

# Determinantes macroeconômicos do comportamento do *spread* bancário no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas para o período 2000-2019

Elisangela Araujo<sup>1</sup>  
Elohá C. Brito<sup>2</sup>

## Resumo

A taxa de juros é um importante preço da economia que influencia significativamente decisões de poupança e investimento e, conseqüentemente, o desenvolvimento. Um fato estilizado da economia brasileira é a persistência de taxas de juros elevadas que afetam negativamente o desempenho econômico. Neste contexto, há que se destacar o papel do *spread* bancário, diferença entre a taxa de juros paga pelos bancos na captação de recursos e a que é auferida através da oferta de crédito, variável que influencia, e é influenciada pela taxa de juros. O objetivo do trabalho é analisar os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil, através de pesquisa exploratória e análise de dados no período compreendido entre 2000 e 2019. Além disso, utilizou-se o modelo econométrico de Vetores Auto-Regressivos (VAR), as funções impulso-respostas e a decomposição da variância do *spread* visando identificar seus principais determinantes macroeconômicos, baseado no trabalho de Oreiro *et al.* (2006). O trabalho parte de uma análise dos aspectos teóricos-conceituais do *spread* bancário e seus principais determinantes, contextualizando com a evolução do *spread* bancário no Brasil, passando-se depois à metodologia utilizada e aos resultados do modelo estimado para o período 2000-2019. Os principais resultados apontaram para relevância da taxa básica de juros e da inflação em todo o período analisado. Todavia, o risco de taxa de juros se mostrou mais importante entre 2000 e 2011 e, a atividade econômica, mais proeminente de 2011 a 2019, destacando-se como um dos principais determinantes macroeconômicos do *spread* bancário nesta fase.

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

## Abstract

The interest rate is an important price in the economy that significantly influences savings and investment decisions and, consequently, development. A stylized fact of the Brazilian economy is the persistence of high interest rates that negatively affect economic performance. In this context, it is important to highlight the role of the bank spread, the difference between the interest rate paid by banks in raising funds and that earned through the offer of credit, a variable that influences and is influenced by the interest rate. The objective of the work is to analyze the macroeconomic determinants of banking spread in the Brazil, through exploratory research and data analysis in the period between 2000 and 2019. In addition, the econometric model of Auto-Regressive Vectors (VAR) was used, the impulse-response functions and the decomposition of the spread variance in order to identify its main macroeconomic determinants, based on the work of Oreiro *et al.* (2006). The work starts from an analysis of the theoretical-conceptual aspects of the bank spread and its main determinants, contextualizing it with the evolution of the bank spread in Brazil, then going on to the methodology used and the results of the estimated model for the period 2000-2019. The main results pointed to the relevance of the basic interest rate and inflation throughout the analyzed period. However, interest rate risk was more important between 2000 and 2011 and, economic activity, more prominent from 2011 to 2019, standing out as one of the main macroeconomic determinants of bank spread in this phase.

---

<sup>1</sup> Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá - DCO/UEM.

<sup>2</sup> Doutoranda em Economia no Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul - PPGE/UFRGS.

**Keywords: Banking spread. Interest rate. Brazilian economy.**

## Área 3 – Economia Brasileira

### 1. 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<sup>3</sup>.

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”.

Vale destacar neste contexto, o papel do *spread* bancário como um fator relevante que influencia – e também é influenciado – pelas taxas de juros. Entende-se por *spread* bancário a diferença entre o custo de captação das instituições financeiras e a taxa cobrada por elas nos créditos ofertados<sup>4</sup>. Este indicador fornece, em certa medida, a margem líquida 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.<sup>5</sup>

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

---

<sup>3</sup> Para uma compreensão acerca das políticas e reformas dessas décadas confira Rego; Marques (2018) e Giambiagi; Hermann (2015) e Castro (2015).

<sup>4</sup> Confira Brasil (2020)

<sup>5</sup> Para mais detalhes desta política ou tentativa de redução dos *spreads* confira Mello; Rossi (2017) e Carleial (2015)

do *spread* tais como custos, riscos e incertezas têm uma forte dependência dos fatores macroeconômicos. E, em assim sendo, diversos estudos apontam, inclusive, para a predominância 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, por meio um 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 traz alguns de seus principais determinantes. A seção 3 mostra a evolução do *spread* bancário no Brasil, trazendo também algumas comparações internacionais. A seção 4 apresenta a metodologia utilizada na pesquisa e, em seguida, a Seção 5 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, adiantando-se que as variáveis apresentaram o comportamento esperado, isto é, a volatilidade macroeconômica contribuiu para o aumento dos níveis do *spread* bancário, enquanto que, entre 2011 e 2019, o crescimento econômico atuou na redução deste.

## **2 *Spread* bancário: conceito e determinantes**

O papel exercido pelo mercado financeiro no desenvolvimento é de suma importância. Desde as obras pioneiras de Shumpeter (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 taxas de juros vigentes no mercado internacional, aliados à expectativa quanto à sua trajetória futura (para 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 influenciam – e são influenciadas – pela remuneração dos bancos/instituições do sistema financeiro. Entende-se como *spread* bancário a diferença entre o custo de captação das instituições financeiras e a taxa cobrada por elas nos créditos ofertados. O *spread* bancário 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.

De acordo com Brasil (2010), a decomposição do *spread* bancário brasileiro pelo Banco Central do Brasil (BCB) é feita a partir de cinco grupos: custo administrativo, inadimplência, custo do compulsório, impostos e taxas e resíduo. 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.

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* total 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<sup>6</sup>.

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 pode 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.

---

<sup>6</sup>São operações de crédito regulamentadas pelo CMN ou vinculadas a recursos orçamentários destinadas, 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.

Nesta 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. 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 Sanders (1981). Neste estudo, o banco age como um agente de intermediação financeira entre indivíduos que emprestam (famílias) e os tomadores finais de crédito, as firmas. A atividade desenvolvida pelo banco está sujeita à incertezas advindas :i) do não sincronismo entre os 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 tem uma forte dependência dos fatores macroeconômicos. Diversos estudos apontam, inclusive, para a predominância dos determinantes macroeconômicos, em particular, a instabilidade das principais variáveis econômicas como determinantes do *spread* (Alencar, 2007; Gelos, 2006 e Souza, 2006).

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 o fato de que a inflação tem um efeito negativo sobre o nível de atividade, porque implica no 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 para o fato de 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 em mais de empréstimos e menor inadimplência, reduzindo os custos dos bancos.

No trabalho de Silva *et al.* (2016) também buscou-se estabelecer uma conexão entre as principais variáveis econômicas 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.

### **3. 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 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, evidenciou queda, perfazendo 47,7% do PIB em 2019.

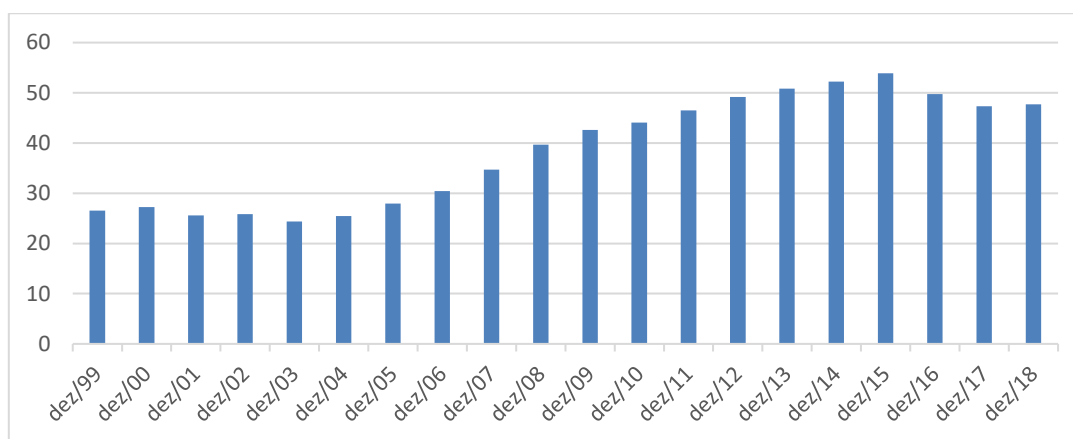


Gráfico 1 – Saldo da carteira de crédito total em relação ao PIB %, Brasil (1999 a 2018)

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 – a Selic. É possível perceber que esteve em patamares elevados entre 1999 e 2005: entre 15% e 25% a.a., em média, evoluindo para níveis mais baixos entre 2007-2010, com exceção de 2008, ano da crise do *Subprime*. No primeiro governo Dilma (2011-2014), iniciou trajetória de queda até atingir um valor historicamente baixo em 2012 (7,5% a.a.), 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 neste biênio e, após, 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: 4,5% em 2019.

