**Determinantes do Retorno Financeiro dos Bancos no Brasil: uma análise acerca do *spread* *ex-post***

**Marcelo Estrela Fiche[[1]](#footnote-1)**

**Gustavo José de Guimarães e Souza[[2]](#footnote-2)**

**Flávio Augusto Corrêa Basílio[[3]](#footnote-3)**

**Resumo**

Os componentes que respondem pelo elevado *spread* bancário no Brasil tem sido alvo de diversas análises nos últimos anos. As mudanças ocorridas no sistema financeiro brasileiro e o aumento da participação dos bancos públicos na economia provocaram elevação na concentração bancária no país. A maior parte das analises realizadas, buscando explicações para a formação do *spread* brasileiro, foram a partir de variações *ex-ante*, como sugere o nome, a partir das expectativas das instituições financeiras no momento da concessão do crédito, isto é, *antes* do resultado efetivo. Neste trabalho, os determinantes do *spread* bancário *ex-post* foram medidos pela margem financeira real dos principais bancos responsáveis pela intermediação financeira na economia brasileira, selecionando todas as instituições atuantes no Brasil com carteira comercial ativa no período analisado, 2000 a 2013 trimestralmente, chegando a um total de 222 instituições.

**Palavras-chave: *spread* bancário; sistema financeiro; bancos.**

**Abstract**

The components those are responsible for high banking spread in Brazil has been the subject of numerous analyses in recent years. The changes in the Brazilian financial system and increased participation of public banks in the economy caused increase in Bank concentration in the country. Most of the analyses carried out, seeking explanations for the formation of the Brazilian spread, were from ex-ante variations, as the name suggests, from the expectations of the financial institutions at the time of the granting of credit, that is, before the actual result. The determinants of banking spread were measured by the ex-post financial margin of leading banks responsible for financial intermediation in the Brazilian economy, selecting all the institutions operating in Brazil with active trading portfolio in the analysis period, 2000 to 2013 on a quarterly basis, reaching a total of 222 institutions.

***Key-words: spread; financial system; banks.***

***JEL classification code: G21 – Banks, Depository Institutions, Micro Finance Institutions, Mortgages***

**Área 8 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças**

1. **Introdução**

A relevância da intermediação financeira está presente na literatura econômica há muito tempo e vem se consolidando cada vez mais (SCHUMPETER, 1982 [1911]; KEYNES, 1937; MINSKY, 1986; STIGLITZ, 1989; GERTLER e GILCHRIST, 1994; BERNANKE e GERTLER, 1995 e LEVINE, 1997 e 2004). De acordo com Stiglitz (1989, p.38), “*it is not money that makes the world go around, but credit*”. Com a crise financeira de 2008, iniciada pelo pedido de falência do quarto maior banco de investimentos dos EUA à época, o Lehman Brothers, o interesse pelo tema ganhou ainda mais destaque.

O setor bancário brasileiro passou por profundas transformações ao longo dos últimos 15 anos. Com o fim da alta inflação, após a bem-sucedida implantação do Plano Real, o setor vivenciou um processo de consolidação, no qual, por intermédio de fusões e aquisições, se observou o aumento do grau de concentração. Um elemento importante na mudança estrutural do setor bancário brasileiro foi a entrada de bancos estrangeiros a partir de 1997, o que gerou expectativa de aumento da eficiência do setor e competitividade em conjunto com a redução dos elevados *spreads* cobrados pelos bancos brasileiros em suas operações, os quais se encontravam (e ainda se encontram) entre os maiores do mundo (Silva *et al.* 2008, 2007).

Como reflexo dos elevados *spread*s, tem-se no Brasil um cenário de altas taxas cobradas para a intermediação financeira e de baixa relação crédito/PIB prejudicando o crescimento econômico do país. Portanto, o *spread* tem sido objeto de estudo não só de pesquisadores acadêmicos, mas também de instituições como o Banco Central do Brasil, a FIPECAFI, a FEBRABAN, entre outras. Em razão dos efeitos negativos dos elevados *spread*s sobre a expansão do crédito e o crescimento econômico, o BCB dedica parte substancial de suas pesquisas no assunto. Desde 1999, edita anualmente o Relatório de Economia Bancária e Crédito onde “tornou pública a prioridade governamental em reduzir os juros cobrados pelos bancos em suas operações de crédito [...] procurou fazer um diagnóstico preciso para os juros altos praticados”, além de adotar “uma série de medidas que atacam as principais razões econômicas para os elevados *spread*s bancários (BCB, 2000, p.5)”. Nos últimos anos, este objetivo se intensificou com bancos públicos federais procurando reduzir suas margens para incentivar o mercado no mesmo caminho. O resultado positivo foi observado com a expressiva queda nas taxas cobradas, todavia, não se sustentou de forma perene.

