



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA - MPE

ANDRÉ MASCARENHAS ROCHA

ESTUDO SOBRE O *SPREAD* BANCÁRIO NO BRASIL (2011-2014)

FORTALEZA

2015

ANDRÉ MASCARENHAS ROCHA

ESTUDO SOBRE O *SPREAD* BANCÁRIO NO BRASIL (2011-2014)

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Finanças e Seguros.

Orientador: Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo

FORTALEZA

2015

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós Graduação em Economia - CAEN

-
- R672e Rocha, André Mascarenhas
Estudo sobre *spread* bancário no Brasil (2011-2014)/ André Mascarenhas Rocha. – 2015.
38p. il. color., enc. ; 30 cm.
- Dissertação (Mestrado Profissional) – Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN,
Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.
Orientador: Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo.
1. Administração bancária I. Título.

CDD 330

ANDRÉ MASCARENHAS ROCHA

ESTUDO SOBRE O *SPREAD* BANCÁRIO NO BRASIL (2011-2014)

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Finanças e Seguros.

Aprovada em: **25 de fevereiro de 2015.**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Jair Andrade de Araújo (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. João Mário Santos de França
Universidade Federal do Ceará – UFC

Profa. Dra. Guaracyane Lima Campêlo
Universidade Federal do Ceará – UFC

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo principal realizar um estudo sobre o *spread* bancário no Brasil durante o período de 2011 a 2014, analisando os seus principais determinantes e construindo um modelo de previsão. Foi utilizado o modelo econométrico dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, adicionalmente, foi feito um modelo de previsão do *spread*. A base de dados utilizada foi extraída do Banco Central do Brasil (BCB): *spread* médio das operações de crédito, Inadimplência da carteira de crédito (pessoa física e jurídica), recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras e o endividamento das famílias com o Sistema Financeiro Nacional. Dentre outros resultados obtidos, verificou-se que caso ocorra um aumento de 1% da inadimplência do crédito de pessoas físicas haverá um aumento de 0,38% do *Spread* médio no Brasil. Por outro lado, uma elevação de 1% da inadimplência de crédito de pessoa jurídica elevará o *spread* médio em 0,63%. Sem dúvida, isso mostra a importância dessas duas variáveis na determinação do *spread* médio pelos bancos brasileiros. Por outro lado, o modelo de previsão utilizado permitiu concluir que do período de dezembro de 2014 a junho de 2015 o *Spread* médio será de aproximadamente 13% em Janeiro; 12,66% em Fevereiro; 12,63% em março; 12,74% em Abril e 12,87% em Maio e 13,14% em junho de 2015.

Palavras-Chave: *Spread* bancário. Determinantes macroeconômicos do *spread*. Modelo de previsão.

ABSTRACT

This paper aims to conduct a study on the banking spread in Brazil during the period from 2011 to 2014, analyzing its main determinants and building a predictive model. We used the econometric model of Ordinary Least Squares (OLS) and additionally was done a spread prediction model. The database used was taken from the Central Bank of Brazil (BCB): average spread of loans, Bad debt loan portfolio (individual and corporate), reserve requirements of financial institutions and the household debt to the National Financial System. Among other results, it was found that if an increase of 1% of physical persons of credit default there will be an increase of 0.38% of the average spread in Brazil. On the other hand, an increase of 1% of corporate credit default raise the average spread 0.63%. No doubt, this shows the importance of these two variables in determining the average spread for Brazilian banks. On the other hand the forecasting model concluded that the period December 2014 to June 2015, it was found that during this period the average Spread will be approximately 13% in January; 12.66% in February; 12.63% in March; 12.74% in April and 12.87% in May to 13.14% in June 2015.

Keywords: Banking spread. Macroeconomic determinants of spread. Forecasting model.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - <i>Spread</i> médio das operações de crédito - total (p.p.).....	26
Gráfico 2 - Inadimplência da carteira de crédito (pessoa física e jurídica) em p.p.....	27
Gráfico 3 - Recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - Saldo total (bilhões).....	27
Gráfico 4 - Resultados da Previsão do <i>Spread</i> médio com ARIMA (1,1).....	32

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultados dos Modelos de Regressão para spread Bancário.....	28
Tabela 2 - Resultados dos Modelos de Regressão para spread Bancário.....	29
Tabela 3 - Teste de Dicky-Fuller para a Série Spread médio (2011 a 2014).....	30
Tabela 4 - Estimação do Modelo ARIMA (1,1) para o Spread no período estudado.....	31

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
2	REFERENCIAL TEÓRICO	10
2.1	Principais evidências empíricas sobre o estudo do <i>spread</i> bancário conforme a literatura internacional	10
2.2	Principais evidências empíricas sobre o estudo do <i>spread</i> bancário conforme a literatura nacional	14
3	METODOLOGIA	18
3.1	Modelo econométrico	18
3.2	Modelo de previsão	19
3.2.1	<i>Estacionariedade e teste de raiz unitária</i>	19
3.2.2	<i>Teste de Dickey-Fuller (ADF)</i>	20
3.3	Modelos AR, MA e ARIMA	20
3.3.1	<i>O modelo AR</i>	20
3.3.2	<i>O modelo MA (1)</i>	21
3.3.3	<i>O modelo ARIMA</i>	22
3.4	Medidas de eficiência e controle de predição	23
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES	26
4.1	Análise gráfica da base de dados	26
4.2	Resultados do modelo de condicionantes	28
4.3	Resultados do modelo de previsão	30
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	33
	REFERÊNCIAS	35

1 INTRODUÇÃO

O elevado nível de *spread* bancário brasileiro tem sido um dos temas relevantes discutidos entre os formuladores de política pública e a academia econômica e financeira. O principal determinante desse aumento é a alta taxa básica de juros SELIC (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), sendo esta a variável utilizada como um dos instrumentos para desaquecer a demanda e atingir a meta inflacionária, visando manter a estabilidade macroeconômica.

Com a implementação do Regime de Metas de Inflação (RMI) em 1999, o Banco Central Brasileiro (BCB) deu ênfase a estudos sobre o *spread* bancário, sendo esse o órgão responsável pelo seu cálculo e monitoramento. A política monetária brasileira é conduzida dentro do RMI, em que neste, o combate à inflação se dá majoritariamente com a manipulação da taxa básica de juros (SELIC), definida a cada 45 dias pelo Comitê de Política Monetária (Copom) com o intuito de perseguir a meta inflacionária estabelecida anualmente.

O *spread* bancário é a diferença entre as taxas de juros cobradas pelas instituições financeiras e a taxa de juros de aplicação dos bancos, ou seja, representa a diferença entre as taxas de juros básicas (de captação) e as taxas finais (custo ao tomador). Quando se trata de *spreads* bancários brasileiros, adota-se a definição do Banco Central segundo o qual o *spread* bancário é definido como sendo a diferença entre a taxa de empréstimo e a taxa de captação de CDB (Certificado de Depósito Bancário).

O *spread* é um dos principais indicadores do mercado de crédito, pois reflete diretamente a lucratividade em taxa de juros dos bancos. Uma instabilidade macroeconômica com uma alta da taxa da SELIC tende a elevar a inadimplência fazendo com que as instituições financeiras se protejam desse cenário aumentando o *spread* bancário e cobrando maiores taxas de juros. Conseqüentemente, esses agentes restringem a oferta de crédito ao público e aumentam as exigências de concessão dos empréstimos.

Conforme os dados do Fundo Monetário Internacional (FMI, 2010), o Brasil é um dos países com a maior taxa de juros de mercado e *spread* bancário do mundo, apresentando taxas sistematicamente maiores que as de países em desenvolvimento desde 1997.

De acordo com a nota técnica do BCB (2001), a tendência de elevação do *spread* bancário é bastante nítida devido à conjuntura macroeconômica de desaquecimento da economia com possibilidade de racionamento de água e energia elétrica e crises internas e externas (como a da Argentina) o que gera incertezas com efeitos negativos sobre as taxas

ativas dos bancos. O BCB divulga regularmente o Relatório de Economia Bancária e Crédito, contemplando estudos científicos produzidos nessa área.

A literatura econômica referente ao *spread* bancário é ampla, variando em análises microeconômicas e macroeconômicas, além de abordagens econométricas que utiliza modelos de previsão de séries de tempo e modelos utilizando dados em painel. A maior parte dos pesquisadores utilizam basicamente duas metodologias para analisar o *spread* bancário: i) a decomposição contábil do *spread* conforme as operações bancárias (muito usada pelo BCB) e ii) os fatores determinantes do *spread* a partir da influência dos fatores de risco sobre o comportamento do banco ao definir as taxas de juros.

A necessidade de analisar o comportamento do *spread* bancário e a importância dos fatores macroeconômicos na sua determinação foi salientada entre diversos autores, internacionais como, Ho e Saunders (1981), Saunders e Shumacher (2000), Brock e Rojas-Suárez (2000) e Maudos e Guevara (2003), e nacionais, Aronovich (1994), Afanasieff *et al.* (2002), Silva, Oreiro e Paula (2006), Dantas, Medeiros e Capelleto (2011) dentre outros.