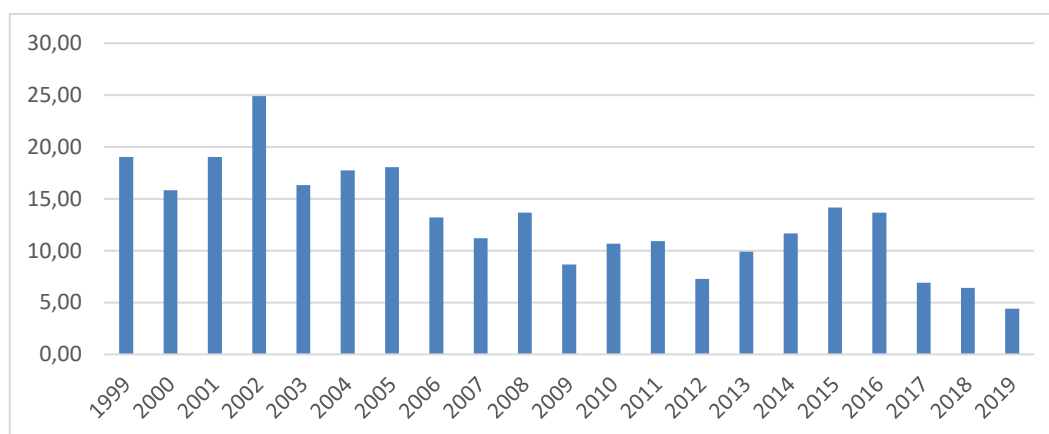


Gráfico 2 – Taxa Selic Taxa de juros - Over / Selic - (% a.a.)

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

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 atingiu 4,5% a.a, a taxa média de juros cobrada da pessoa física foi cerca de 30% a.a, em média.

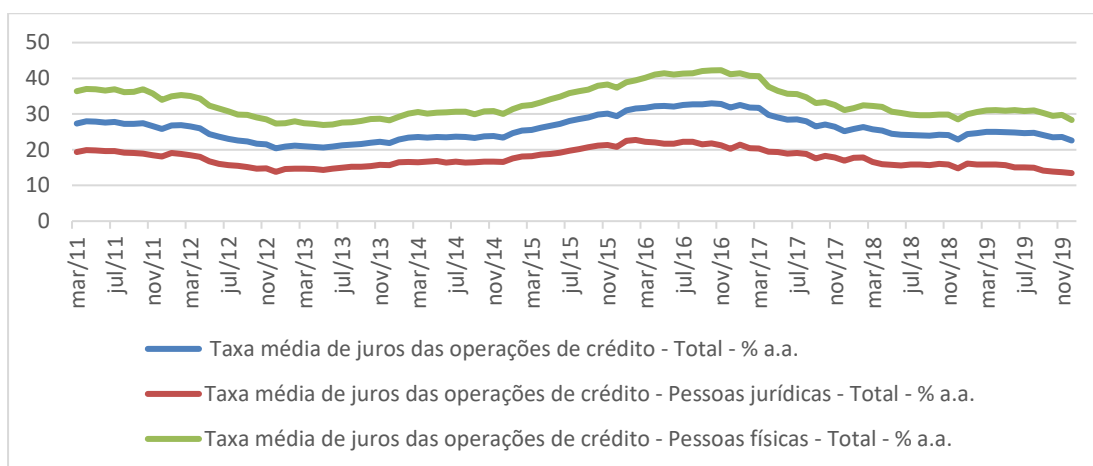


Gráfico 3 – Taxa de juros média nas operações de crédito, Brasil, 2011-2019

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: 1999-2010 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, 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.

Em 2003, contudo, após um início de primeiro mandato turbulento governo de Lula (2003-2006) e (2007-2010), o cenário econômico melhorou. O IPCA estava controlado e nos quatro anos do segundo mandato a inflação ficou dentro da meta. O PIB brasileiro apresentou um crescimento real respectivamente 6,07%, 5,90%, em 2007 e 2008; um crescimento negativo de 0,13% em 2009 devido à crise financeira mundial 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 cerca de 33p.p. em 2007, elevando-se no período da crise de 2008, para novamente declinar, fechando o período em 31p.p no início de 2011.

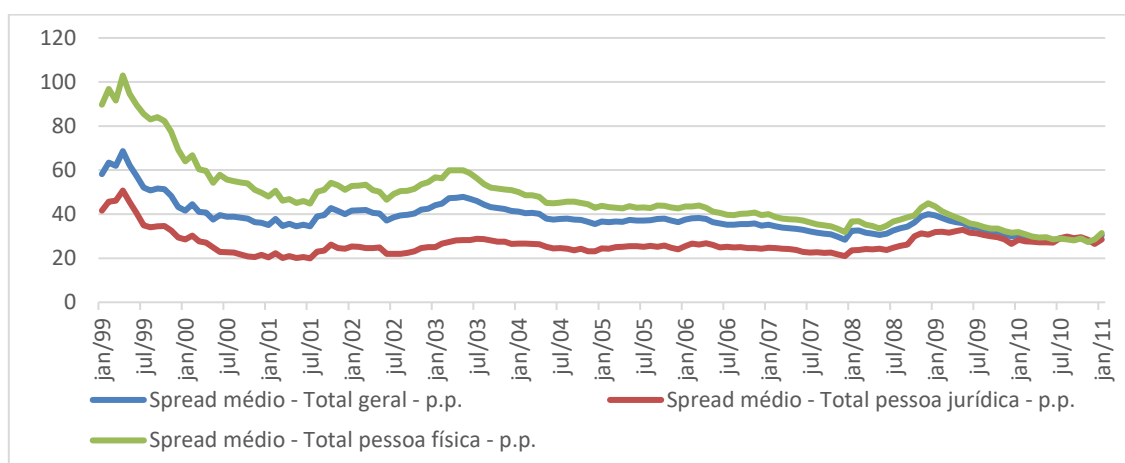


Gráfico 4 – *Spread* médio das operações de crédito no Brasil, 1999 a 2011

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



De 2011 até 2019, o *spread* bancário apresentou, primeiramente, uma tendência de queda que foi até 2014, refletindo o esforço do governo em baixar os níveis de *spread*, principalmente através dos bancos públicos. O *spread* médio alcançou em 2013 seu valor mínimo: 13,3 p.p.

Todavia, o segundo governo Dilma (2015-2016) foi marcado por um período de turbulência econômica e política, com descontrole inflacionário, baixo crescimento e desvalorização da taxa de câmbio, elementos que deram estímulo a um 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 foi abandonada no governo Temer, o qual alcançou 22,5p.p. em 2016, refletindo a alta da taxa Selic. Nos anos de 2017 e 2018, houve um corte na taxa Selic, para 7% e 6,4% a.a., respectivamente, impactando na queda relativamente modesta do *spread* bancário, que fechou 2019 em 17,8 p.p.