Assim, estudos acerca da estrutura e dos determinantes do *spread* bancário brasileiro se mantêm importantes na contribuição de um mercado financeiro mais eficiente e benéfico ao crescimento do país.

O *spread* pode também ser considerado por meio da origem da informação: *ex-ante* ou *ex-post*. O *spread* *ex-ante* é medido, como sugere o nome, a partir das expectativas das instituições financeiras no momento da concessão do crédito, isto é, *antes* do resultado efetivo. É portanto, basicamente, a diferença entre a taxa de juros dos empréstimos e a taxa de juros de captação dos bancos obtida das informações sobre as operações bancárias. No Brasil é calculado pelo BCB pela diferença entre a taxa média de juros das novas operações de crédito contratadas no período de referência no Sistema Financeiro Nacional (SFN) e o custo de captação referencial médio. Pode ou não inclui operações contratadas no segmento de crédito livre e no segmento de crédito direcionado. Por ser uma série diretamente fornecida pelo regulador do sistema financeiro, facilita a proliferação de estudos sobre a perspectiva *ex-ante* do *spread* no Brasil.

O *spread* *ex-post*, é o diferencial efetivamente obtido entre as receitas de intermediação financeira e dos custos de captação, mensurando o verdadeiro resultado da intermediação financeira obtido no período. A mensuração é realizada após a efetivação do resultado da operação, sendo normalmente calculada por meio de dados contábeis. Portanto, enquanto o primeiro se baseia nas taxas estabelecidas pelos bancos, o segundo se fundamenta nos resultados financeiros realizados. Por se basear em dados contábeis e oficiais das instituições bancárias é uma fonte confiável de entendimento do *spread* bancário brasileiro. Todavia, tal medida não está disponível no formato final e de fácil acesso, o que pode dificultar o número de trabalhos sobre essa alternativa de cálculo.

Conforme Demirguç-Kunt e Huizinga (1999), o *spread* *ex-ante* é mais volátil ao risco percebido. Alterações nas expectativas geram mudanças imediatas no *spread* visando à manutenção do resultado e da segurança esperados. O *spread* *ex-post*, por sua vez, depende das consequências ocasionadas pela expectativa de risco. Para os autores, o *spread* *ex-post* é mais consistente para fins de comparações devido à consistência dos dados. Como a mensuração é realizada após a efetivação do resultado operacional, é calculado por meio de dados contábeis. Destarte, enquanto o *ex-ante* se fundamenta nas taxas estabelecidas pelos bancos, o *ex-post* é reflexo dos resultados financeiros realizados.

Enquanto na literatura internacional existe um grande número de trabalhos sobre o *spread* *ex-post,* no Brasil, a imensa maioria dos estudos sobre o *spread* bancário se concentra no *spread* *ex-ante* conforme destacado por Leal, (2006), de Guimarães e Souza (2007), Dantas, Medeiros e Capelletto (2011) e Almeida e Divino (2013). Nesse sentido, o presente trabalho visa contribuir para o entendimento do *spread* *ex-post* no Brasil. Os resultados obtidos podem ser comparados com os encontrados nos estudos sobre *spread* *ex-ante* e compreender melhor a forma com o qual o *spread* efetivamente obtido pelos bancos é relacionado às diversas variáveis microeconômicas e macroeconômicas.

Além desta introdução, o artigo é composto de mais três seções. A segunda seção descreve a metodologia, no qual este artigo fundamentou-se, e discorre sobre a base de dados e as variáveis utilizadas. A seção seguinte realiza a análise empírica responsável por definir as especificações e analisar os resultados. Por último, é apresentada a conclusão.

