

As Figuras 3 e 4 apresentam as funções impulso-resposta, que mostram a resposta da variável *spread*, nos doze meses seguintes ao choque exógeno nas demais variáveis endógenas do modelo. Também se utilizou a decomposição de Choleski, cuja ordem das variáveis influencia nos resultados, sendo os intervalos de confiança obtidos por meio da simulação de Monte Carlo com 1000 repetições.

Figura 3 – Funções Impulso-Resposta – Decomposição de Choleski do Spread (01.2000-12.2011)



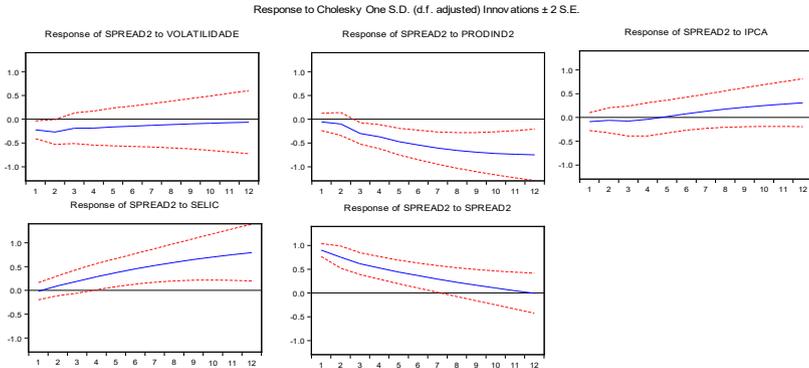
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na observação da Figura 3, nota-se que o *spread* bancário no período 01.2000-12.2011 respondeu mais aos choques na Selic, na volatilidade e no IPCA, do que aos choques no produto industrial, que representa o nível de atividade econômica. Contudo, enquanto um aumento do nível de atividade econômica contribuiu para a redução do *spread* bancário, o efeito de um aumento na taxa de juros básica da economia, na sua volatilidade (*proxy* para risco de taxa de juros do banco) e na inflação, acarretaram aumento no *spread* bancário brasileiro. Tais resultados são coerentes com a teoria econômica.

Já para o segundo período de análise, 03.2011-12.2019, foi possível observar maior relevância dos choques na Selic, na inflação e na atividade econômica, do que no risco de taxa de juros. Nesse período, um aumento do nível de atividade econômica, contribuiu para a redução mais expressiva

do *spread* bancário em relação ao período anterior. O efeito de um aumento na taxa de juros básica da economia, na volatilidade dessa taxa (*proxy* para risco de taxa de juros do banco) e da inflação, acarretou aumento no *spread* bancário brasileiro.

Figura 4 – Funções Impulso-Resposta – Decomposição de Choleski do *Spread* (03.2011-12.2019)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A análise da decomposição da variância, apresentada na Tabela 4, mostra que a variação do *spread* bancário pode ser explicada pela variação das variáveis do modelo (Selic, IPCA, Produção industrial e volatilidade da taxa de juros) n períodos após o choque exógeno, indicando, portanto, os principais determinantes do *spread* bancário.

Conforme Tabela 4, a decomposição da variância do *spread* bancário, nos dois períodos analisados, mostra que a contribuição da volatilidade da Selic, produção industrial e IPCA na explicação do comportamento da variável *spread* bancário é muito baixa nos primeiros meses após o choque, mas tende a aumentar nos seguintes. No primeiro período, 01.2000-12.2011, destaca-se que no 12º mês após o choque exógeno, cerca de 58,5% da variação do *spread* é explicada por variações na Selic; 15,4% por variações na inflação e 9,8% no risco de taxa de juros dos bancos.

Já no segundo período, 03.2011-12.2019, após o 12º mês do choque exógeno, cerca de 36,4% da variação do *spread* é explicada por variações na atividade econômica, 31,8% por variações na Selic e 3,5% por variações na

inflação. A variação na volatilidade da taxa Selic (*proxy* de risco da taxa de juros do banco) tem um poder explicativo menor: após 12 meses cerca de 3,0% da variação no *spread* bancário pode ser explicado por aquela variável.