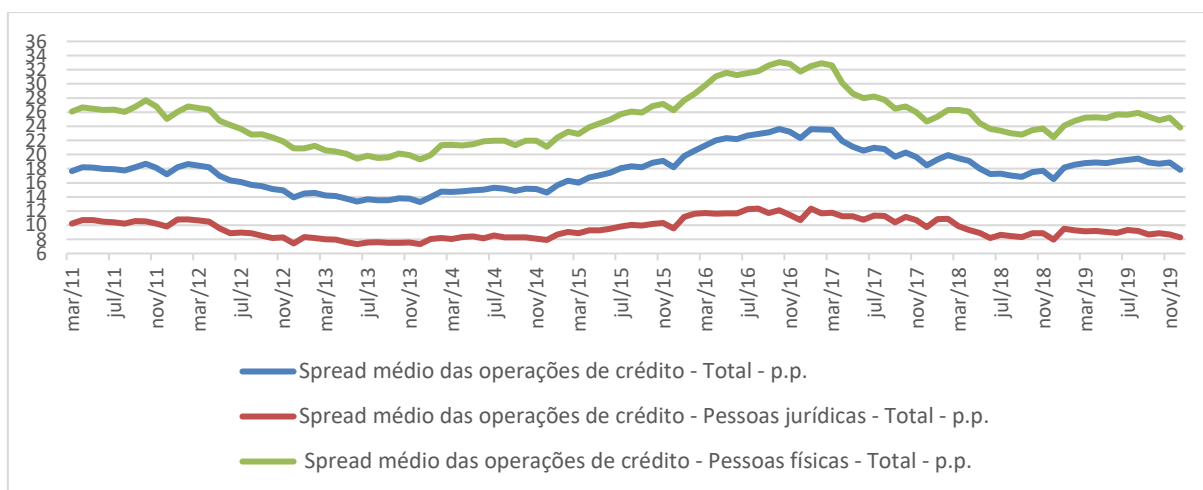


Gráfico 5 – *Spread* médio das operações de crédito no Brasil, 2011-2019

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

Neste cenário, pode-se constatar que a volatilidade do *spread* bancário exibiu tendência semelhante à apresentada pela taxa Selic, o que corrobora com os estudos que apontam a correlação entre estas duas variáveis.

Na sequência, tem-se um breve panorama da situação internacional, comparativamente ao Brasil. O Gráfico 6, mostra o percentual de crédito como proporção do PIB no conceito ampliado, isto é, além das operações feitas no sistema financeiro, considera títulos públicos, privados e operações externas. É possível notar que, o Brasil apresenta volume de crédito semelhante a alguns países em desenvolvimento (113,7%), como Índia e África do Sul, porém o percentual é baixo se comparado à China, por exemplo, onde a referida relação foi de 218,3%.

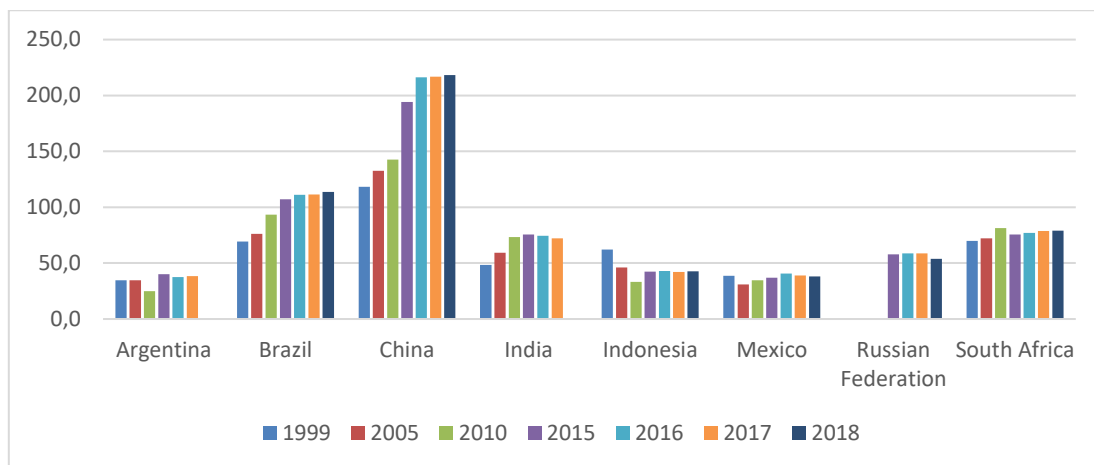


Gráfico 6 – Relação Crédito/PIB – Brasil e países selecionados, 1999-2018  
 Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Mundial, (2020)

O Gráfico 7 mostra o *spread* nos países emergentes, em que é possível notar a liderança absoluta do Brasil, cujo indicador é extremamente superior aos seus pares. Em 2018, o *spread* foi cerca de duas vezes maior que o da Argentina e, relativamente ao México, foi cerca de oito vezes mais alto.

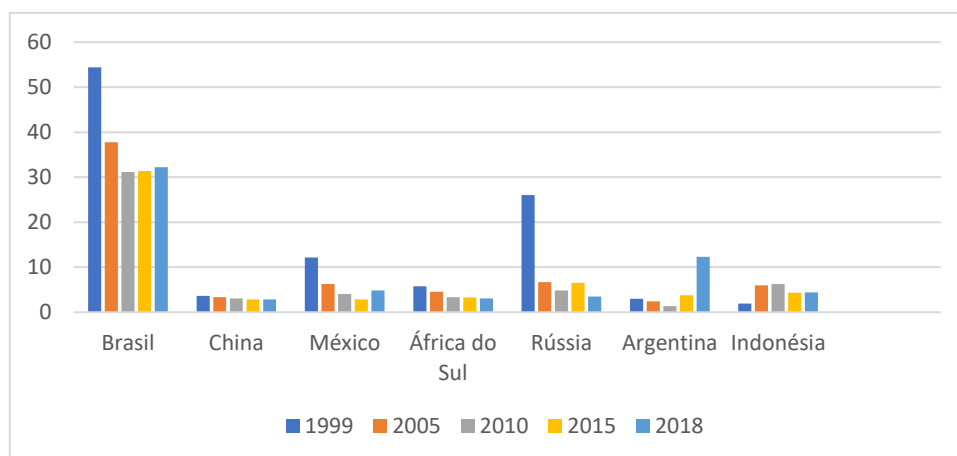


Gráfico 7 – *Spread* bancário, Brasil e países emergentes selecionados (1999 a 2018)  
 Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Central do Brasil, (2020)

Conforme o Gráfico 7 é possível notar ainda, que o *spread* nos países emergentes selecionados, com exceção da Argentina e Indonésia, seguiu tendência de queda durante o período analisado. No Brasil, contudo, *spread* continuou como o mais elevado entre os emergentes e apresentou e, após cair entre 1999 e 2005, exibiu ligeira alta de 2010 a 2018. As taxas de juros para o cenário internacional.

Finalmente, o Gráfico 8 mostra a taxa de juros no Brasil e em países em desenvolvimento selecionados. É possível perceber que, o único país que possui uma taxa de juros próxima a do Brasil ao final do período analisado, é a Argentina. Este país, como é sabido, enfrentava uma grave crise e vem, segundo uma tendência inversa ao cenário mundial, elevando suas taxas de juros desde 2005.

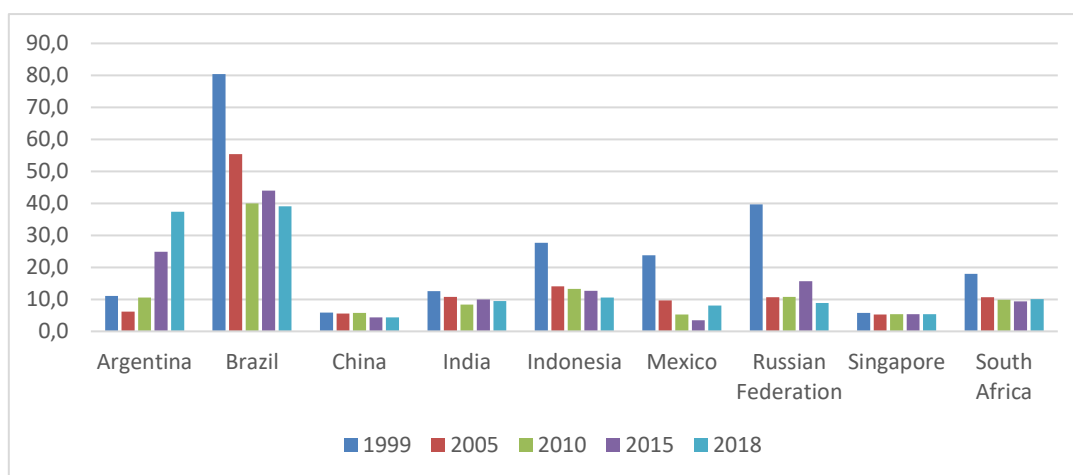


Gráfico 8 – Taxa de juros no cenário internacional (1999 a 2018)

Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Mundial (2020)

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

#### 4. 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 análise de séries temporais. As equações podem ser estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o método da parcimônia é o mais recomendado para determinar o número de defasagens do modelo, com base no resultado do critério de seleção de defasagens do VAR, dado que resulta na perda de menos graus de liberdade.