1. **Metodologia**

## **Descrição da base de dados**

A base de dados é construída por meio de dois vetores principais. Os dados macroeconômicos são obtidos na fonte original, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e na Bloomberg. Já os dados referentes às microeconômicas, inclusive as variáveis bancárias, são coletadas das estatísticas do BCB para os “50 maiores bancos e o consolidado do Sistema Financeiro Nacional” provindos do Sisbacen. Para o intento, monta-se uma banco de dados, selecionando todas as instituições atuantes no Brasil com carteira comercial ativas no período analisado, 2000 a 2013 trimestralmente, chegando a um total de 222 instituições[[4]](#footnote-4). A amostra é bastante relevante, pois segundo posição de dezembro de 2013, o Consolidado Bancário I representa cerca de 83,8% do SFN em termos de ativo, 94,1% em termos de deposito total do sistema e 98,6% dos funcionários[[5]](#footnote-5).

Devido à ausência de algumas das variáveis empregadas nos modelos finais para todo o período amostral a para alguns bancos e a entrada e saída de instituições, a base final utilizada em todos os modelos estimados comtempla 149 instituições e 51 períodos.

## **Descrição das variáveis**

O principal objetivo deste estudo é analisar os determinantes do *spread* bancário brasileiro mensurado de forma *ex-post*. Destarte, o impacto de variáveis macroeconômicas fundamentais sobre o *spread*, assim como as características particulares específicas das instituições bancárias são consideradas. Especificamente, analisa-se dados de três categorias distintas, a saber: os referentes às condições macroeconômicas do país, os representativos do sistema financeiro nacional e, por fim, os específicos e individuais que caracterizam as instituições bancárias no Brasil.

A seleção das variáveis empregadas nos modelos econométricos de determinação do *spread* bancário brasileiro foram baseadas em diversos trabalhos presentes na literatura internacional e, devido às particularidades do mercado brasileiro, principalmente na literatura nacional sobre o tema.

Se por um lado, o *spread* bancário *ex-ante* é obtido a partir das decisões de precificação dos empréstimos bancários em relação às taxas de captação anteriores ao próprio resultado e procura assim, medir as diversas expectativas dos bancos em relação à demanda, concorrência e aos riscos incorridos. O *spread* *ex-post* consolida o que realmente ocorreu em termos de resultado financeiro pelos bancos em sua atividade fim, a intermediação financeira.

Nesse sentido, o cálculo do *spread* *ex-post*, pode ser distinto. Dantas, Medeiros e Capelletto (2011) apura o valor pela diferença entre a taxa de retorno obtido nas operações de crédito e o custo de captação dos depósitos. Assim, relativizam as receitas em relação as operação de crédito e as despesas em relação aos depósitos. Almeida e Divino (2013) optam pela razão entre o resultado líquido da intermediação financeira (medido pela diferença entre a receita de operação e as despesas de captação) e a receita de operação de crédito.

No presente estudo, se opta por medir o próprio resultado econômico do banco, pela diferença entre o Resultado de Intermediação Financeira (RIF) e a Despesa de Intermediação Financeira (DIF)[[6]](#footnote-6). A DIF é o custo de captação de cada banco, equivalente ao custo da taxa Selic, remuneradora dos fundos interbancários. Como os recursos captados são emprestados/aplicados em valor superior à taxa SELIC, origina-se o *spread* bancário e, como decorrência, a RIF. A Margem Financeira representa portanto próprio resultado do negócio de intermediação financeira, por ser a quantificação do resultado de intermediação financeira a partir das receitas efetivamente geradas pelos empréstimos e dos custos de captação dos recursos empregados[[7]](#footnote-7). Dessa forma, o emprego da margem financeira como variável dependente objetiva manter coerência com os trabalhos seminais de Ho e Saunders (1981) e Angbazo (1997).