Desse modo, o presente trabalho se propõe a realizar um estudo sobre o *spread* bancário no Brasil durante o período de 2011 a 2014, analisando seus principais determinantes e construindo um modelo de previsão. Utilizou-se o modelo econométrico dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, adicionalmente, foi feito um modelo de previsão do *spread*. Tal finalidade tem o intuito de auxiliar as políticas macroeconômicas que visam diminuir a volatilidade da taxa básica de juros, com a estabilidade de preços, promoção do mercado de crédito e aceleração do processo de crescimento econômico.

A presente dissertação está dividida em cinco seções. Inicialmente, na seção 2, será feito o referencial teórico com os principais estudos nacionais e internacionais sobre o *spread* bancário. Na terceira seção especifica-se a metodologia. Na quarta seção são analisados os resultados do modelo e na última são apresentadas as principais considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Principais evidências empíricas sobre o estudo do *spread* bancário conforme a literatura internacional

No âmbito internacional, uma vasta literatura empírica sobre o estudo do *spread* bancário tem sido desenvolvida com intuito de testar empiricamente o modelo teórico de *spread* bancário desenvolvido por Ho e Saunders (1981), cuja metodologia separa a influência sobre o “*spread* puro” das variáveis macroeconômicas (como exemplo, a volatilidade da taxa de juros) da influência das variáveis microeconômicas (como, por exemplo, a estrutura de mercado do setor bancário). Nessa linha de pesquisa pode-se citar Saunders e Shumacher (2000) e Maudos e Guevara (2003).

Em estudo precursor sobre os dados contábeis para os 53 bancos dos Estados Unidos no período entre 1976 e 1979, Ho e Saunders (1981) construíram uma estimativa do *spread ex-post* através do método de regressão em dois estágios para estimar o *spread* “puro” e os determinantes deste. Os resultados encontrados mostram que os bancos irão cobrar uma margem (*mark-up* ou *spread* puro) sobre os serviços de intermediação por conta da incerteza gerada pela não sincronização na oferta de depósitos e demanda de empréstimos. O *mark-up* ótimo sobre os serviços de intermediação dependem do grau de aversão ao risco, da estrutura de mercado, do tamanho das transações bancárias e da variação nas taxas de juros. Concluíram que no primeiro estágio o pagamento implícito de juros e o *spread* puro são determinantes positivos do *spread*. No segundo estágio, encontram-se como determinantes positivos do *spread* puro: a estrutura de mercado, o risco de juros, e como determinante negativo o tamanho dos bancos. Este método foi utilizado por vários autores para calcular os efeitos de diversas variáveis sobre o *spread* de vários países e bancos.

Em um estudo sobre os determinantes das taxas de juros bancárias marginais líquidas (ou *spreads*) para seis países europeus e os Estados Unidos para o período de 1988 a 1995, Saunders e Schumacher (2000) verificaram que a variável macroeconômica de maior impacto sobre o *spread* bancário é o pagamento implícito de juros e que a estrutura de mercado do setor bancário tem pouca influência sobre os *spreads*. A metodologia utilizada foi o modelo desenvolvido por Ho e Saunders (1981). Outro resultado relevante é que a volatilidade da taxa de juros tem um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre o *spread* bancário.

Em um estudo para analisar os determinantes das taxas de *spread* para quatro países do sudeste asiático (Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia) com dados de aproximadamente 118 bancos no período de 1994 a 2001, Doliente (2003) verificou que o sistema financeiro asiático e o sistema latino-americano apresentaram problemas semelhantes. A autora utilizou o modelo de Ho e Saunders (1981) com uma regressão de duas etapas com dados em painel para estimar as variáveis explicativas do *spread ex-post*. Conforme a autora, as variáveis explicativas para o *spread* como o nível de capital do banco e provisões para possíveis perdas nos empréstimos, em alguns países latinos e/ou asiáticos podem apresentar relação negativa.

Também utilizando o modelo de Ho e Saunders (1981), Maudos e Guevara (2004) trabalhando com uma amostra de 1.826 bancos de cinco importantes países da Europa: Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Espanha, no período de 1993 a 2000, encontram a relação positiva com o *spread* tanto para o risco de juros quanto para o risco de crédito, medido pelos empréstimos sobre o ativo total.

Em um estudo sobre os determinantes do *spread* no México entre os anos de 1993 a 2005, Maudos e Solís (2009) estimaram a margem líquida de juros em função do *spread* puro, um vetor de variáveis idiossincráticas e um vetor de fatores macroeconômicos. A metodologia adotada foi o modelo dinâmico system-GMM de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). A amostra utilizada foi um painel não balanceado composto de 43 bancos comerciais. Os resultados apontaram que os *spreads* praticados no México são mais elevados, em comparação aos padrões internacionais, devido aos altos custos de intermediação. Dentre as variáveis mais representativas na determinação da margem líquida de juros estão os custos operacionais médios e o Índice de Lerner.

Demirgüç-Kunt, Laeven e Levine (2004) utilizaram dados de 1.400 bancos, de 72 países num período de 1995 a 1999. Através da regressão em painel com o método de mínimos quadrados generalizados com efeitos não sistemáticos, avaliaram as variáveis explicativas para o *spread ex-post*. Analisaram a regulação, a eficiência das instituições e a estrutura de mercado sobre o *spread*. Dentre os principais resultados obtidos, verificaram que as características individuais dos bancos explicam uma parte substancial da variação dos custos de intermediação financeira.

Em uma pesquisa para cinco países da América Latina (Argentina, Chile, Peru, Colômbia e México) com uma amostra de mais ou menos 235 bancos no período de 1995 a 2001. Peria e Mody (2004) avaliam os efeitos da concentração e da regulação no setor bancário, com atenção especial à questão da entrada de bancos estrangeiros e os respectivos

impactos no *spread ex-post*. Os resultados apontaram que os bancos estrangeiros foram capazes de cobrar *spreads* mais baixos em relação aos bancos nacionais. A concentração bancária foi positivamente e diretamente relacionada com ambos os *spreads* e custos mais elevados.

Em um estudo para o Chile, Brock e Franken (2003) analisaram o impacto de variáveis micro e macroeconômicas na determinação do *spread* com o uso de dados dos balanços dos bancos entre 1994 e 2001. Constroem três diferentes tipos de *spread*: a margem líquida de juros, o *spread* médio e o *spread* longo. O modelo utilizado pelos autores usa uma mistura de outros modelos, como o de Monti-Klein (o *spread* é determinado por uma função de custo) e o modelo de Ho e Saunders (1981) em que são introduzidos os riscos agregados (risco de juros e de câmbio). Introduziram também outros aspectos macroeconômicos de forma a captar o impacto da política monetária. Foram encontrados resultados significativos para quase todas as variáveis, nas três medidas usadas para calcular o *spread*. O modelo com o *spread* médio mostrou-se o melhor e todas as variáveis foram estatisticamente significativas nestas estimações. O pagamento implícito de juros, a volatilidade dos juros e do câmbio, o tamanho dos bancos, o grau de concentração, a inclinação da curva de juros e o hiato do produto relacionaram-se positivamente com o *spread*.

Em um estudo de mais de 2.200 bancos de 85 países, sendo 14 deles da América Latina, no período compreendido entre 1999 e 2002, Gelos (2006) estudou o motivo dos elevados *spreads* encontrados nos países latino-americanos que ocasionam em uma baixa relação crédito/PIB. Foram utilizados modelos econométricos de regressão de painel de efeitos aleatórios, e concluiu que os países da América Latina apresentam elevados *spreads* por três principais motivos: 1) A baixa eficiência do setor bancário; 2) Níveis relativamente elevados de taxa de juros e; 3) Elevado requerimento de reserva por conta dos altos níveis de compulsório. Mostrou que a taxa de juros dos depósitos influenciou positivamente o *spread*, ou seja, um aumento na remuneração dos depósitos aumentará mais que proporcionalmente a taxa cobrada pelo empréstimo.

Utilizando estatísticas bancárias desagregadas de 7900 bancos comerciais de 80 países no período de 1988 a 1995, Demirgüç-Kunt e Huizinga (1999) investigaram os determinantes dos *spreads*. As variáveis independentes utilizadas refletiram as características bancárias, as condições macroeconômicas, a taxação dos bancos, os depósitos compulsórios e a estrutura financeira geral, incluindo indicadores institucionais. Porém, concluem que a taxa de crescimento do PIB real e o PIB per capita não parecem ter, em nível mundial, qualquer impacto estatisticamente significativo sobre os *spreads*. A taxa real de juros tem um efeito

positivo e estatisticamente significativo sobre os *spreads*, mas esse efeito é menor nos países desenvolvidos do que nos países em desenvolvimento.

Em um estudo para a América Latina, Brock e Rojas-Suárez (2000) analisaram empiricamente os determinantes do spread bancário com dados bancários de seis países latino-americanos (Argentina, Bolívia, Colômbia, Chile, México e Peru) no período de 1992 a 1996. Utilizando o modelo econométrico de dados em painel verificaram que a volatilidade da taxa de juros apresentou um impacto positivo e forte sobre o spread bancário na Bolívia e no Chile, mas um efeito negligenciável no México. Outro resultado relevante é que a taxa de crescimento do PIB real teve um impacto negativo sobre os *spreads* no Chile e na Argentina, e negligenciável nos demais países. Concluíram que a influência das variáveis microeconômicas é condicional ao estado de solidez ou fragilidade dos sistemas bancários domésticos.