Neste modelo multivariado as variáveis são tratadas como endógenas, possibilitando a análise das relações lineares existentes entre estas e os valores defasados da própria variável e das demais, além do termo de erro. Tal modelo apresenta a trajetória das variáveis endógenas dado um choque estrutural (CHAN, 2009).

Os dados utilizados abrangem o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2011 e de março 2011 a dezembro de 2019<sup>7</sup>, tem a frequência mensal, foram extraídos do IBGE e Banco Central do Brasil. No modelo de Oreiro *et al.* (2006) os principais determinantes do *spread* considerados são 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.

<sup>7</sup> Em razão dos dados de 1999 ainda refletirem o regime monetário anterior, optou-se por estimar o modelo com dados a partir de 2000.

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<sup>8</sup>; (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<sup>9</sup>, *proxy* para o risco de taxa de juros do banco; (vi) *Spread* médio das operações com recursos livres total<sup>10</sup>. Com exceção da produção industrial que teve como fonte o IBGE (2020), a volatilidade da taxa Selic que fora calculada e o compulsório que foi obtido na leitura das Circulares<sup>11</sup>, as demais séries foram obtidas nas séries temporais do Banco Central do Brasil (2020).

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

$$X_t^2 = (dY_t^l - d\bar{Y}_t^l)^2$$

Onde:

$X_t^2$  = Medida de volatilidade da taxa Selic;

$d\bar{Y}_t^l$  = Média de  $dY_t^l$ ;

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

$Y_t^l = \ln Y_t$ ;

$Y_t$  = 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 aceitar a hipótese nula. Para isso, precisa-se que os valores da Estatística *t* sejam inferiores aos valores críticos nos níveis de significância usuais. Devido

---

8 Em razão da mudança da metodologia no cálculo desta série, em 02.2014, mas com dados calculados pela nova metodologia desde 01.2002, foram rodados dois modelos, um para o período de 01.1999 a 12.2011 e outro abrangendo o período de 03.2011 a 12.2019.

9 Volatilidade calculada conforme fórmula apontado por Gujarati e Porter (2011, p. 786).

10 Em razão da mudança da metodologia no cálculo desta série, em 12/2012, mas com dados calculados pela nova metodologia desde 03.2011, foram rodados dois modelos, um para o período de 01.1999 a 12.2011 e outro abrangendo o período de 03.2011 a 12.2019.

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.

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. Este 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.

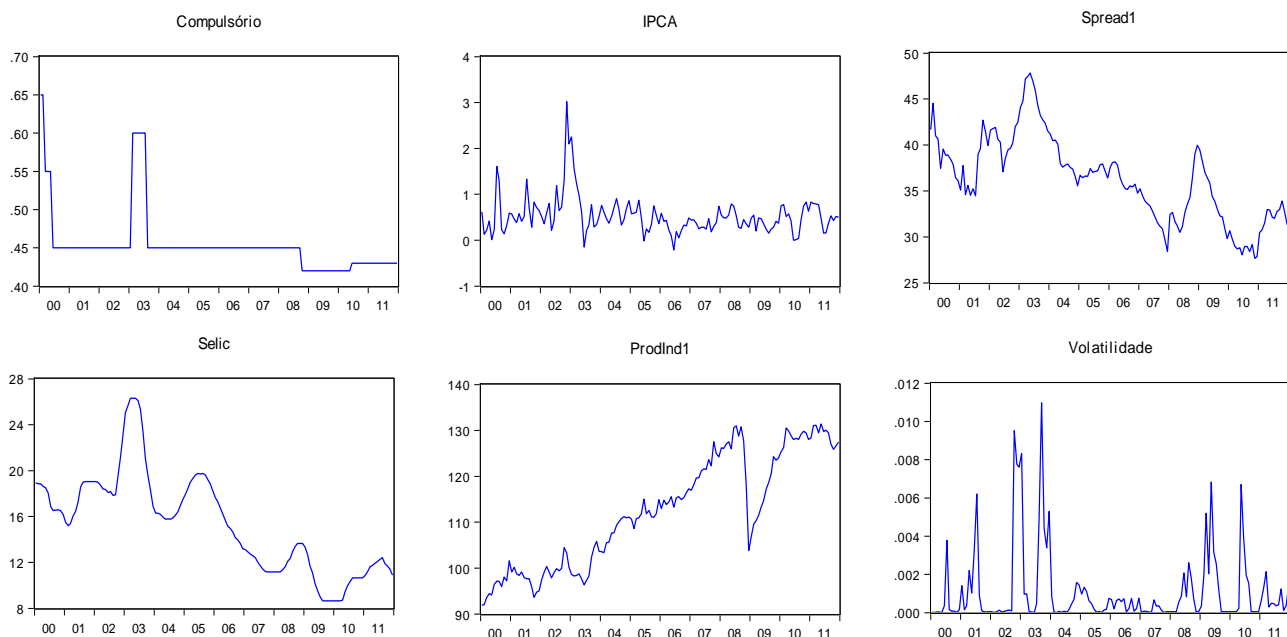
Com o VAR estimado, obteve-se as Funções Impulso Resposta pela decomposição de Choleski, cuja ordem das variáveis influencia nos resultados do modelo. Portanto, a ordenação destas se baseou nos pressupostos da teoria econômica e o teste de causalidade de Granger. Posteriormente, foi realizada a decomposição da variância do *spread*, para verificar a participação de todas as variáveis nas oscilações deste.

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 utilizou-se teste Jarque-Bera para verificar a normalidade dos resíduos, sua hipótese nula é que os resíduos são normais, portanto busca-se aceitar  $H_0$ .

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

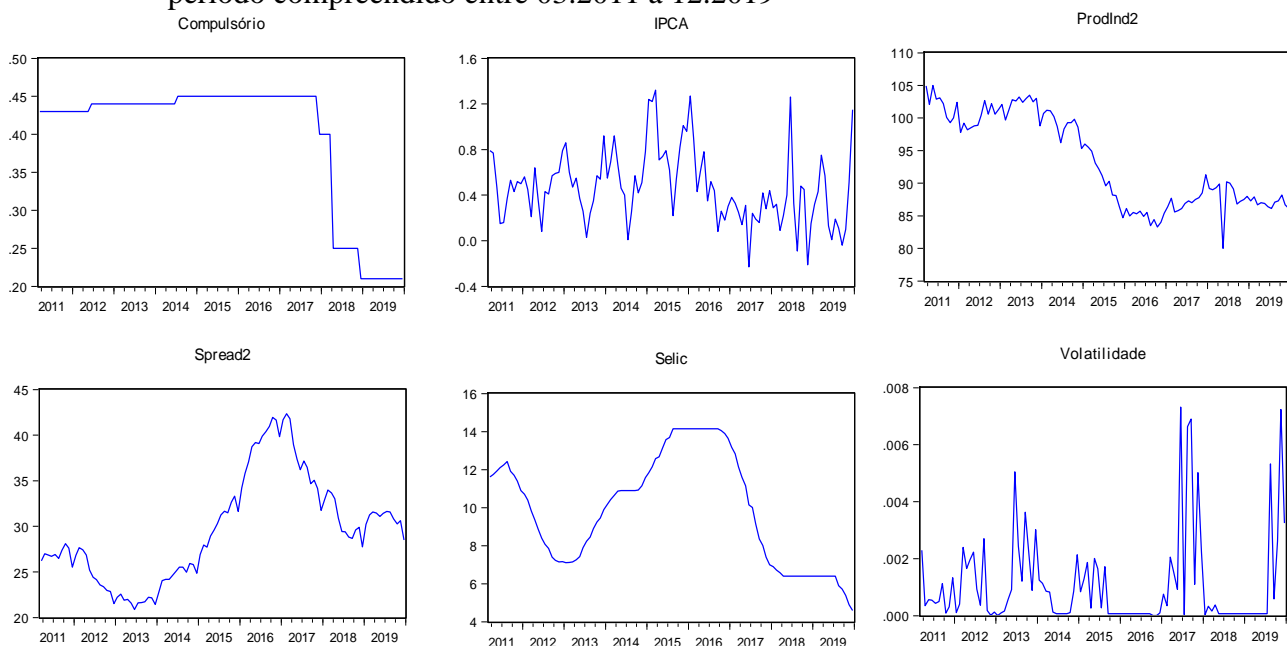
As Figuras 1 e 2 apresentam a dinâmica das variáveis empregadas no processo de estimação nos períodos 01.1999-12.2011 e 03.2011-12.2019. Com base nesta análise gráfica é possível inferir a presença de constante ou tendência temporal, as quais devem ser incluídas nos testes de raiz unitária.