Tabela 4 – Decomposição da variância *Spread*

Mês	Período: 01.2000-12.2011				
	Volat.	Selic	Prodind1	IPCA	Spread1
1	1,2872	0,1234	2,1654	2,4047	94,0193
2	0,8913	2,0183	5,2829	4,5544	87,2532
3	2,2177	6,8284	5,1523	7,5358	78,2658
4	4,8319	14,5331	4,4836	9,5623	66,5891
5	7,2113	23,4644	3,7532	11,0966	54,4746
6	8,8781	32,0934	3,1528	12,3211	43,5546
7	9,8600	39,5434	2,7281	13,2863	34,5822
8	10,3210	45,5666	2,4866	14,0149	27,6109
9	10,4335	50,2534	2,4190	14,5481	22,3460
10	10,3334	53,8174	2,5104	14,9299	18,4088
11	10,1140	56,4852	2,7450	15,1964	15,4594
12	9,8340	58,4535	3,1075	15,3743	13,2308

Mês	Período: 03.2011-12.2019				
	Volat.	Prodind2	IPCA	Selic	Spread2
1	5,7030	0,3627	0,9043	0,0339	92,9662
2	7,9585	0,8638	0,7487	0,6255	89,8052
3	7,6044	4,9546	0,8342	2,2037	84,4031
4	7,3887	9,1577	0,7228	4,9276	77,8033
5	6,8657	14,4664	0,6013	8,3827	69,6838
6	6,2550	19,6301	0,6537	12,2441	61,2167
7	5,5802	24,3752	0,9105	16,1537	52,9804
8	4,9247	28,3258	1,3247	19,9083	45,5165
9	4,3233	31,4358	1,8347	23,3812	39,0250
10	3,7945	33,7421	2,3924	26,5261	33,5450
11	3,3397	35,3562	2,9646	29,3348	29,0047
12	2,9536	36,3989	3,5308	31,8245	25,2922

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A análise dos dois períodos indica uma mudança nas principais variáveis macroeconômicas que determinam o *spread* bancário brasileiro, com maior importância do nível de atividade econômica na redução do *spread*, no segundo período. Entre 2000 e 2011 os principais determinantes macroeconômicos do *spread* são: a taxa básica de juros da economia (Selic), a inflação (IPCA) e o risco de taxa de juros (volatilidade da Selic). Entre 2011 e 2019 os principais determinantes macroeconômicos do *spread* são: a taxa básica de juros da economia (Selic), o nível de atividade econômica e a inflação (IPCA) e o risco de taxa de juros (volatilidade da Selic) ou nível de inflação (IPCA).

Destaca-se ainda, com base na Tabela 4, a queda abrupta da participação da taxa básica de juros da economia (Selic) nos determinantes do *spread* bancário, entre os dois períodos de análise (01.2000-12.2011 e 03.2011-12.2019). Essa redução do impacto da Selic sobre as variações no *spread*, consiste em um importante e interessante resultado deste trabalho, que pode vir a ser analisado em estudos posteriores.

VI. COMENTÁRIOS FINAIS

Em razão da importância de um baixo *spread* bancário contribuir para reduzir o custo da tomada de empréstimos pelos agentes da economia, especialmente, os direcionados ao investimento produtivo, é essencial o estudo de seus determinantes, particularmente na economia brasileira, que possui como fato estilizado taxas de juros elevadas.

Ao longo do presente trabalho, verificou-se que, no Brasil, a relação crédito/PIB ainda é baixa e, além disso, as taxas de juros reais consideravelmente elevadas comparativamente à várias economias emergentes selecionadas.

A análise dos dados evidenciou ainda que, mesmo a queda no *spread* bancário no período de redução da taxa Selic (a partir do início de 2011), enquanto o governo adotou uma política direcionada à redução do *spread* dos bancos públicos, não reduziu expressivamente a taxa de juros cobrada nos empréstimos, tanto para pessoa física quanto para pessoa jurídica. Essas taxas continuaram significativamente elevadas, especialmente se observadas em relação à taxa Selic, pois nota-se que as reduções nas taxas

de juros médias cobradas nos empréstimos foram menores que as quedas na taxa básica de juros da economia. Com o fim das políticas direcionadas à redução do *spread* bancário, esse voltou a crescer, concomitantemente à queda no volume de crédito, a despeito da queda da Selic que atingiu seu nível mais baixo da história.