Samahiya1 e Kaakunga (2014) investigaram os determinantes da taxa de *spread* dos bancos comerciais, distribuídos na Namíbia, usando dados em painel no período de 2004 a 2011. Aplicaram a técnica dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) para identificar as variáveis específicas de cada banco que influenciavam as taxas de *spread*. Os resultados indicaram que os depósitos compulsórios, a liquidez e os custos operacionais são os determinantes das taxas de *spread*. Sugeriram a adoção de políticas que promovam um ambiente de baixa taxa de juros, uma vez que estas reduziriam as margens de juros na economia.

Em um estudo para a Nigéria, Akinlo e Owoyemi (2012) analisaram os determinantes dos *spreads* de taxa de juro utilizando um painel de 12 bancos comerciais para o período 1986 a 2007. Adotadas três modelos econométricos de estimação: Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios. Os resultados indicaram que as reservas mínimas de caixa, empréstimos de risco médio para depósitos totais médios, remuneração aos ativos totais e produto interno bruto tem efeito positivo sobre os *spreads* bancário. Em geral, os resultados sugeriram uma redução nos custos indiretos bancários para moderar os altos *spreads* na Nigéria.

Lucas e Koopman (2005) estimaram o comportamento dos fatores de risco de crédito e suas relações com a economia norte-americana no período de 1927 a 1997. Eles investigam a relação entre inadimplência, *spreads* e PIB. A metodologia utilizada é de VAR tradicional e também VAR com componentes não observados (filtro de kalman). Os resultados do trabalho corroboram a importância entre a ligação das variáveis econômicas e

da taxa de inadimplência. Verificaram que os *spreads* influenciam as taxas de inadimplência e o PIB.

2.2 Principais evidências empíricas sobre o estudo do *spread* bancário conforme a literatura nacional

As pesquisas nacionais referentes à análise dos determinantes do *spread* bancário não tem sido conclusiva a respeito do tema. Muitos resultados divergem ou não se corroboram com os estudos internacionais vistos na seção anterior. Têm-se casos semelhantes com variáveis associadas ao risco, impostos e custo operacional. Alguns trabalhos sugerem que a taxa básica de juros (SELIC) é a variável mais relevante que determina o *spread* bancário. Nos estudos internacionais a taxa de juros possui efeito não sistemático, ora se apresentando de forma positiva ou negativa ou insignificante quanto ao *spread*.

Em um estudo pioneiro sobre os determinantes do *spread* bancário brasileiro, Aronovich (1994) analisou os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o *spread* para a economia brasileira entre o primeiro trimestre de 1986 e o quarto trimestre de 1992 utilizando o modelo econométrico dos Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQE2). Concluiu que a inflação tende a aumentar o *spread* e sugere como causas desse fato a possibilidade de uma redistribuição entre as operações do ativo, ou ainda, a incorporação ao *mark-up* do prêmio de risco envolvido no crédito. Outro resultado interessante é que o aumento da utilização de capacidade produtiva tenderia a reduzir o *spread*, indicando assim um efeito pró-cíclico.

Utilizando o modelo dois passos de Ho e Saunders (1981), Afanasieff *et al.* (2002), investigaram os determinantes dos *spreads* bancários brasileiros no período de 1994 a fevereiro de 2001. Verificaram que as variáveis macroeconômicas (a taxa básica de juros e o crescimento do produto) são os fatores mais relevantes para explicar o comportamento do *spread* no país. Esse resultado corrobora com outros estudos internacionais (SAUNDERS; SCHUMACHER, 2000; BROCK; SUAREZ, 2000).

Silva, Oreiro e Paula (2006) analisaram a instabilidade macroeconômica e a rigidez do *spread* bancário do Brasil no período 1994-2003. Realizaram uma análise de regressão múltipla com o intuito de identificar as variáveis macroeconômicas que podem estar influenciando direta ou indiretamente o *spread* no país. Os resultados obtidos evidenciaram que os fatores macroeconômicos (taxa de juros e a taxa de inflação) são importantes no Brasil na explicação da determinação do *spread* bancário. Visto que o nível da taxa de juros serve tanto como piso para as taxas de empréstimos como custo de oportunidade para as operações

de empréstimos, em função da indexação a Selic de parte da dívida pública e que elevações da taxa de inflação estão associadas com um aumento do *mark-up* do setor bancário.

Dantas, Medeiros e Capelleto (2011) buscaram identificar as variáveis determinantes do *spread* bancário *ex-post* no Brasil considerando o período-base de janeiro de 2000 a outubro de 2009. Utilizando um modelo de regressão com dados em painel dinâmico, testaram nove hipóteses, constatando-se que o nível de *spread ex-post* tem relação significativa: a) Positiva com o risco de crédito da carteira, com o grau de concentração do mercado de crédito e com o nível de atividade da economia; b) Negativa com a participação relativa da instituição no mercado de crédito. Porém, não foi verificada relações estatisticamente relevantes entre o *spread ex-post* e o nível de cobertura das despesas administrativas pelas receitas de prestações de serviços e a origem do capital de controle da instituição.

Em um estudo de caso, Silva (2012) buscou compreender a composição da taxa de juros em diferentes operações de crédito do Banco Beta com o intuito de identificar os fatores geradores do alto *spread* bancário no Brasil para o período de 2007 a 2011. Com o uso de uma pesquisa qualitativa, identificou que o Banco Beta exibiu uma redução do *spread* em detrimento da taxa da SELIC.

Bignotto e Rodrigues (2006) calculam o *spread ex-ante* em 87 bancos, no período de março de 2001 a março de 2004. São utilizados dois métodos econométricos, o Método dos Momentos Generalizado (GMM) e o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), sendo o primeiro considerado mais eficiente que o último. Baseado no modelo de Ho e Saunders (1981) obtiveram os seguintes resultados: a taxa SELIC, custos administrativos, receita de serviços, compulsório, ativo total, risco de juros, de crédito e de liquidez (esta última medida pela relação entre ativo circulante e passivo circulante) se mostram positivas em relação ao *spread*.

Em um estudo sobre *spread* aplicando a metodologia de séries temporais, Oreiro *et al.* (2006) identificou os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil através da estimação de um modelo VAR (Vetor Autorregressivo) e da análise de função resposta ao impulso para o período de 1994 a 2003. Os autores encontram resposta positiva a impulsos na taxa de juros básica da economia (SELIC) e na sua volatilidade, bem como do impulso no produto industrial, apesar de sua pequena magnitude. Evidenciaram que a elevada volatilidade da taxa de juros e o seu nível são os determinantes macroeconômicos principais do elevado *spread* bancário brasileiro.

Manhiça e Jorge (2012) analisaram o impacto das variáveis macroeconômicas, em especial a taxa básica de juros da economia, sobre a margem de juros (*spreads*) praticados pelos 140 bancos comerciais no Brasil entre o primeiro trimestre de 2000 e o terceiro de 2010. Adotaram o modelo de comportamento da firma bancária desenvolvido por Ho e Saunders (1981) e uma abordagem econométrica de dados em painel, o system-GMM, com informações de 140 bancos comerciais. O objetivo foi testar se o spread bancário, depois de corrigido pelas diferenças idiossincráticas de cada banco, reagiu aos fatores de risco macroeconômicos. Por meio da análise empírica focalizada nas variáveis macroeconômicas, concluiu-se que existe forte relação entre o nível da taxa básica de juros e o spread. Dentre as variáveis macroeconômicas, a taxa de desemprego e o risco medido pelo EMBI também se mostraram importantes na determinação do spread bancário.

Outro estudo que pesquisou a relação entre variáveis macroeconômicas e o *spread* bancário brasileiro foi desenvolvido por Alencar, Leite e Ferreira (2007). Utilizaram o modelo econométrico de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998b) do Método Generalizado de Momentos em Sistemas – Generalized Method Moments (GMM) –, com dados em painel entre 1999 e 2005, para 17 países emergentes, inclusive o Brasil. Investigaram a influência da volatilidade cambial e das variáveis macroeconômicas (nível de atividade, inflação e volatilidade dos juros e da taxa de câmbio). Os resultados obtidos indicaram que as volatilidades da taxa de câmbio e dos juros mostraram-se significativas e com sinal positivo, como esperado. Tal fato evidencia a importância dos fatores de risco macroeconômico nos países emergentes na determinação do *spread* uma vez que estes países estão sujeitos a maiores volatilidades da taxa de câmbio e de juros. O nível de atividade também foi significativo e com sinal negativo, indicando que uma melhora do nível de atividade reduz a percepção de risco de inadimplência devido ao aumento da capacidade dos clientes em honrar suas obrigações financeiras.

Koyama e Nakane (2002) analisaram os determinantes do *spread* bancário brasileiro no período entre agosto de 1994 e setembro de 2001. Utilizaram uma decomposição econométrica do *spread* bancária com a estimação de um VAR (Vetor Autorregressivo). Conseguiram identificar a importância relativa dos fatores relacionados à taxa Selic, aos impostos indiretos, aos custos administrativos e ao risco econômico. Dentre estes fatores, o componente de risco se sobressaiu mostrando-se bastante relevante na determinação do spread.