Figura 1 – Dinâmica das variáveis empregadas no processo de estimativa em nível ao longo do período compreendido entre 01.2000 a 12.2011



Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Figura 2 – Dinâmica das variáveis empregadas no processo de estimativa em nível ao longo do período compreendido entre 03.2011 a 12.2019



Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

A Tabela 1 apresenta os testes de raiz unitária ADF e KPSS das séries, visando verificar se as séries são estacionárias. 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 sendo testadas na primeira diferença, contudo, estas séries foram classificadas como estacionárias pelo outro teste. Optou-se por utilizar todas as séries em nível no modelo, seguindo Oreiro *et al.* (2006) que destaca a recomendação do criador do método VAR, Sims (1980), de utilizar as variáveis em nível para obter as relações existentes entre as variáveis.

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

<b>Período: 01.2000-12.2011</b>							
<b>Variáveis</b>	<b>Teste</b>	<b>Variável</b>	<b>Constante</b>	<b>Tendência</b>	<b>Estatística t</b>	<b>Valor Crítico (5%)</b>	<b>Resultado (5%): Pode-se ... H0</b>
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	Não Rejeitar
	KPSS	No nível	Sim	Sim	0,078185	0,146000	Não Rejeitar
<b>Período: 03.2011-12.2019</b>							
<b>Variáveis</b>	<b>Teste</b>	<b>Variável</b>	<b>Constante</b>	<b>Tendência</b>	<b>Estatística t</b>	<b>Valor Crítico (5%)</b>	<b>Resultado (5%): Pode-se ... H0</b>
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 melhor número de defasagens para se obter ruídos brancos para todas as variáveis endógenas, observa-se que a ordem do modelo VAR deve ser a que possui mais critérios indicados pelo asterisco.

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.

Com base nos dados da Tabela 2 e no teste de autocorrelação (Vide apêndice), optou-se por um VAR de ordem 2 nos dois períodos analisados. A Tabela 3, na sequência, apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger/BlockExogeneity Wald, este instrumento tem como função a determinação da precedência temporal entre as variáveis do modelo.

Tabela 3 – Causalidade de Granger/BlockExogeneity Wald Tests

Período: 01.2000-12.2011										
Variável dependente										
	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	-	-
<b>Total</b>	<b>10,237</b>	<b>0,249</b>	<b>20,481</b>	<b>0,009</b>	<b>21,532</b>	<b>0,006</b>	<b>29,363</b>	<b>0,000</b>	<b>56,449</b>	<b>0,000</b>

Período: 03.2011-12.2019										
Variável dependente										
	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	-	-
<b>Total</b>	<b>6,583</b>	<b>0,582</b>	<b>11,296</b>	<b>0,186</b>	<b>22,694</b>	<b>0,004</b>	<b>24,557</b>	<b>0,002</b>	<b>31,404</b>	<b>0,000</b>

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,



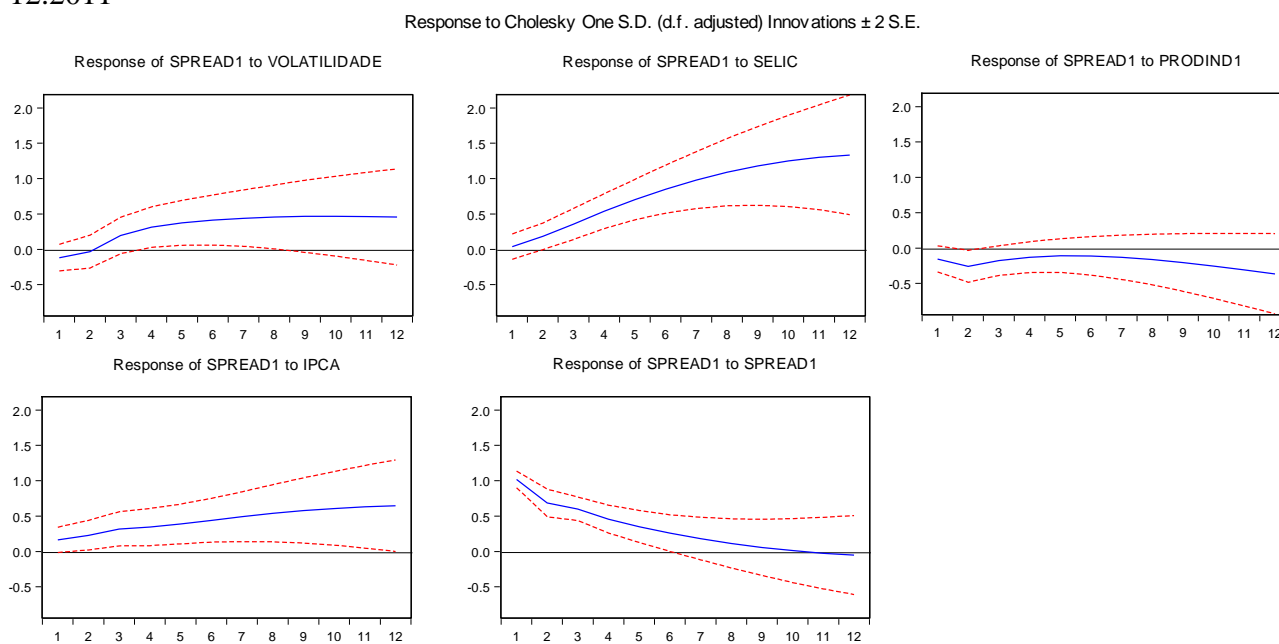
Produção industrial, IPCA, Spread. No período 03.2011-12.2019 tem-se: Volatilidade, Produção industrial, IPCA, Selic, Spread.

Assim, com base no teste de causalidade de Granger e na teoria econômica 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. Contudo, a análise do VAR é realizada por meio das funções impulso-resposta e da decomposição da variância do *spread*.

Cabe destacar que, como no caso do Oreiro *et al.* (2006), o teste de normalidade dos resíduos rejeitou a hipótese nula de normalidade, de forma semelhante ao dos autores, optou-se por continuar a análise apesar deste problema<sup>12</sup>. O teste de estabilidade, *Graph Root*, apontou que as séries, de ambos os períodos, são conjuntamente estacionárias, portanto, ambos os sistemas são estáveis.

As figuras 3 e 4 apresentam as funções impulso-resposta, que apresentam a resposta da variável *spread*, crescimento ou queda, nos doze meses seguintes ao choque exógeno em cada uma das demais variáveis endógenas do modelo. Também utilizou-se a decomposição de Choleski, cuja ordem das variáveis influencia nos resultados do modelo, 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* no período 01.2000-12.2011



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

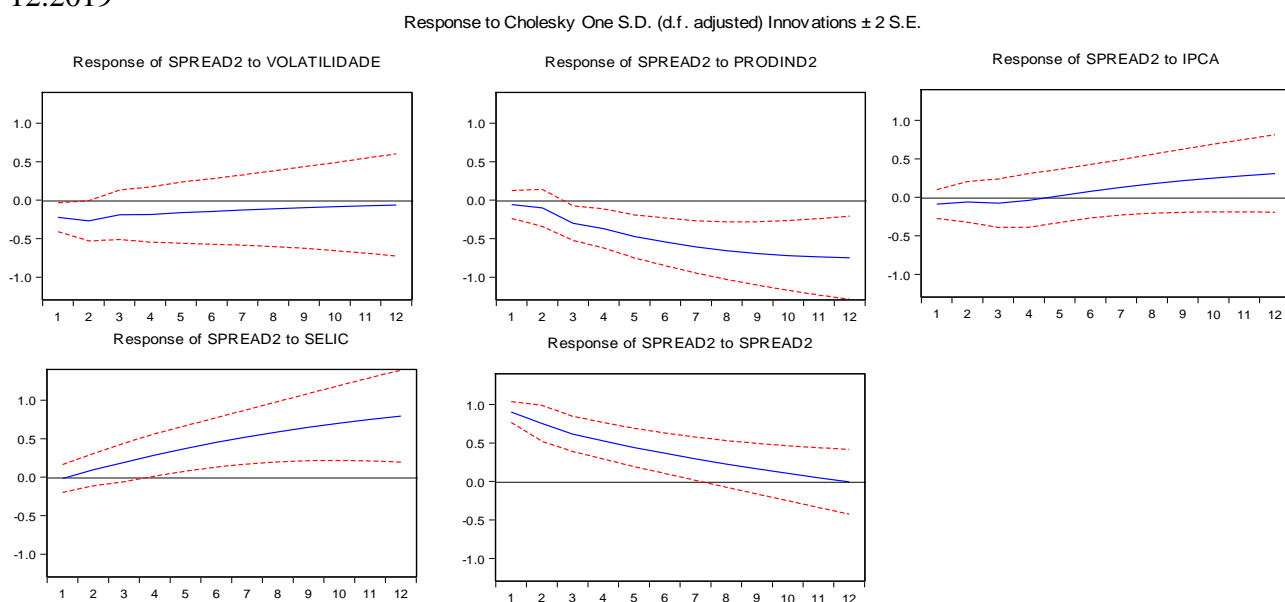
Com base na observação da Figura 3 nota-se que o spread bancário no período de 01.2000 a 12.2011 respondeu mais aos choques: na Selic, na volatilidade e no IPCA, proxy para a inflação, do que no produto industrial, que representa o nível de atividade econômica. Contudo, enquanto um