No plano macroeconômico, se utiliza as variáveis PIB real dessazonalizado (Census X-12 ARIMA), obtida junto ao IBGE, a taxa real de juros, calculada *ex-ante* por meio dos dados do DI futuro de 360 dias descontado das expectativas de inflação medida pelo IPCA obtidos na Bloomberg. A característica futura da taxa de juros se justifica pela postura gerencial dos bancos de incorporarem no *spread* e, portanto, na taxa de juros atual, suas expectativas acerca da inflação e da taxa de juros básica da economia, Selic (base de remuneração da captação). Isso porque para o cálculo do *spread*, a taxa interna de retorno é deduzida da taxa interna de retorno de um referencial, que se existe a perspectiva de se elevar, vai ser antecipada por um movimento de elevação do *spread*. Para capturar esse efeito a variável foi utilizada com uma defasagem temporal. Variáveis estruturais como a inflação medida pelo IPCA (obtida no IBGE) e a Selic (obtida junto ao BCB), ambas trimestralizadas, também foram calculadas mas não empregadas nos modelos finais.

Como séries representativas do sistema financeiro e que são incorporadas ao cálculo do *spread*, emprega-se variáveis que levem em consideração as principais normas estabelecidas pelo BCB para constituição de provisão e análise do risco de crédito, além das normas prudenciais vigentes como os acordos de Basileia I, II e III.

Sabe-se que o *spread* é influenciado por uma série de variáveis, especialmente qualidade de crédito do tomador, condições de mercado, volume, tipo do empréstimo e prazo. Assim, ele representa a diferença entre as taxas de juros de aplicação e captação, compreendendo o lucro e o risco relativos às operações de crédito. De acordo com de Guimarães e Souza (2007) o risco é inerente à atividade bancária, fundamentalmente, os riscos financeiros. Entre os principais o risco de crédito, de mercado e operacional.

O risco de crédito, o principal deles, consiste na probabilidade da ocorrência de perdas devido ao não-cumprimento dos pagamentos na data contratada e/ou nas condições pactuadas previamente, por parte dos devedores das instituições financeiras. Como forma de se precaver de tais infortúnios, em dezembro de 1999, o BCB emitiu a Resolução 2.682, que dispôs sobre os critérios de classificação de operações de crédito e as regras para a constituição da Provisão de Créditos de Liquidação Duvidosa (PCLD), também conhecido como PDD (Provisão para Devedores Duvidosos).

Especificamente, para avaliar o impacto da constituição de provisão para fazer frente à inadimplência esperada, a variável utilizada no trabalho é a razão entre a PCLD e o ativo total do banco. Doravante, para simplificar a terminologia utilizada para expressar a razão entre provisão constituída para liquidação de crédito duvidoso e ativo total, o termo utilizado neste estudo será simplesmente “Risco”. Assim, o risco além de ser uma *proxy* da probabilidade de inadimplência mede também o custo derivado da despesa de provisão necessária para cumprir a regulação. Custo esse que compõe o *spread* bancário. A razão é, portanto, uma forma de mensurar a perda esperada: como o próprio nome sugere, trata-se do montante esperado de perda na operação de crédito. Normalmente, é considerada parte do custo na concessão do crédito e, dessa forma, imputada no *spread* da operação.

Nesse sentido, a Resolução 2.099/94 do BCB estabelecem a obrigação dos bancos para a constituição de patrimônio líquido em montante compatível com o grau de risco dos seus ativos de crédito para eventos inesperados. Logo, são imputados aos bancos custos para a realização das operações de crédito no que se refere à necessidade de constituir patrimônio suficiente para a realização daquelas operações. Recursos financeiros são alocados para servir de garantia à volatilidade do risco de crédito da carteira, ocasionando custo de oportunidade para esses. Atualmente, para mensurar o requerimento mínimo de capital para suportar os riscos globais (crédito, mercado e operacional) dos bancos, vale-se do Índice de Basileia nos termos da Resolução do CMN nº 3.444/2007. Tal variável é então, empregada no estudo, representando o requerimento de capital regulatório utilizado pelo banco para se alavancar e realizar suas atividades tradicionais.

Enquanto a perda esperada ocorre em maior incidência, mas em menores montantes; a inesperada tem baixa probabilidade de ocorrência, porém causa perdas severas. A provisão, portanto, visa fazer frente às perdas esperadas, isto é, as perdas decorrentes da própria atividade do empréstimo, enquanto o capital regulamentar (ou capital econômico) deve ser reservado no patrimônio líquido para cobertura de eventos não esperados, extraordinários, que venham a prejudicar o curso dos negócios. Ambas são consideradas no presente estudo, a fim de contribuir para a literatura sobre *spread* *ex-post* no Brasil.