Soares (2013) examina a evolução do *spread* e do crédito bancário no Brasil no período de 2008 a 2013. Utilizou o método analítico com base em pesquisas bibliográficas

para entender o *spread* no Brasil e seus condicionantes. Com base nos dados analisados, verificou que a inadimplência é um dos componentes de maior participação no *spread* bancário, refletindo um ambiente de insegurança e incertezas, o aumento das provisões de devedores duvidosos é reflexo desde cenário econômico. A margem líquida também apresentou grande participação no *spread*.

Júnior, Paula e Leal (2013) avaliaram a estrutura do *spread* bancário *ex-post* no Brasil, no período 2000-2008, usando o método de decomposição contábil. Foram levadas em conta as especificidades dos diferentes segmentos de bancos (grandes bancos varejistas, bancos varejistas públicos e bancos especializados em crédito), definidos considerando características como tamanho, tipo de negócio e clientela, característica do *funding*, etc., e ainda o controle de capital (público, privado nacional e estrangeiro). Os resultados indicaram que a tendência geral da trajetória do *spread* total, observa-se uma tendência de ampliação até 2005 – em função do forte peso relativo das despesas estruturais e em menor grau dos impostos – e de redução significativa a partir de 2006.

Em um estudo com o uso de um modelo de correção de erro com as seguintes variáveis: *spread* bancário, índice de produção industrial, índice de desemprego, taxa de juros Selic e taxa média de compulsório, Chu (2001) investigou os principais fatores macroeconômicos que explicam a inadimplência bancária entre 1994 a 2000. Analisou-se a sensibilidade da inadimplência a aumentos nas variáveis explicativas. Demonstraram que existe uma relação entre o *spread* dos bancos e as expectativas do comportamento da inadimplência futura e a mensuração antecipada dos efeitos das variáveis macroeconômicas sobre a saúde do sistema bancário. Verificaram que o aumento do *spread* tem forte impacto sobre os níveis de inadimplência bancária, sendo este um previsor de risco que antecipa o comportamento desta.

3 METODOLOGIA

Considerando os diferentes aspectos do *spread* bancário no Brasil seus determinantes, esta subdivisão reserva-se a delinear, de forma objetiva, o método utilizado para estimar os principais variáveis que influenciam o *spread* médio para o Brasil, no período compreendido aos anos de 2011 a 2014.

3.1 Modelo econométrico

Conforme destaca Gujarati (2011) nos estudos dos modelos de regressão linear, normalmente, considera-se implicitamente que a variável dependente, ou a variável de resposta Y , é quantitativa, enquanto as variáveis explanatórias podem ser quantitativas, qualitativas, ou binárias, ou, ainda, uma combinação de ambas. O modelo de Regressão Linear Múltipla consiste de uma função linear do tipo $Y = X\beta + \epsilon$,

Onde:

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}, Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{1p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & \cdots & X_{np} \end{pmatrix}, \epsilon = \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{pmatrix};$$

Onde, Y_i é a variável resposta ou variável dependente da i -ésima observação; $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}$ são as variáveis explicativas, covariáveis ou variáveis independentes da i -ésima observação e ϵ_i é o erro estocástico da i -ésima observação.

Segundo Gujarati (2011) faz-se as seguintes suposições: a) As variáveis explicativas são números reais que não contêm nenhuma perturbação aleatória; b) o número de observações, n , é superior ao número de covariáveis, p , e não deve existir uma correlação significativa entre quaisquer variáveis explicativas; c) os erros são variáveis aleatórias com valor esperado nulo e variância constante, isto é, $E(\epsilon_i) = 0$ e $\text{Var}(\epsilon_i) = \sigma^2$, respectivamente; d) os erros são não correlacionados, isto é, $E(\epsilon_i \epsilon_j) = 0, \forall i \neq j$; e) a distribuição dos erros é normal. Tendo em vista que os erros são não correlacionados, pode-se afirmar, sob a hipótese de normalidade, que estes são independentes.

Desta forma, nessa dissertação para obter os objetivos delineados em Greene (2010) e Gujarati (2011), definiu-se o modelo pela seguinte expressão:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Onde $i = 1, \dots, n$. Aqui, entende-se que em (1) tem-se o chamado regressão linear múltipla, pois envolve mais de um coeficiente de regressão. O termo "linear" indica que o modelo é linear em relação aos diferentes parâmetros adotados $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k)$. No caso dessa dissertação, como o objetivo é estudar os diferentes determinantes do spread bancários no Brasil e assim tem-se a seguinte formulação:

$$spread_i = \beta_0 + \beta_1 indapj_1 + \beta_2 inadpf_2 + \beta_3 selic_3 + \beta_4 Comp_4 + \varepsilon_i \quad (2)$$

Outro modelo a ser estimado foi definido como:

$$spread_i = \beta_0 + \beta_1 indapj_1 + \beta_2 inadpf_2 + \beta_3 selic_3 + \beta_4 Endfam_{fam_4} + \beta_5 Carteira_5 + \varepsilon_i \quad (3)$$

Onde a variável spread representado pelo spread médio das operações de crédito - total (p.p.); indapj corresponde a Inadimplência da carteira de crédito - Pessoas jurídicas - Total (p.p.); inadpf é a Inadimplência da carteira de crédito - Pessoas físicas - Total (p.p.); selic a Taxa Preferencial Brasileira; e Endpj é a Inadimplência da carteira de crédito - Pessoas jurídicas - Total (p.p.); Comp corresponde aos Recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - Saldo total (mil); Endfma é o Endividamento das famílias com o Sistema Financeiro Nacional exceto crédito habitacional em relação à renda acumulada dos últimos doze meses (p.p.) e Carteira representa o Percentual da carteira de crédito com atraso entre 15 e 90 dias - Total. Destaca-se que todas as variáveis estão em logaritmo.

Nesta pesquisa foram utilizadas observações retiradas da base de dados do Banco Central do Brasil para o período de março de 2011 a novembro de 2014. A escolha do período e das variáveis analisadas deveu-se, principalmente, a disponibilidade de dados existentes e a consistência no método de determinação do cálculo do spread médio realizado pela instituição.

3.2 Modelo de previsão

3.2.1 Estacionariedade e teste de raiz unitária

Para que a série de dados seja estacionária suas variáveis não podem apresentar tendências e serem estáveis ao longo do tempo. Nessa forma, como primeira tarefa a ser

realizada na presente dissertação é a verificação quanto à estacionariedade da série em estudo. Assim sendo, será feita uma análise gráfica da série, e deve-se realizar o teste da raiz unitária.

3.2.2 Teste de Dickey-Fuller (ADF)

Segundo Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1979) o problema de raiz unitária em modelos Autorregressivos e de Média Móveis (ARMA) surge quando o polinômio autorregressivo apresenta pelo menos uma raiz sobre o círculo unitário. Desta forma, é necessário tomar um número de diferenças apropriada da série original antes de ajustar o modelo. Podem ocorrer raízes unitárias também no polinômio de médias móveis, indicando que os dados foram superdiferenciados. Dentre os testes de raiz unitária mais utilizados foram desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979). Esse teste tem como hipótese nula a existência de uma raiz unitária, ou seja, H_0 .

Se $\{y_t\}_{t \in Z}$ é um processo univariado autorregressivo de ordem - AR(1), isto é, definido da seguinte forma:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

No qual $\{\varepsilon_t\}_{t \in Z}$ é um processo ruído branco com $E(\varepsilon_t) = 0$ e $\sigma^2 > 0$. Se $\phi = 1$, o processo $\{y_t\}_{t \in Z}$ não é estacionário e conhecido como passeio aleatório. Em contraste, se $|\phi| < 1$ o processo $\{y_t\}_{t \in Z}$ é estacionário.

3.3 Modelos AR, MA e ARIMA

Será aplicada à variável *Spread* médio uma abordagem de séries temporais, a metodologia de modelos autorregressivos (AR), de média móvel (MA) e ARIMA.

3.3.1 O modelo AR

Conforme detalha Bueno (2012), o modelo autorregressivo é definido da seguinte forma:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde ε_t é conhecido como ruído branco. Usando $Ly_t = y_{t-1}$ (L sendo o operador de defasagem), tem-se de (2): $y_t = \phi Ly_{t-1} + \varepsilon_t$, então $(1-\phi L)y_t = \varepsilon_t$, no qual $(1-\phi L)$ é

polinômio em L e a raiz do polinômio é dada por $L = 1/\phi$. Se $|\phi| < 1$, diz-se que o polinômio tem raiz fora do círculo unitário, pois $L > 1$. Quanto t tende ao infinito, segue que:

$$y_t = (1 + \phi L + \phi^2 L^2) \varepsilon_t \quad (6)$$

Ou seja, o modelo AR (1) pode ser representado como uma soma infinita de choques. Para não explodir (estacionariedade), requer-se que $|\phi| < 1$ (há correspondência com as raízes do polinômio em L fora do círculo unitário). Bueno (2012) mostra ainda que o modelo AR (p) é formulado da seguinte forma:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots + \phi_p y_{t-p} \dots \quad (7)$$

O problema da construção dos modelos AR consiste em se determinar a ordem p do processo. Embora alguma informação sobre p possa ser obtida do comportamento oscilatório de ε_t estimado. No entanto, mais informações podem ser obtidas da função de autocorrelação parcial.