12 “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).

aumento do nível de atividade econômica contribuiria para a redução do *spread* bancário, o efeito de aumento na taxa de juros básica da economia, na volatilidade destes (*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 os dados do período de 03.2011 a 12.2019 apontam maior relevância dos choques na Selic, na inflação e na atividade econômica, do que no risco de taxa de juros. Neste período, um aumento do nível de atividade econômica, também contribuiria para a redução do *spread* bancário, assim como, o efeito de um aumento na taxa de juros básica da economia, na volatilidade destes (*proxy* para risco de taxa de juros do banco) e na inflação, acarretaria aumento no *spread* bancário brasileiro.

Figura 4 – Funções Impulso-Resposta – Decomposição de Choleski do *Spread* no período 03.2011-12.2019



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

A decomposição da variância do *spread* bancário nos dois períodos analisados, exposta na Tabela 3, mostra que a contribuição da volatilidade da Selic, produção industrial e IPCA é muito baixa nos primeiros meses após o choque, mas tende a aumentar nos seguintes. No período de 01.2000 a 12.2011 destaca-se que no mês 12, 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.

No período de 03.2011 a 12.2019, com base no mês 12, 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. Embora a variação na volatilidade da taxa Selic explique inicialmente apenas de 3,0% da variação no *spread* bancário brasileiro, no 12º mês após o choque, esta variável possui maior peso na variação do *spread* que a inflação.

Tabela 3 – Decomposição da variância *Spread*

Mês	Período: 01.2000-12.2011					Período: 03.2011-12.2019				
	VOLAT.	SELIC	PRODIND1	IPCA	SPREAD1	VOLAT.	PRODIND2	IPCA	SELIC	SPREAD2
1	1,2872	0,1234	2,1654	2,4047	94,0193	5,7030	0,3627	0,9043	0,0339	92,9662
2	0,8913	2,0183	5,2829	4,5544	87,2532	7,9585	0,8638	0,7487	0,6255	89,8052
3	2,2177	6,8284	5,1523	7,5358	78,2658	7,6044	4,9546	0,8342	2,2037	84,4031
4	4,8319	14,5331	4,4836	9,5623	66,5891	7,3887	9,1577	0,7228	4,9276	77,8033
5	7,2113	23,4644	3,7532	11,0966	54,4746	6,8657	14,4664	0,6013	8,3827	69,6838
6	8,8781	32,0934	3,1528	12,3211	43,5546	6,2550	19,6301	0,6537	12,2441	61,2167
7	9,8600	39,5434	2,7281	13,2863	34,5822	5,5802	24,3752	0,9105	16,1537	52,9804
8	10,3210	45,5666	2,4866	14,0149	27,6109	4,9247	28,3258	1,3247	19,9083	45,5165
9	10,4335	50,2534	2,4190	14,5481	22,3460	4,3233	31,4358	1,8347	23,3812	39,0250
10	10,3334	53,8174	2,5104	14,9299	18,4088	3,7945	33,7421	2,3924	26,5261	33,5450
11	10,1140	56,4852	2,7450	15,1964	15,4594	3,3397	35,3562	2,9646	29,3348	29,0047
12	9,8340	58,4535	3,1075	15,3743	13,2308	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).

### 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 elevados.

Ao longo do presente trabalho, verificou-se que no Brasil a relação crédito/PIB ainda é baixa e, além disso, a tendência de queda no *spread* bancário dos últimos anos observada em diversos países emergentes não fora observada no Brasil. Neste contexto, não surpreende que o Brasil apresente a maior taxa de juros entre as economias analisadas, que inclui Argentina, China, Índia, Indonésia, México, Rússia e África do Sul.

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, a taxa de juros cobrada nos empréstimos, tanto para pessoa física quanto para pessoa jurídica, continuou significativamente elevada. Isso é verificado,

especialmente em relação à taxa Selic, pois nota-se que as reduções nas taxas de juros médias cobradas foram menores que as quedas na taxa básica. Com o fim das políticas direcionadas à redução do *spread* bancário, este 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, esta foi realizada em dois períodos, 01/2000 a 12/2011 e 03/2011 a 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 desta (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 deste, 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*.

A decomposição da variância do *spread* mostra que no período de 2000 a 2011 a variação deste é explicada principalmente pelas variações na Selic, na inflação e no risco de taxa de juros dos bancos, e no período de 2011 a 2019 pelas variações na taxa de juros, no nível de atividade econômica e na inflação. Chama a atenção o fato de que, que nos últimos anos aumentou a importância do nível da atividade econômica entre os principais determinantes macroeconômicos do *spread* bancário. Esse 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 são investidos no consumo e no investimento, de modo a estimular o setor produtivo, impactam positivamente no crescimento contribuindo para a melhoria do ambiente como um todo.

## REFERÊNCIAS

ALENCAR, Leonardo S.; Daniel B. Leite e Sérgio G. Ferreira: “Spread bancário: um estudo cross-country” in Banco Central do Brasil: Relatório de Economia Bancária e Crédito. 2007; Brasília: Banco Central do Brasil, 2007.

BCB – Banco Central do Brasil. *Séries Temporais*. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* n° 2.700, de 28 de junho de 1996. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=2700>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 2.927, de 08 de setembro de 1999. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=2927>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 2.969, de 29 de março de 2000. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=2969>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 2.983, de 07 de junho de 2000. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=2983>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 2.986, de 23 de junho de 2000. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=2986>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.002, de 24 de agosto de 2000. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3002>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.087, de 05 de março de 2002. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3087>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.134, de 10 de julho de 2002. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3134>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.177, de 19 de fevereiro de 2003. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3177>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.199, de 08 de agosto de 2003. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3199>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.274, de 10 de fevereiro de 2005. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3274>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.413, de 14 de outubro de 2008. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3413>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.497, de 24 de junho de 2010. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3497>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.632, de 21 de fevereiro de 2013. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3632>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.867, de 19 de dezembro de 2017. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3867>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular* nº 3.888, de 28 de março de 2018. Disponível em:<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3888>. Acesso em: 31.01.2020.

\_\_\_\_\_. *Circular nº 3.917*, de 22 de novembro de 2018. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/exibenormativo?tipo=Circular&numero=3917>. Acesso em: 31.01.2020.

BRASIL. SENADO FEDERAL. Crédito e Spread—Custo da Intermediação Bancária. *Brasília: Senado*, 2010. Disponível em: <http://www2.senado.leg.br/bdsf/handle/id/496292>. Acesso em 21/02/2020.

CASTRO, L. B. In: GIAMBIAGI, f.; CASTRO, L. B.; HERMANN, J.; VILLELA, A. *Economia Brasileira Contemporânea - 1945-2015*. 3ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.

CAMURI, P. A. *Dívida pública, política fiscal e restrição externa no Brasil: 1994-2004*. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2005.

CHAN, M. *Modelos de Previsão de Inflação e Estudo da Dinâmica Inflacionária Brasileira*. 2009. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Mestrado de Finanças e Economia Empresarial, Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, 2009.