Adicionalmente, em termos patrimoniais, emprega-se a variável utilizada para mensurar o limite de comprometimento do Patrimônio Líquido (PL) com o ativo imobilizado, conforme Resolução CMN nº 2.669/1999, conhecido como o Índice de Imobilização. Também, serve como variável de controle por ser uma determinação legal aos bancos para a intermediação financeira.

Em particular, as variáveis Índice de Basileia e Índice de Imobilização são restrições imediatas à atividade bancária. Se, por ventura, o Índice de Basileia apresentar valor abaixo de 11% ou se o índice de imobilização superar a marca de 50%, os bancos ficam impedidos legalmente para expandir suas operações de crédito, isto é, se alavancar. Já a provisão constituída leva em consideração o estoque e a qualidade do crédito concedido, sendo uma *proxy* para o risco de crédito de cada instituição bancária que, por sua vez, tem uma característica prospectiva. Por essa razão, opta-se por dispor essa última com defasagem temporal.

Com efeito, deve-se observar que o Índice de Basileia, o Índice de Imobilização e o Risco avaliam aspectos distintos relacionados às restrições operacionais e legais aplicadas aos bancos e à percepção de risco envolvida nas atividades bancárias. Destarte, é importante que essas variáveis sejam consideradas conjuntamente nos modelos de estimação dos determinantes do *spread*, servindo como controle do efeito das demais variáveis sobre o resultado da intermediação financeira.

Ainda no que tange ao sistema financeiro, para avaliar a evolução da concentração bancária no Brasil, e com isso capturar os efeitos do setor sobre o *spread* bancário, utilizou-se como metodologia de análise o índice de concentração espacial de Hirschman-Herfindal (IHH). Nesse sentido, para assegurar a robustez das estimativas, os modelos são estimados considerando tanto a concentração em termos de ativo, como também sob o aspecto de concentração de depósitos bancários, depósito em poupança e número de agência.

Na análise do IHH, considera-se uma série indicadora do nível de atividade econômica em um conjunto com observações distintas representativas de cada banco do sistema financeiro nacional. Assim, o menor indicador para o IHH ocorre quando a série é constante. Neste caso, a participação relativa de cada termo é exatamente igual a , sendo que o vetor representa o ponto mínimo da função objetivo. Por outro lado, quando o indicador bancário está concentrado em um único banco, então o IHH será igual a um, evidenciando concentração bancária máxima.

Ao se tomar a soma dos quadrados da participação relativa de cada banco, para cada uma das dimensões de concentração consideradas, tanto maior será o índice quanto maior a instituição e seu poder de mercado. Segundo o *Federal Trade Comission e o Department of Justice*, dos EUA, um mercado específico é classificado em termos de concentração da seguinte forma[[8]](#footnote-8):

**Tabela 1 – Classificação da Indústria Segundo o IHH**

|  |
| --- |
| => indústria altamente concentrada |
| => indústria moderadamente concentrada |
| => indústria não é concentrada |

Fonte: *Federal Trade Comission* - EUA

Considerando-se os dados do relatório “50 Maiores”[[9]](#footnote-9) do COSIF do BCB - ativo total, volume de depósito, número de funcionários, número de agências, volume em operações de crédito e arrendamento mercantil e TVM e instrumentos financeiros com derivativos, etc., obtém-se os índices de IHH para o período compreendido entre o 1º Trimestre de 2000 até o 4º Trimestre de 2013, totalizando 56 trimestres. Seguindo a classificação da *Federal Trade Comission e do Department of Justice*, verifica-se que o setor bancário brasileiro seria classificado como indústria moderadamente concentrada, exceto sob o ponto de vista de concentração de depósitos em poupança, o caso clássico de alta concentração[[10]](#footnote-10) (Gráfico 1).

**Gráfico 1 – Evolução IHH – Indicadores Selecionados**

Fonte: BCB, 50 Maiores, cálculo dos autores.