3.3.2 O modelo MA (1)

Os modelos MA (1) é definido da seguinte maneira:

$$y_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (8)$$

Onde ε_t é ruído branco. Então, tem-se que $V(y_t) = \gamma_0 = \sigma^2 + \theta^2 \sigma^2$, onde $\sigma^2 = \theta V(\varepsilon_t)$. Conforme destaca Greene (2000) esse processo possui $\gamma_2 = 0$ e $\varepsilon_2 = 0$. Desta forma, a função de autocorrelação do processo MA (1) somente tem uma perna. Nota-se que, por (5), o processo MA é por definição, estacionário e possui infinitas correlações parciais.

O modelo de MA(q) é definido da seguinte forma:

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (9)$$

Bueno (2012) mostra que se pode chegar a função de autocorrelação a seguir:

$$\epsilon_k = \frac{\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2}, \text{ se } k \leq q \quad (10)$$

$$\epsilon_k = 0, \quad k > q \quad (11)$$

A medida que q se torna infinitamente grande, deve-se requerer que a soma $\sum_{i=0}^q \theta_i^2$ convirja, o que indica que θ_i se torna cada vez menor para i maiores.

3.3.3 O modelo ARIMA

Segundo Ferreira (1996) o modelo ARIMA possui a hipótese que as séries temporais são geradas por um processo estocástico, com estruturas que podem ser caracterizadas e descritas algebricamente.

Para essa classe de modelos, os elementos que explicam o comportamento de uma série temporal residem nos seus valores passados, bem como em um conjunto de erros aleatórios passados e correntes. Sua fórmula pode ser descrita por:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Se as variáveis Y constituem-se em diferença de ordem d , denomina-se este modelo de ARIMA (p, d, q), dos termos autorregressivos (AR) e q refere-se a ordem dos termos da média móvel (MA).

A escolha do tamanho p e q é baseada na função de autocorrelação da variável em questão, diferenciando o número de vezes necessárias para torná-la estacionária.

Segundo Ferreira (1996) a aplicação de um modelo ARIMA envolve três etapas, presentes no método desenvolvido por Box-Jenkins, para formulação e escolha de um modelo adequado para gerar previsões, que são: identificação do modelo; estimação dos parâmetros; diagnóstico de verificação e uso ou não do modelo para previsão.

Na etapa de identificação do modelo, o primeiro passo é verificar se a série é estacionária. A estacionariedade existe quando: a) a média e a variância da série original são estáveis ao longo do tempo e b) quando a covariância entre dois valores distintos da série (de diferentes períodos) é função apenas da distância temporal entre esses valores.

Sabe-se que a maioria das séries não estacionárias pode ser estacionarizada pela técnica da diferença. No caso em que a série apresenta tendência (média não estacionária), é possível calcular a diferença da série até que sua média permaneça estacionária. Se o problema for instabilidade logarítma dos dados, o fundamento da transformação logarítmica é a da compressão da escala dos dados fazendo com que a diferença em variabilidade diminua sensivelmente entre os valores logaritmizados em contraste com a maior variabilidade dos

dados originais. Por meio da função de autocorrelação, pode-se identificar se uma determinada série temporal apresenta tendência, ou não.

Uma vez especificado e estimado, o modelo ARMA (ou ARIMA) é submetido a um processo de verificação que testa se a sua especificação atual está correta. O procedimento de diagnóstico constitui-se, geralmente, de duas partes. Na primeira, compara-se a função de autocorrelação da série temporal gerada pelo modelo, com a função de autocorrelação amostral da série original. Quando as duas funções apresentam diferenças consideráveis, significa que a ordem do modelo deve ser reformada. Caso contrário, ou seja, quando inexistente tal diferença, inicia-se a segunda parte.

Na segunda parte, é feita uma análise quantitativa dos resíduos gerados pelo modelo. Recorre-se ao pressuposto de que os erros são normalmente e independentemente distribuídos. Em outras palavras, o comportamento dos resíduos deve ser similar ao gerado pelo processo de ruído branco.

3.4 Medidas de eficiência e controle de predição

A predição pode ser *ex-post* ou *ex-ante*. Na previsão *ex-post*, a amostra utilizada para a estimação não engloba todo o período amostral e a previsão é feita para esse período que foi inicialmente excluído da estimação e, a previsão *ex-ante* extrapola o presente, permitindo a construção de cenários.

A questão sobre avaliação de previsões é de fundamental importância em um estudo que apresenta como objetivo gerar previsões para uma determinada variável econômica. Pode-se dizer que ao se considerar a predição como objetivo do modelo deve-se preocupar mais com o ajustamento da previsão *ex-post* com os valores disponíveis, do que com o ajustamento estatístico, uma vez que um modelo e suas equações podem apresentar estatísticas *t* significantes e um alto R^2 e, mesmo assim, ser fraco em termos de predição.

Na avaliação da previsão *ex-post*, uma pergunta que se faz usualmente é como medir o quanto as previsões produzidas por um modelo são adequadas. Para isso, existem várias medidas de ajustamento disponíveis na literatura.

O erro quadrático médio (EQM) representado na equação abaixo penaliza os grandes erros de previsão, elevando cada erro ao quadrado.

$$EQM = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n} \quad (13)$$

A raiz do erro quadrado médio (REQM) é na verdade a raiz quadrada do EQM. Essa abordagem é utilizada para obtenção de uma medida, em termos percentuais, na mesma dimensão que as previsões e os valores observados da série em questão. A equação (14) fornece o REQM.

$$REQM = \left[\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 / n \right]^{1/2} \quad (14)$$

Outra medida utilizada consiste no erro percentual absoluto médio (EPAM), que indica a dimensão dos erros de previsão em relação aos valores observados da série. O EPAM é gerado pela seguinte equação:

$$EPAM = \frac{\sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t|}{n} \quad (15)$$

Ainda compondo a relação das medidas de ajustamento da previsão existe o coeficiente de inequação de Theil (U). A estatística U relaciona-se com o REQM e, é obtida pela equação (16).

$$U = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (y_t)^2}{n}} + \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t)^2}{n}}} \quad (16)$$

Esta medida varia no intervalo de [0,1]. Quando $U = 0$ significa que, $\hat{y}_t = y_t$, isto é, existe um ajustamento perfeito. Caso, $U = 1$, conclui-se que o desempenho preditivo do modelo usado é o pior possível. As previsões geradas são diferentes, em nível ou sinal, dos valores observados. Uma vantagem desta desigualdade é permitir a decomposição do erro de previsão a uma parte que é atribuível ao viés de estimação dos parâmetros do modelo, uma

segunda parte que é atribuível à variância do erro de estimação, e uma parte que é atribuível à covariância entre estas duas fontes de erro.

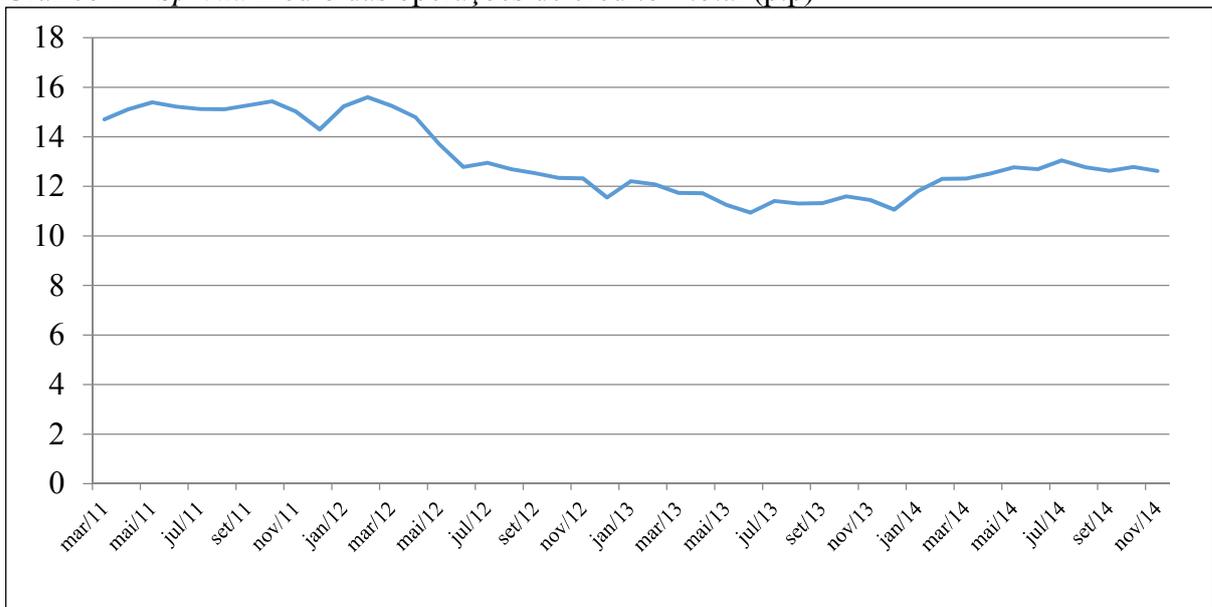
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Análise gráfica da base de dados

Nesta seção, são expostos os resultados alcançados das estimações realizadas para os determinantes do *spread* no Brasil, como sugerida na proposta desta pesquisa anteriormente. Para tanto, abrange-se as informações de 2011 a 2014.