Com relação à análise empírica dos determinantes macroeconômicos do *spread* bancário brasileiro, essa foi realizada em dois períodos, 01.2000-12.2011 e 03.2011-12.2019, em razão da alteração da metodologia no cálculo das séries. As funções impulso-respostas apresentadas apontaram que o *spread* bancário respondeu mais aos choques na Selic (que representa o piso do *spread* e o custo de oportunidade dos bancos), na volatilidade dessa taxa (que representa o risco da taxa de juros do banco) e na inflação, do que no nível de atividade econômica, no primeiro período mencionado.

Já no segundo período, o nível de atividade econômica apresentou maior relevância para a explicação do *spread* bancário, embora ainda menor que a taxa Selic. Enquanto um choque na inflação, na taxa básica de juros e no risco de taxa de juros contribuíram para o aumento do *spread* bancário, um choque no nível de atividade econômica levou a redução desse, corroborando com a teoria econômica que aponta os benefícios do crescimento econômico para a redução do risco de inadimplência e aumento no volume de operações bancárias, que acarretaria redução dos custos dos bancos reduzindo o *spread*.

Um resultado importante obtido neste trabalho se refere à queda de participação da Selic na composição do *spread* bancário entre os dois períodos analisados. Estudos posteriores sobre esse ponto poderão discutir tal questão, corroborando (ou não) com essa alteração significativa do principal determinante do *spread* bancário na economia brasileira.

A decomposição da variância do *spread* mostra que os principais determinantes macroeconômicos do *spread* são, no período 2000-2011, a Selic, a inflação e o risco de taxa de juros dos bancos, e, no período 2011-2019, a Selic, o nível de atividade econômica e a inflação. Chama a atenção o fato de que, que nos últimos anos aumentou a importância do nível da atividade econômica entre esses determinantes. Tal resultado mostra que além de influenciar no desempenho da economia – pois quanto menor o *spread* bancário, menor tende a ser o custo do tomador de empréstimo e,

se tais recursos forem investidos no consumo e no investimento, de modo a estimular o setor produtivo, impactariam positivamente no crescimento contribuindo para a melhoria do ambiente como um todo –, tal desempenho consiste em um importante determinante do *spread*.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, J. R.; KÖHLER, M.A.; FREITAS, P. S. **Evolução e determinantes do *spread* bancário no Brasil**. Brasília: Senado Federal, 2009. (Texto para discussão, n. 61).
- AFANASIEFF, T. S., LHANCER, P. M. NAKANE, M. I. The determinants of bank interest *spread* in Brazil. *Money Affairs*, Mexico City, v. 15, 2002, p. 183-207.
- ALENCAR, L. S.; LEITE, D. B.; FERREIRA, S. G. *Spread* bancário: um estudo *cross-country*. In: Banco Central do Brasil. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2007, p. 23-34.
- ARONOVICH, S. Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o *spread* bancário. **Revista Brasileira de Economia**, v. 48, n. 1, p. 125-140, 1994.
- ASSAF NETO, A. **Mercado Financeiro**. 12. ed. São Paulo: Atlas, 2014.
- BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Economia Bancária e Crédito (2007)**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/Pec/Depep/Spread/relatorio_economia_bancaria_credito2007.pdf>. Acesso em: 31 jan. 2020.
- BCB – Banco Central do Brasil. **Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub>>. Acesso em: 31 jan. 2020.
- _____. **Circulares nº 2.700**, de 28 de junho de 1996, **nº 2.927**, de 08 de setembro de 1999, **nº 2.969**, de 29 de março de 2000, **nº 2.983**, de 07 de junho de 2000, **nº 2.986**, de 23 de junho de 2000, **nº 3.002**, de 24 de agosto de 2000, **nº 3.087**, de 05 de março de 2002, **nº 3.134**, de 10 de julho de 2002, **nº 3.177**, de 19 de fevereiro de 2003, **nº 3.199**, de 08 de agosto de 2003, **nº 3.274**, de 10 de fevereiro de 2005, **nº 3.413**, de 14 de outubro de 2008, **nº 3.497**, de 24 de junho de 2010, **nº 3.632**, de 21 de fevereiro de 2013, **nº 3.867**, de 19 de dezembro de 2017, **nº 3.888**, de 28 de março de 2018, **nº 3.917**, de 22 de novembro de

2018. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidade financeira/>