Na literatura existem importantes controvérsias sobre o efeito esperado que a concentração bancária exerça sobre o *spread* empregado por essas instituições. Por exemplo, Fungacova (2008), Sidabalok e Viverita (2011), Manurung e Anugrah (2013) encontraram sinal positivo para o IHH na estimação do *spread* bancário. Por outro lado, analisando o comportamento dos bancos brasileiros, Araújo e Jorge-Neto (2006) encontram sinal negativo para o índice. Já Almeida e Divino (2013) encontram sinal positivo para o IHH e negativo para o *market-share*, o que não seria o esperado, uma vez que as duas variáveis captam o poder de mercado dos bancos.

Essa aparente contradição decorre da simultaneidade existente entre dois importantes efeitos contraditórios. De um lado, a maior a concentração bancária, o maior o poder de mercado e, por essa lógica, maior capacidade de elevar o *spread* bancário. Por outro lado, a atividade bancária possui economias de escala e de escopo, o que permitem aos bancos diminuírem seus custos por unidade de produto (Baumol *et al*., 1982). A presença de economias de escala significa que os grandes bancos possuem custos de produção marginais (e médios) mais baixos dos que os bancos pequenos. Economia de escopo, por sua vez, implica que bancos múltiplos com diversos produtos são mais eficientes do que os clássicos bancos comerciais. Tomando como base o nível médio do índice de Hirschman-Herfindal do setor bancário brasileiro, o qual é abaixo de 0,18[[11]](#footnote-11), e do padrão de concorrência do setor, com forte presença de bancos públicos ativos, espera-se que o vetor resultante da conjunção de forças entre poder de mercado e economias de escala e escopo seja negativo, ao menos para o período analisado. Em outras palavras, supõe-se que o padrão do setor bancário brasileiro leve a uma situação na qual a maior concentração de mercado tende a reduzir o *spread* bancário. Este resultado foi reportado por Oreiro *et al.* (2013). Nessa mesma linha, Nakane (2001) implementou um teste empírico de poder de mercado para a indústria bancária brasileira baseado na metodologia de Bresnahan e Lau (1982) e seus resultados mostram que a indústria bancária brasileira não atua em cartel. Reforçando os resultados de Nakane (2001), Peterini e Jorge- Neto (2003) investigaram o grau de competição existente entre os bancos privados brasileiros e seus resultados indicaram que esses bancos não atuam em conluio e que a estrutura de mercado mais apropriada, com respeito às operações de crédito, é a concorrência monopolística. Resultado similar foi reportado por Araújo e Jorge Neto (2006). Segundo os autores:

“A estrutura de competição da indústria foi estimada pela estatística H, que demonstrou que a indústria bancária brasileira opera em regime de concorrência monopolista. Indicando que, apesar do elevado grau de concentração, os bancos não operam em cartel. A relação entre a competição mensurada pela estatística-H e a concentração quantificada pelos diferentes índices considerados, indicou a existência de uma relação negativa significante entre a concentração e a competitividade no sistema bancário brasileiro, principalmente quando a medida é feita nas operações de crédito, que tiveram uma redução acentuada no período” (p.12).

Ainda sobre a contradição reportada no IHH, deve-se levar em consideração que os referidos estudos econométricos feitos para a economia brasileira, à exceção de Araújo e Jorge Neto (2006), não utilizam em suas estimativas as variáveis chave para se avaliar o comportamento recente dos bancos como Índice de Basileia, Índice de Imobilização e constituição de provisão. Nesse sentido, a análise aqui realizada, além de utilizar a análise em painel para uma nova abordagem de medida do *spread*, também se vale das últimas mudanças regulamentares adotadas no Brasil e no mundo, de modo a contribuir com o debate sobre os determinantes do *spread* bancário.