CARLEIAL, L. M. F. Política econômica, mercado de trabalho e democracia: o segundo governo Dilma Rousseff. *Estudos Avançados*, vol.29, nº.85, São Paulo, set-dez 2015

GELOS, R. Gaston: “Banking Spreads in Latin America”. in IMF Working Paper, 06/44, 29 p., 2006.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5 ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HERMANN, J. In: GIAMBIAGI, f.; CASTRO, L. B.; HERMANN, J.; VILLELA, A. *Economia Brasileira Contemporânea - 1945-2015*. 3ª edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. SIDRA. Pesquisa industrial mensal. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pim-pf-brasil/tabelas>. Acesso em: 31.01.2020.

KLEIN, M. A. A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 3, n. 2, p. 205–218, 1971.

LANYI, A; SARACOGLU, R. The importance of interest rates in developing economies. *Finance and Development*, v. 20, n. 2, p. 20, 1983.

MINSKY, H. *Stabilizing an unstable economy*. New Haven, Yale University Press, 1986.

OREIRO, J. L. C.; PAULA, L. F.; SILVA, G. J. C.; ONO, F. H. Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*. São Paulo, v. 10, n. 4, p. 609-634, out./dez. 2006.

SCHUMPETER, J. A. *Teoria do desenvolvimento econômico: Uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico*. São Paulo: Abril Cultural, [1911, (1982)].

SILVA, T. G.; RIBEIRO, E. P.; MODENESI, A. M. Determinantes macroeconômicos e o papel das expectativas: uma análise do *spread* bancário no Brasil (2003-2011). *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 46, n. 3, p. 643-673, 2016.

SOUZA, R. M. L. de: Estrutura e determinantes do *spread* bancário no Brasil: uma resenha comparativa da literatura empírica. Tese de Mestrado, UERJ, setembro de 2006.

WORLD BANK. World Development Indicators. Disponível em: <<http://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/>>. Acesso em: 27 fev. 2020.

## APÊNDICE A – VAR

Figura 5 – VAR período 03/2000 a 12.2011

Vector Autoregression Estimates

Date: 02/21/20 Time: 16:53

Sample (adjusted): 2000M03 2011M12

Included observations: 142 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	VOLATILIDADE	SELIC	PRODIND1	IPCA	SPREAD1
VOLATILIDADE(-1)	0.501884 (0.09135) [ 5.49402]	6.656769 (17.5090) [ 0.38019]	65.41345 (117.461) [ 0.55689]	46.08516 (16.1934) [ 2.84593]	4.238646 (58.3748) [ 0.07261]
VOLATILIDADE(-2)	0.017759 (0.09153) [ 0.19402]	-9.837197 (17.5435) [-0.56073]	-108.7307 (117.693) [-0.92385]	-33.80922 (16.2253) [-2.08373]	72.94957 (58.4899) [ 1.24722]
SELIC(-1)	0.000324 (0.00032) [ 1.00447]	1.686440 (0.06187) [ 27.2576]	-0.916338 (0.41507) [-2.20769]	0.205772 (0.05722) [ 3.59604]	0.418752 (0.20628) [ 2.03006]
SELIC(-2)	-0.000255 (0.00034) [-0.76060]	-0.708062 (0.06424) [-11.0214]	0.830042 (0.43099) [ 1.92589]	-0.196714 (0.05942) [-3.31073]	-0.179666 (0.21419) [-0.83882]
PRODIND1(-1)	7.60E-05 (6.8E-05) [ 1.12084]	-0.019290 (0.01299) [-1.48506]	0.979070 (0.08714) [ 11.2356]	0.008372 (0.01201) [ 0.69691]	-0.076710 (0.04331) [-1.77134]
PRODIND1(-2)	-6.36E-05 (6.4E-05) [-0.98691]	0.010046 (0.01236) [ 0.81286]	-0.063527 (0.08291) [-0.76620]	-0.011985 (0.01143) [-1.04853]	0.084931 (0.04120) [ 2.06121]
IPCA(-1)	3.32E-05 (0.00050) [ 0.06634]	0.145922 (0.09593) [ 1.52118]	-0.200860 (0.64354) [-0.31212]	0.549751 (0.08872) [ 6.19656]	0.434039 (0.31982) [ 1.35714]
IPCA(-2)	1.77E-05 (0.00051) [ 0.03454]	0.218914 (0.09847) [ 2.22325]	0.774974 (0.66057) [ 1.17319]	-0.081409 (0.09107) [-0.89395]	0.204514 (0.32828) [ 0.62298]
SPREAD1(-1)	-9.55E-06 (0.00013) [-0.07327]	-0.031312 (0.02498) [-1.25350]	-0.472514 (0.16758) [-2.81967]	-0.000282 (0.02310) [-0.01222]	0.672054 (0.08328) [ 8.06970]
SPREAD1(-2)	0.000110 (0.00013) [ 0.85488]	0.007229 (0.02475) [ 0.29203]	0.284633 (0.16607) [ 1.71394]	0.005224 (0.02289) [ 0.22819]	0.115725 (0.08253) [ 1.40219]
C	0.002468 (0.00468) [ 0.52714]	2.282012 (0.89753) [ 2.54254]	13.42634 (6.02121) [ 2.22984]	1.309676 (0.83009) [ 1.57775]	5.344499 (2.99236) [ 1.78605]
COMP	-0.017855 (0.00551) [-3.23805]	-0.540243 (1.05685) [-0.51118]	9.136925 (7.09002) [ 1.28870]	-2.089413 (0.97744) [-2.13764]	-6.052265 (3.52353) [-1.71767]
R-squared	0.395765	0.995076	0.971602	0.553548	0.950913
Adj. R-squared	0.344637	0.994659	0.969199	0.515771	0.946760
Sum sq. resids	0.000351	12.89775	580.4749	11.03233	143.3650
S.E. equation	0.001643	0.314982	2.113100	0.291314	1.050147
F-statistic	7.740736	2388.186	404.3478	14.65313	228.9420
Log likelihood	715.1413	-31.17632	-301.4587	-20.08448	-202.1685
Akaike AIC	-9.903399	0.608117	4.414911	0.451894	3.016458
Schwarz SC	-9.653611	0.857905	4.664699	0.701682	3.266246
Mean dependent	0.001136	15.28711	112.6866	0.533662	36.19162
S.D. dependent	0.002030	4.310008	12.04038	0.418636	4.551233
Determinant resid covariance (dof adj.)		8.89E-08			
Determinant resid covariance		5.71E-08			
Log likelihood		176.6683			
Akaike information criterion		-1.643215			
Schwarz criterion		-0.394274			
Number of coefficients		60			