O Gráfico 1, encontram-se dispostos as informações sobre *spread* médio das operações de crédito - total (p.p.) para os Bancos no Brasil durante o período de 2011 a 2014. Nota-se que essa variável declinou de 14,7 em março de 2011 para aproximadamente 12,6 p.p em 2014. De certa forma, indica uma tendência de queda no período estudado.

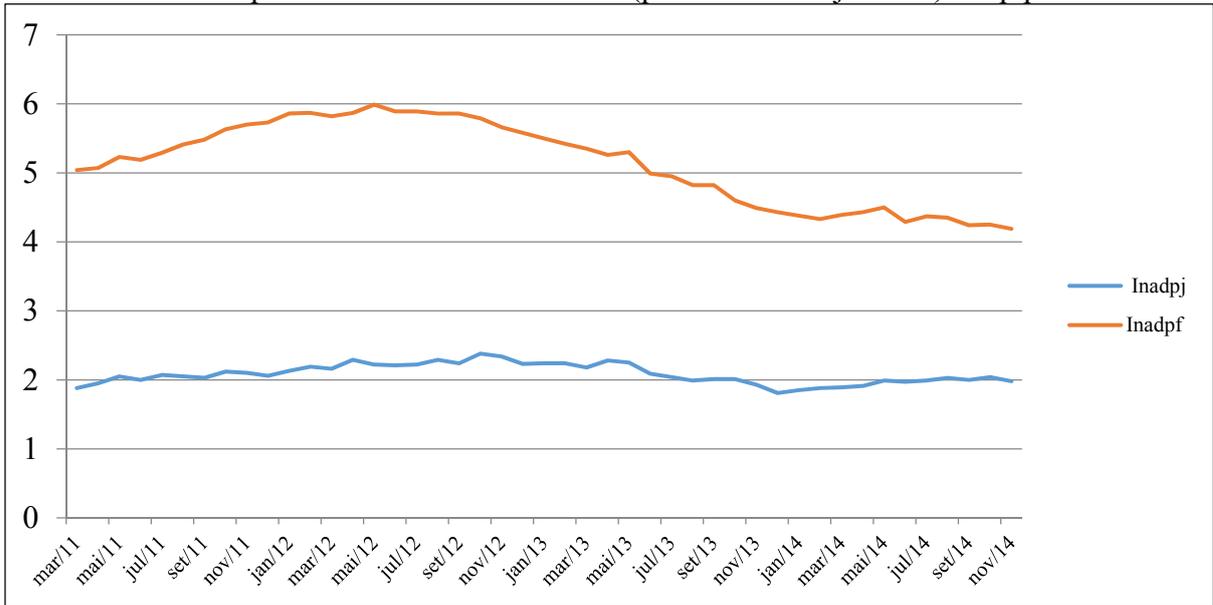
Gráfico 1 – *Spread* médio das operações de crédito - total (p.p)



Fonte: Elaboração própria com dados do BACEN

O Gráfico 2, tem-se dispostos as informações a Inadimplência da carteira de crédito - Pessoas jurídicas - Total (p.p.) e a Inadimplência da carteira de crédito - Pessoas físicas - Total (p.p.) no Brasil durante o período de 2011 a 2014. Nota-se que inadimplência para pessoas físicas superam as das pessoas jurídicas em todos os anos analisadas. Ou seja, pode-se observar por meio do Gráfico 2 que a inadimplência da pessoa física é bem mais elevada que a inadimplência da pessoa jurídica, resultando consequentemente, em um *spread* (diferenças entre as duas taxas e Selic) mais significativo para a primeira.

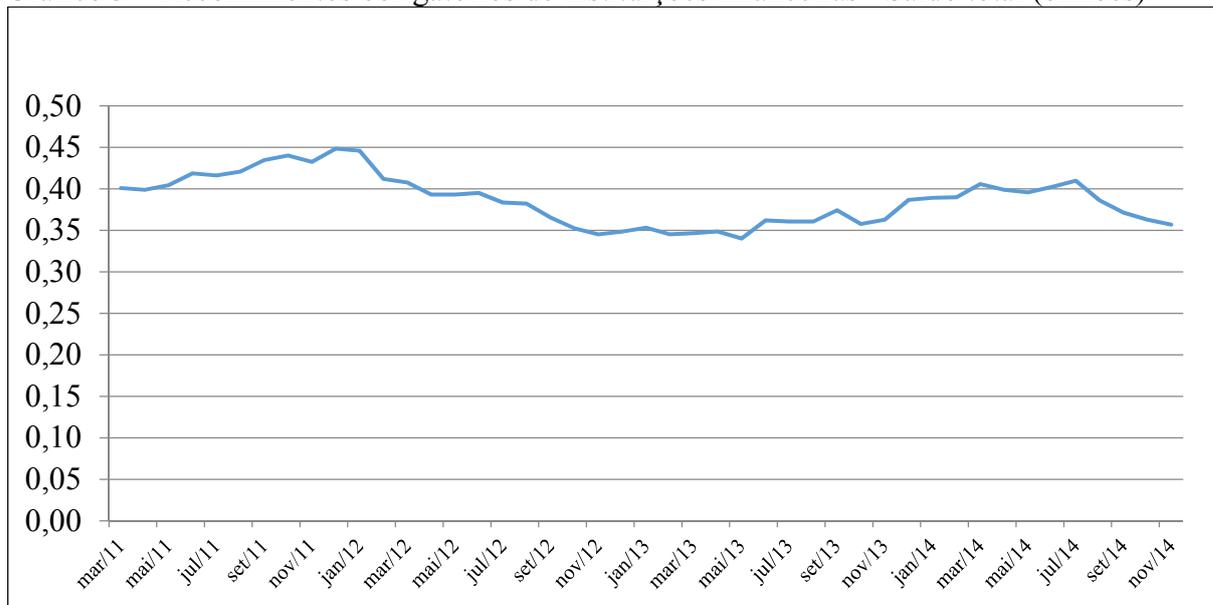
Gráfico 2 – Inadimplência da carteira de crédito (pessoa física e jurídica) em p.p.



Fonte: Elaboração própria com dados do BACEN

O Gráfico 3, apresenta o Recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - Saldo total (bilhões), ou seja, os compulsórios. Essa variável será também utilizada como um dos determinantes do spread bancário. Deve-se ressaltar que alguns modelos teóricos que originalmente essa variável participa da decomposição do *spread*. Nota-se uma certa estabilidade em dos compulsórios no Brasil no período em análise.

Gráfico 3 – Recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - Saldo total (bilhões)



Fonte: Elaboração própria com dados do BACEN

4.2 Resultados do modelo de condicionantes

Nas Tabelas 1, mostra os resultados do primeiro modelo estimado, em *log*, por Mínimos Quadrados Ordinários, para os determinantes do *spread* bancário no Brasil no período de 2011 a 2014 com robustez para heterocedasticidade.

A Tabela 1 mostra os resultados do primeiro modelo estimado, apresentam-se as estimativas dos coeficientes encontrados, seus respectivos erro padrão, estatística t, p-valores. Verifica-se que todas as variáveis foram significativas a 1%, exceto a *lncompo* (volume de depósitos compulsório dos bancos).

Note que a variável *lninadpj* afeta positivamente o *Spread* médio das operações de crédito - total (p.p.) no Brasil. Note ainda que a variável *lninadpf* contribui também positivamente para a *Spread* médio das operações de crédito - total (p.p.) ambas significativas a 1%. Os valores permitem auferir que caso ocorra um aumento de 1% da inadimplência do crédito de pessoas física haverá um aumento de 0,38% do *Spread* médio no Brasil.

Por outro lado, uma elevação de 1% da inadimplência de crédito de pessoa jurídica elevará o *spread* médio em 0,63%. Sem dúvida, isso mostra a importância dessas duas variáveis na determinação do *spread* médio pelos bancos brasileiros.

Outra variável do modelo que influencia positivamente o *spread* médio dos bancos foi a *Selic*. Note que seu coeficiente foi positivo em 0,74 e estatisticamente significativo a 1%. Verifica-se que a *selic* é aquele que apresenta maior impacto na definição do *Spread*, ou seja, caso um elevação de 1% nessa taxa, acarretará um aumento de 0,74% na taxa de *Spread* praticados pelos Bancos.

De certa forma, isso indica que o governo poderá reduzir o *Spread* com uma política de redução da taxa de juros (*Selic*). No entanto, isso poderá ser investigado com futuras pesquisas. No mais, destaca-se que o R^2 desse modelo foi de 83%, ou seja, as variáveis explicativas incluídas no modelo explicam 83% das variações na variável dependente.