Por fim, os dados concernentes às características individuais das instituições financeiros também extraídos dos Demonstrativos de Limites Operacionais (DLO) disponível na série estatística do BCB dos “50 maiores”. Para essa pesquisa, conforme informado anteriormente, seleciona-se todas as instituições atuantes no Brasil com carteira comercial ativas no período analisado (entre 2000 e 2013), chegando a um total de 149 instituições financeiras. Em particular, a instituição deveria divulgar, no mesmo período, ao menos quatro informações trimestrais consecutivas de balanço para que essa unidade *cross-section* participasse da amostra. As variáveis bancárias são: Retorno sobre Patrimônio Líquido (ROE - *Return On Equity*) que mensura a desempenho do banco em relação ao seu potencial; o RPS, ou as receitas de prestação de serviço sobre o ativo total; a Eficiência mensurada pelo resultado bruto sobre as despesas de pessoal; e as despesas tributárias em relação ao total de ativos. A seguir, na Tabela 1, são reportadas com detalhe, as variáveis explicativas utilizadas no modelo, bem como, o respectivo sinal esperado, a referência na literatura e, quando necessário, a fórmula de cálculo.

Tabela 1 - Definição das Variáveis e Respectivos Sinais Esperados

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável Dependente** | | | | | |
| *Spread* bancário | Calculado pela diferença entre a receita de intermediação financeira e a despesa de intermediação financeira | | | | |
| **Variáveis Independentes** | | | | | |
| **Aspectos** | **Variável utilizada** | **Indicador** | **Sinal Esperado** | **Referência** | **Racionalidade** |
| Rentabilidade | Retorno sobre patrimônio líquido (ROE) – mensura a performance do banco em relação ao seu potencial. | Lucro Líquido/Patrimônio Líquido | Positivo | Ongore e Kussa (2013) |  |
| Prestação de Serviço Bancário | Receita de Prestação de Serviços. | Receita com Prestação de Serviços/Ativo Total | Negativo | Brock e Suarez (2000)  Saunders e Schumacher (2000)  Maudos e Guevara (2004)  Divino e Almeida (2013) |  |
| Custo do capital (juros) e inflação | Taxa de juros calculada pelo DI futuro de 360 dias e inflação calculada pela expectativa de IPCA. | -1 | Positivo | Brock e Suarez (2000)  Saunders e Schumacher (2000)  Bennaceur e Omran (2011) |  |
| Nível de atividade econômica | PIB (Produto Interno Bruto) Real Dessazonalizado | PIB real dessazonalizado pelo método X-12 ARIMA. | Negativo | Brock e Suarez (2000)  Demirguc-Kunt *et al.* (2004)  Maudos e Guevara (2004)  Liebeg e Schwaiger (2006)  Athanasoglou *et al.* (2008)  Bennaceur e Goaeid (2008)  Bennaceur e Omran (2011)  Sidabalok e Viverita (2011)  Manurung e Anagraha (2013) |  |
| Risco de crédito e inadimplência | Provisão de crédito – utilizado para mensurar o tamanho da exposição do banco ao risco de crédito e atua como *proxy* probabilidade de inadimplência. | Provisão para operações de crédito/operações de crédito bruta | Positivo | Angbazo (1997)  Barrios e Blanco, (2003)  Fungacova (2008)  Sidabalok e Viverita (2011) |  |
| Requerimento mínimo de capital regulatório | Índice de Basileia – Conceito internacional definido pelo Comitê de Basiléia. | Patrimônio de Referência\*100 / (Patrimônio de Referência Exigido/fator F) | Positivo | Mcshane e Shape (1985)  Brock e Suarez (2000) |  |
| Total de recursos aplicado no ativo permanente | Índice de Imobilização - Indica o percentual de comprometimento do Patrimônio de Referência (PR) com o ativo permanente imobilizado. O índice máximo permitido é de 50%, conforme determina a Resolução CMN nº 2.669, de 25 de novembro de 1999. | (Ativo Permanente Imobilizado - Deduções) / (PR - Títulos Patrimoniais) | Negativo | Brock e Suarez (2000)  Sidabalok e Viverita (2011) | (imóveis por ex.) |
| Eficiência | Avaliação do impacto dos custos administrativos em relação à operação do banco. | Resultado Bruto/Despesas de pessoal | Negativo | Liebeg e Schwaiger (2006)  Sidabalok e Viverita (2011) |  |
| Despesas com tributos | Avaliação do impacto dos tributos nas operações bancárias. | Despesas Tributárias/ Ativo Total | Positivo | Divino e Almeida (2013) |  |
| Índice de Hirschman- Herfindahl (IHH) | Avalia grau de concentração. | IHH Ativo Total  IHH-Número de Agências  IHH - Depósito Total  IHH – Poupança | Negativo | Brock e Suarez (2000)  Araújo e Jorge-Neto (2006)  Fungacova (2008)  Sidabalok e Viverita (2011)  Manurung e Anagraha (2013) |  |

Fonte: Elaboração própria.