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

Figura 6 – VAR período 03.2011 a 12.2019

Vector Autoregression Estimates

Date: 02/21/20 Time: 16:52

Sample (adjusted): 2011M05 2019M12

Included observations: 104 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	VOLATILIDADE	PRODIND2	IPCA	SELIC	SPREAD2
VOLATILIDADE(-1)	0.206632 (0.10734) [ 1.92496]	-114.2511 (124.979) [-0.91416]	21.45647 (17.1921) [ 1.24804]	30.61666 (13.3602) [ 2.29162]	-20.99851 (65.9381) [-0.31846]
VOLATILIDADE(-2)	0.236635 (0.11279) [ 2.09798]	-33.88129 (131.322) [-0.25800]	0.493408 (18.0647) [ 0.02731]	-20.66443 (14.0383) [-1.47200]	29.79374 (69.2847) [ 0.43002]
PRODIND2(-1)	3.48E-05 (8.4E-05) [ 0.41323]	0.448553 (0.09816) [ 4.56968]	-0.047850 (0.01350) [-3.54372]	-0.005842 (0.01049) [-0.55679]	-0.024152 (0.05179) [-0.46637]
PRODIND2(-2)	-1.42E-05 (8.4E-05) [-0.16865]	0.367382 (0.09817) [ 3.74242]	0.025588 (0.01350) [ 1.89483]	-0.004634 (0.01049) [-0.44163]	-0.104635 (0.05179) [-2.02028]
IPCA(-1)	0.000205 (0.00066) [ 0.31100]	-0.076579 (0.76738) [-0.09979]	0.552684 (0.10556) [ 5.23571]	-0.078753 (0.08203) [-0.96002]	-0.004182 (0.40486) [-0.01033]
IPCA(-2)	-0.001102 (0.00064) [-1.71753]	-0.531480 (0.74685) [-0.71163]	-0.153089 (0.10274) [-1.49010]	0.197766 (0.07984) [ 2.47707]	-0.122550 (0.39404) [-0.31101]
SELIC(-1)	0.000202 (0.00069) [ 0.29188]	-1.068466 (0.80721) [-1.32366]	-0.018689 (0.11104) [-0.16831]	1.637898 (0.08629) [ 18.9812]	0.654267 (0.42588) [ 1.53627]
SELIC(-2)	-0.000354 (0.00074) [-0.47853]	0.905387 (0.86013) [ 1.05261]	0.058350 (0.11832) [ 0.49315]	-0.634068 (0.09195) [-6.89591]	-0.447084 (0.45380) [-0.98520]
SPREAD2(-1)	0.000117 (0.00017) [ 0.67934]	-0.217680 (0.20042) [-1.08613]	-0.037802 (0.02757) [-1.37116]	-0.001397 (0.02142) [-0.06523]	0.837540 (0.10574) [ 7.92079]
SPREAD2(-2)	-5.43E-05 (0.00017) [-0.32283]	0.056745 (0.19582) [ 0.28978]	-0.001120 (0.02694) [-0.04159]	-0.020045 (0.02093) [-0.95757]	-0.018417 (0.10332) [-0.17826]
C	-0.002597 (0.00808) [-0.32149]	19.92485 (9.40377) [ 2.11882]	3.096814 (1.29358) [ 2.39398]	1.433755 (1.00526) [ 1.42625]	15.35345 (4.96138) [ 3.09459]
COMP	0.003454 (0.00371) [ 0.93217]	9.553794 (4.31454) [ 2.21433]	-0.026790 (0.59351) [-0.04514]	0.120683 (0.46123) [ 0.26166]	0.216415 (2.27633) [ 0.09507]
R-squared	0.238870	0.942136	0.475390	0.996241	0.977193
Adj. R-squared	0.147865	0.935218	0.412665	0.995792	0.974466
Sum sq. resids	0.000213	288.2370	5.454255	3.293872	80.23260
S.E. equation	0.001520	1.770031	0.243486	0.189217	0.933859
F-statistic	2.624807	136.1768	7.578948	2216.734	358.3556
Log likelihood	533.6476	-200.5780	5.726127	31.95140	-134.0776
Akaike AIC	-10.03168	4.088039	0.120651	-0.383681	2.809185
Schwarz SC	-9.726562	4.393161	0.425773	-0.078559	3.114307
Mean dependent	0.001080	93.11827	0.461058	9.853462	29.71231
S.D. dependent	0.001647	6.954300	0.317710	2.916834	5.844214
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.71E-09			
Determinant resid covariance		5.26E-09			
Log likelihood		253.4273			
Akaike information criterion		-3.719757			
Schwarz criterion		-2.194147			
Number of coefficients		60			

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.



## APÊNDICE B– TESTES DE CORRELAÇÃO SERIAL DOS RESÍDUOS

Figura 7 – Teste de correlação serial dos resíduos dos dois períodos analisados

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 02/26/20 Time: 11:16

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 142

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	28.17040	25	0.3001	1.132951	(25, 451.0)	0.3004
2	31.96362	25	0.1591	1.290846	(25, 451.0)	0.1593
3	27.26253	25	0.3429	1.095352	(25, 451.0)	0.3432
4	39.36249	25	0.0339	1.602579	(25, 451.0)	0.0340
5	24.57118	25	0.4866	0.984324	(25, 451.0)	0.4869
6	31.71611	25	0.1664	1.280504	(25, 451.0)	0.1666
7	30.55131	25	0.2043	1.231906	(25, 451.0)	0.2046
8	17.95665	25	0.8442	0.714181	(25, 451.0)	0.8444

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	28.17040	25	0.3001	1.132951	(25, 451.0)	0.3004
2	71.83710	50	0.0231	1.467463	(50, 532.4)	0.0234
3	113.4593	75	0.0028	1.566448	(75, 535.9)	0.0029
4	154.2682	100	0.0004	1.619219	(100, 521.8)	0.0004
5	175.5035	125	0.0020	1.467476	(125, 502.0)	0.0022
6	210.0851	150	0.0009	1.475660	(150, 479.8)	0.0011
7	237.1244	175	0.0012	1.428399	(175, 456.5)	0.0017
8	262.6065	200	0.0020	1.381819	(200, 432.7)	0.0031

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 02/26/20 Time: 11:18

Sample: 2011M03 2019M12

Included observations: 104

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	46.79815	25	0.0052	1.942985	(25, 309.8)	0.0052
2	24.65569	25	0.4818	0.988366	(25, 309.8)	0.4825
3	66.23018	25	0.0000	2.836698	(25, 309.8)	0.0000
4	34.30703	25	0.1015	1.396386	(25, 309.8)	0.1019
5	26.96434	25	0.3577	1.084854	(25, 309.8)	0.3583
6	23.24680	25	0.5632	0.929822	(25, 309.8)	0.5638
7	38.51319	25	0.0412	1.578075	(25, 309.8)	0.0414
8	20.47440	25	0.7215	0.815367	(25, 309.8)	0.7220

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	46.79815	25	0.0052	1.942985	(25, 309.8)	0.0052
2	100.3760	50	0.0000	2.151293	(50, 359.1)	0.0000
3	149.9070	75	0.0000	2.208920	(75, 353.9)	0.0000
4	170.9722	100	0.0000	1.878262	(100, 336.4)	0.0000
5	201.7597	125	0.0000	1.786579	(125, 315.0)	0.0000
6	241.1319	150	0.0000	1.815368	(150, 291.9)	0.0000
7	284.4428	175	0.0000	1.884875	(175, 268.1)	0.0000
8	300.8264	200	0.0000	1.712692	(200, 243.8)	0.0000

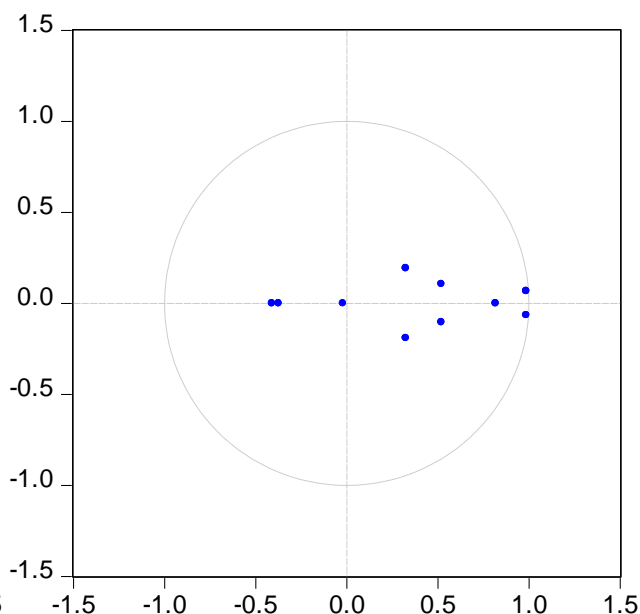
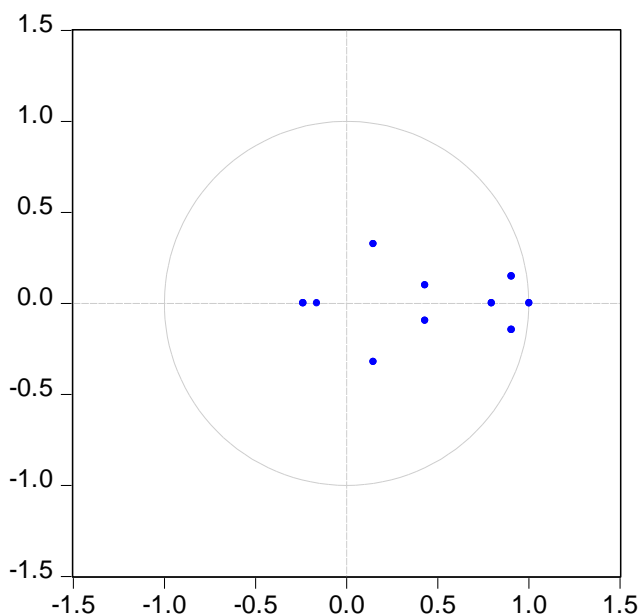
\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## APÊNDICE C – TESTES DE ESTABILIDADE

Figura 8 – Teste de estabilidade dos dois períodos analisados

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fonte: Elaboração própria com base nos dados.