Tabela 1 – Resultados dos Modelos de Regressão para *spread* Bancário

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Est. T	Valor-P
<i>lnInadpj</i>	0,6300	0,1565	4,02	0.0000
<i>Lninadpf</i>	0,3848	0,0894	4,30	0.0000
<i>Lnselic</i>	0,7429	0,0684	10,86	0.0000
<i>lncompo</i>	0,0776	0,1394	0,56	0.5800
<i>Constante</i>	-2,0221	2,5657	-0,79	0.0000

Fonte: Resultados obtidos pelo autor das estimativas usando dados da BACEN

A Tabela 2 apresenta os resultados do segundo modelo estimado, em *log*, por Mínimos Quadrados Ordinários, para os determinantes do *spread* bancário no Brasil no período de 2011 a 2014 com robustez para heterocedasticidade na tentativa de incluir mais determinantes para explicar o *Spread*.

Na mesma Tabela, note que a variável *lninadpj* e *lninadpf* continua influenciando positivamente o *Spread* médio das operações de crédito - total (p.p.) no Brasil. No entanto, apresentam elasticidade com coeficiente relativamente menores aos estimados anteriormente no modelo anterior (Tabela 1) com valores de 0,36 e 0,55 respectivamente com significância de 1%.

A variável explicativa *Selic* continua, como já comentando anteriormente, tendo uma relação positiva com o *Spread* bancário médio no Brasil. Veja que seu coeficiente foi de 0,71, significativo a 1%. Dessa forma, pode-se inferir que um aumento de 1% na *Selic* elevaria a taxa média de *spread* bancário no Brasil de 0,71%, corroborando com aqueles que afirmam que existe uma relação positiva entre essas duas variáveis.

Diferente do modelo anterior, aqui se inclui a variável *Endfma* que é o Endividamento das famílias com o Sistema Financeiro Nacional exceto crédito habitacional em relação à renda acumulada dos últimos doze meses (p.p.).

Observa-se que essa variável apresentou resultados bastante significativos e valor estimado negativo de -0,9474. Destaca-se que esse resultado não era o esperado, pois, acreditava-se que esse coeficiente apresentasse uma relação positiva com o *Spread*. Sem dúvida, isso poderá ser investigado em futuras pesquisas, pois, é de se esperar que o endividamento das famílias contribua para elevar o *Spread* bancário.

Tabela 2 – Resultados dos Modelos de Regressão para *spread* Bancário

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Est. T	Valor-P
<i>lnInadpj</i>	0,3693	0,1494	2,47	0.0180
<i>Lninadpf</i>	0,5545	0,1496	3,71	0.0010
<i>Lnselic</i>	0,7136	0,03454	20,66	0.0000
<i>lnEndfam</i>	-0,9474	0,4055	-2,34	0.0240
<i>lnCarteira</i>	0,4452	0,0867	5,13	0,0000
<i>Constante</i>	2,1525	1,2512	1,72	0.0930

Fonte: Resultados obtidos pelo autor das estimativas usando dados da BACEN

Outra variável incluída no segundo modelo foi a *Carteira* que representa o Percentual da carteira de crédito com atraso entre 15 e 90 dias - Total. O coeficiente estimado apresentou resultado esperado de 0,44 e significativo a 1%. Portanto, esse percentual possui uma relação direta com o *Spread*, ou seja, a elevação no percentual de crédito em atraso

contribuiu para aumentar o *Spread* médio bancário no Brasil. Por fim, destaca-se que o R^2 desse modelo foi de 95%.

4.3 Resultados do modelo de previsão

Antes de realizar a estimação e/ou previsão da série estudada optou-se por realizar o teste de raiz unitária Dicky-Fuller (ADF) como discutido anteriormente na metodologia.

Caso o teste aceitar H_0 : tem-se então, raiz unitária (série não estacionária) e se rejeitar H_0 conclui-se ausência de raiz unitária (série estacionária). O teste da série *Spread* médio no período em estudo, não foi possível rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, com nível de significância de 10%, concluindo-se que a série não é estacionária. Assim sendo, deve-se proceder para corrigir o problema da não estacionariedade.

Portanto, realizou-se o cálculo da 1ª diferença das informações. A Tabela 3, a seguir, mostra o resultado do Teste ADF. Os resultados na primeira diferença mostraram a estatística τ calculada de -9,53, bem superior aos valores críticos tabelados. Assim, a primeira diferença foi suficiente para transformar a série em estacionária.

Tabela 3 – Teste de Dicky-Fuller para a Série *Spread* médio (2011 a 2014)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.88	0.0000
1% level	-3.5924	
Test critical values: 5% level	-2.9314	
10% level	-2.6039	

Fonte: Dados da Pesquisa

Observa-se que a Tabela 3 mostra que o teste da raiz unitária, as estatísticas τ críticas a 1%, 5% e 10% foram, respectivamente, -3,59, -2,93 e -2,60. Como o valor calculado de τ foi -5,88, que em termos absolutos é maior que os valores críticos, ou seja, rejeita-se a hipótese nula.

Com a finalidade de encontrar o modelo para previsão estimou-se a série do *Spread* no período de março de 2011 a dezembro de 2014 e realizou-se a previsão com os modelos AR(1), AR(2) e ARMA (1,1) entre outros modelos. No entanto, optou-se para determinar a previsão do *Spread* pelo modelo ARIMA (1,1), pois foi o modelo que apresentou menor erro quadrado médio, além de apresentar as melhores medidas de eficiência. Desta forma, apresenta-se aqui somente o modelo escolhido que permitiu realizar as previsões da série estudada.

Vale ressaltar também que por meio do correlograma da variável *Spread* defasado em primeira diferença, observa-se que a série, no período de estimação, não apresenta nem tendência ou sazonalidade. Assim tem-se uma estrutura pronta para gerar previsões. Assim, o modelo ARIMA (1,1) foi estimado com base na amostra de dados.

De acordo com Gujarati (2000) é necessário considerável habilidade para escolher o modelo correto, uma das maneiras de se chegar ao modelo mais apropriado é realizar inúmeros testes, procurando-se obter o melhor resultado. Após a realização dos testes, foi encontrado o que melhor se ajustou.

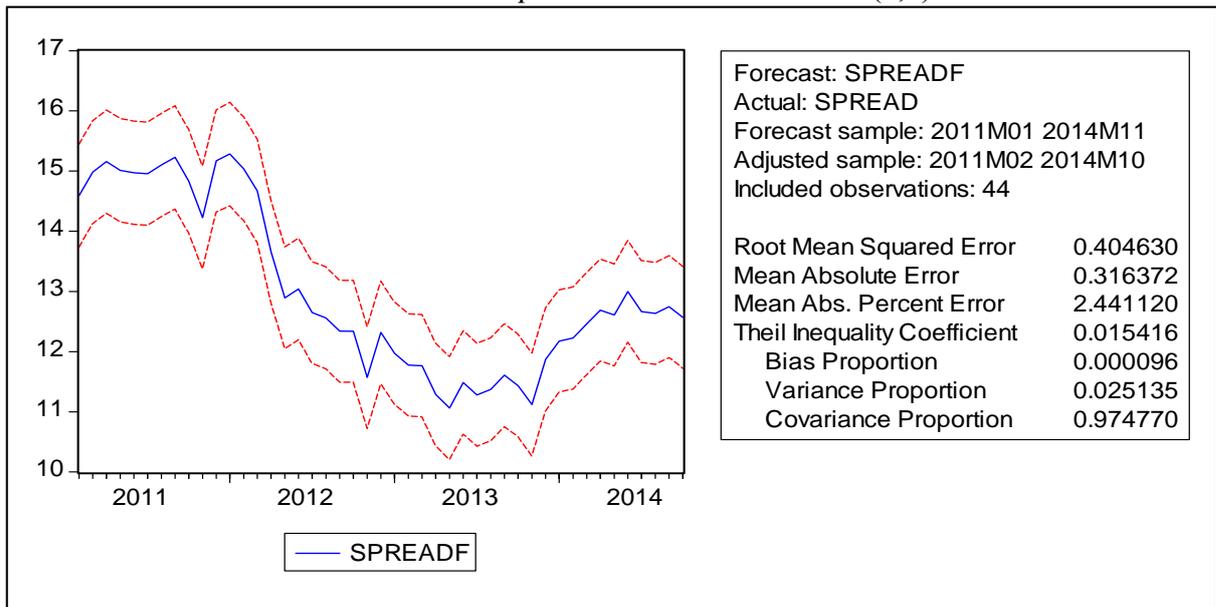
Os resultados do modelo escolhido encontram-se na Tabela 4. A análise do modelo ARIMA(1,1) mostrou que os coeficientes são significativos a pelo menos 5% (p-value igual a 0,00 0,00). Ressalta-se que o componente do MA (1) não foi significativo.

Tendo em vista o modelo estimado descrito na Tabela 4, procedeu-se o processo de previsão. O gráfico 4 mostra a previsão do modelo ARIMA(1,1). Salienta-se que para a série estudada o modelo apresentando possui as melhores medidas de eficiência dentre todas as simulações realizadas. Por exemplo, apresenta menor erro quadrado médio. Assim, optou-se por este modelo para previsão da série de *Spread* médio no Brasil.

Tabela 4 – Estimação do Modelo ARIMA (1,1) para o *Spread* no período estudado

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.92087	1.593098	7.482823	0.0000
AR(1)	0.956315	0.038054	25.13023	0.0000
MA(2)	-0.156156	0.160976	-0.970062	0.3377
R-squared	0.925076	Mean dependent var		13.04591
Adjusted R-squared	0.921421	S.D. dependent var		1.495337
S.E. of regression	0.419172	Akaike info criterion		1.164675
Sum squared resid	7.203911	Schwarz criterion		1.286324
Log likelihood	-22.62285	F-statistic		253.1103
Durbin-Watson stat	1.676977	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Dados da Pesquisa

Gráfico 4 – Resultados da Previsão do *Spread* médio com ARIMA (1,1)

Fonte: Elaboração do autor

A previsão foi realizada do período dezembro 2014 a junho 2015 conforme o modelo especificado anteriormente. Encontrou-se que nesse período que o *Spread* médio será de aproximadamente 13% em Janeiro; 12,66% em Fevereiro; 12,63% em março; 12,74% em Abril e 12,87% em Abril e 13,14% em junho de 2015.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve o objetivo contribuir para a análise e entendimento dos spreads médios dos bancos, considerando a pertinente relevância do assunto e procurando suprir uma lacuna de pesquisas que avaliem a efetiva medida de diferença entre as taxas de aplicação e de captação de recursos por parte das instituições bancárias. Para consecução deste trabalho foram utilizados dados publicados pelo Banco Central no período de março de 2011 a novembro de 2014.

Além de analisar os spreads considerando as variáveis Inadimplência de pessoas Físicas e Jurídicas, Taxa Preferencial Brasileira, Endividamento das Famílias, Inadimplência da Carteira de Crédito entre 15 e 90 dias e compulsórios; foi sugerida uma previsão de spreads médios para o primeiro semestre de 2015, com intenção de balizar as decisões dos formuladores de preços da instituições bancárias.

Diante dos resultados pode-se extrair que a inadimplência das pessoas jurídicas é bem mais relevante que o endividamento das pessoas físicas, apesar de que ambas variáveis são bastante relevantes para a mensuração do spread.

A Taxa Preferencial Básica se mostrou robusta para o modelo, do que podemos extrair que uma política de redução das taxas pode motivar a uma redução dos spreads. Esse resultado corrobora com outros estudos internacionais (SAUNDERS; SCHUMACHER, 2000; BROCK; SUAREZ, 2000).

O componente endividamento da carteira de crédito entre 15 e 90 dias se mostrou robusto no modelo, daí se extrai que a expectativa de curto prazo com relação ao endividamento é um balizador relevante para a definição dos spreads.

Para o fator compulsório esperava-se uma correlação mais ampla, conforme o resultado do modelo esta variável se apresentou pouco robusta, não corroborando com trabalho de Gelos (2006) e Samahiya e Kaakunga (2014). Este resultado não era esperado, visto que os recolhimentos obrigatórios diminuem a capacidade de emprestar dos bancos, porém trabalhos futuros poderão analisar porque a variação dos compulsórios não implica necessariamente na variação dos spreads se esta variável é sempre mencionada pelos bancos como um fator relevante no calculo dos spreads.

A variável endividamento das famílias não se mostrou robusta para o modelo, talvez pelo fato de o nível de crédito do sistema bancário brasileiro ser considerado baixo pela literatura especializada, ou ainda pode-se agregar variáveis regionais ao modelo para uma melhor análise desta componente. Este resultado de não foi encontrado no trabalho de Soares

(2013) e Lucas e Koopman (2005) onde os mesmos encontraram relação positiva entre a inadimplência e nível dos spreads.

Com relação aos resultados preditivos do modelo, o resultado mais robusto de estimação foi um modelo ARIMA(1,1), que previu um spread médio de 13% em Janeiro; 12,66% em Fevereiro; 12,63% em março; 12,74% em Abril e 12,87% em Maio e 13,14% em junho de 2015.

É mister que, para um mercado bancário dinâmico como o brasileiro, as pesquisas futuras relacionadas aos spreads das instituições bancárias tragam mais eficiência e robustez empírica aos cálculos dos spreads, permanecendo esse tema aberto e bastante atrativo a novos pesquisadores.

REFERÊNCIAS

- AFANASIEFF, T. S.; LHACER, P. M.; NAKANE, M. I. The determinants of bank interest spread in Brazil. **Money Affairs**, v. XV, n. 2, p. 183-207, 2002.
- AKINLO, A. E.; OWOYEMI, B. O. The Determinants of Interest Rate Spreads in Nigeria: An Empirical Investigation. **Modern Economy**, v. 5, n. 3, p. 837-845, 2012.
- ALENCAR, L.; LEITE, D.; FERREIRA, S. Spread bancário: um estudo cross-country. *In*: BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, 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, 1994.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. **Os determinantes do spread bancário no Brasil**, abril 2002. (Nota Técnica). Disponível em: www.bcb.gov.br. Acesso em: 8 fev. 2015.
- BIGNOTTO, F.; RODRIGUES, E. **Fatores de risco e spread bancário no Brasil**. Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil, n. 110, 2006.
- BROCK, P.; FRANKEN, H. **Measuring the determinants of average and marginal interest rate spread in Chile, 1994-2001**. University of Washington, 2003.
- BROCK, P. L.; SUAREZ, L. R. Understanding the behavior of bank spreads in Latin America. **Journal of Development Economics**, v. 63, p. 113-134, 2001.
- BUENO, S. R. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- CHU, V. Principais fatores macroeconômicos da inadimplência bancária no Brasil. *In*: Banco Central do Brasil. **Juros e spread bancário no Brasil: avaliação de 2 anos do projeto**, 2001.
- DANTAS, J. A.; MEDEIROS, O. R.; CAPELLETTO, L. R. Determinantes do spread bancário ex-post no mercado brasileiro. **RAM - Rev. Adm. Mackenzie**, São Paulo, v. 13, n. 4, p. 48-74, jul./ago. 2012.
- DEMIRGUÇ-KUNT, A.; HUIZINGA, H. Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence. **The World Bank Economic Review**, v. 13, n. 2, p. 379-408, 1999.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; LAEVEN, L.; LEVINE, R. Regulations, market structure, institutions and the cost of financial intermediation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 36, n. 3, p. 593–622, 2004.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

- DOLIENTE, J. D. **Determinants of bank net interest margins of southeast Asia**. Unpublished MSC Thesis, College of Business Administration, University of the Philippines Diliman, 2003.
- FERREIRA, R. T. **Modelo de análise de séries temporais para previsão do ICMS mensal do Ceará**. 1996. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 1996.
- GELOS, R. Banking spreads in Latin America. **IMF Working Paper**, 06/44, 2006.
- GREEN, W. H. **Econometric Analysis**. 2. ed. New York: Macmillan Publishing Company, 2010. 777p.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**, 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.
- HO, T. S. Y.; SAUNDERS, A. The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 16, p. 581-600, 1981.
- KOYAMA, S. M.; NAKANE, M. Os determinantes do spread bancário no Brasil. *In*: BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, n. 19, p. 1-14, 2002.
- LUCAS, A.; KOOPMAN, S. J. Business and default cycles for credit risk. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 2, p. 311–323, 2005.
- MANHIÇA, F. A.; JORGE, C. T. O nível da taxa básica de juros e o spread bancário no Brasil: Uma análise de dados em Painel. **Texto para Discussão**, n. 1710, Rio de Janeiro: IPEA, fevereiro 2012.
- MAUDOS, J.; GUEVARA, J. F. Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union. **Journal of Banking and Finance**, v. 28, n. 9, p. 2259-2281, 2004.
- MAUDOS, J.; SOLÍS, L. The determinants of net interest income in the Mexican banking system: An integrated model. **Journal of Banking and Finance**, v. 33, p. 1920-193, 2009.
- OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; SILVA, G. J.; ONO, F. H. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 4, p. 609-634, 2006.
- PERIA, S.; MODY, A. How foreign participation and market concentration impact bank spreads: evidence from Latin America. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 36, n. 2, p. 511–537, 2004.
- PINDYCK, R.; RUBINFED, D. **Econometrics Models and Economic Forecasts**. New York: MacGraw-Hill, 1981.

REIS JUNIOR, H. O. M.; PAULA, L. F.; LEAL, R. M. Decomposição do Spread Bancário no Brasil: Uma Análise do Período Recente. **Revista Economia**, Brasília, v. 14, n. 1^a, p. 29-60, jan./abr., 2013.

SAMAHYIA, M.; KAAKUNGA, E. Determinants of Commercial Banks' Interest Rate Spread in Namibia: An Econometric Exploration. **Botswana Journal of Economics**, v. 12, n. 1, 2014.

SAUNDERS, A.; SCHUMACHER, L. The determinants of bank interest rate margins: an international stud. **Journal of International Money and Finance**, v. 19, p. 813-832, 2000.

SILVA, G. J. C.; OREIRO, J. L. C.; PAULA, L. F. Instabilidade macroeconômica e rigidez do spread bancário no Brasil: avaliação empírica e proposição de política. **Economia e Tecnologia**, v. 6, Ano 02, jul./set., 2006.

SILVA, N. L. **O estudo do spread bancário no Banco Beta**. 2012. 59f. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialização em Gestão de Negócios Financeiros) - Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

SOARES, A. M. **Evolução do crédito e do spread no Brasil: 2008 a 2013**. 2013. 44f. Monografia (Curso de Graduação em Economia) – Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2013.