1. **Análise Empírica**

O comportamento do *spread* bancário brasileiro desde inicio dos anos 2000 vem apresentando uma tendência de redução derivado das diversas melhorias dos aspectos institucionais, mas de forma volátil. A dispersão dos *spread*s cobrados entre os bancos brasileiros é também bastante heterogênea. Esse cenário é propicio para a implementação da ferramenta de análise de painel, por explorar tanto o aspecto temporal como o aspecto seccional.

Com efeito, para analisar os determinantes do *spread* bancário no Brasil, a avaliação empírica utiliza-se da regressão de dados em painel. Para tanto, serão testados não apenas o modelo de efeito fixo (FE), como também com efeitos aleatórios (RE). Contudo, como dados em painel são usualmente caracterizados por estruturas de erro complexas, com presença de erros não esféricos, é importante considerar e identificar as estruturas de erros dos modelos para se evitar problemas de ineficiência nas estimativas dos coeficientes e vieses nas estimativas dos desvios padrão, em particular, problemas de heterocedasticidade e de correlação serial.

A metodologia de dados em painel compreende modelos estáticos e dinâmicos. No trabalho em questão, opta-se *a priori* pelo cálculo dos determinantes do *spread* *ex-post*, por meio de modelos estáticos[[12]](#footnote-12). A base se trata do caso de N>T, ou seja, as unidades *cross-sections* são mais numerosas que o aspecto temporal, tal situação é conhecida como uma “*cross-sectional dominant panel*”(Wooldridge 2003, p.170)[[13]](#footnote-13).

Modelos estáticos podem ser diferenciados em termos de efeitos de grupo, os efeitos do tempo e efeitos de tempo e de grupo. Tais efeitos podem ser efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Um modelo de efeito fixo pressupõe diferenças nos interceptos dos grupos ou períodos de tempo, considerando que um modelo de efeito aleatório explora as diferenças de variâncias de erro. Em geral, os modelos tradicionais de dados de painel estático baseiam-se em uma suposição fundamental: na ausência de correlação entre os componentes do erro e entre as variáveis explicativas.

Com base no modelo teórico de Ho e Saunders (1981) estendido por Angbazo (1997) e nos modelos empíricos implementados no Brasil para o *spread* *ex-post* (Dantas, Medeiros e Capelletto, 2011; Almeida e Divino, 2013), estima-se o modelo empírico a seguir.

As variáveis explicativas são as apresentadas na Tabela 1, e representam o cenário econômico e o tipo de concentração do mercado bancário em cada período, o a solidez do sistema bancário por meio das instituições que o compõe, e das características de cada banco em termos de risco, retorno e eficiência. As séries foram diferenciadas, pois o intuito desse estudo é verificar o impacto de curto prazo diretamente na margem financeira dos bancos, dado que as decisões dessas instituições apesar de pautadas em um horizonte de longo prazo provindas de uma plano diretor, visam na prática o lucro semestral e/ou anual, não permitindo desvios de curto prazo[[14]](#footnote-14).

Como pode ser observado na Tabela 2, com a matriz de correlação, os diferentes indicadores de concentração do mercado bancário são correlacionados, como esperado, e servem portanto, para testar a robustez dos resultados. Entre as demais variáveis a presença de elevada correlação não é observada.

Além, das variáveis explicitas acima, destaca-se a consideração dos fatores não observáveis de cada banco que não se alteram no tempo. O efeito fixo αi captura todas as diferenças (não)observáveis que são invariantes temporalmente entre os bancos. Dessa forma, o painel permite reduzir o viés de possíveis variáveis omitidas, ou seja, produz um resultado mais robusto à omissão de variáveis[[15]](#footnote-15). Adicionalmente, nessa abordagem, a consistência da estimação não impõe que as variáveis explicativas do modelo seja não correlacionada como αi.

A escolha do método de estimação entre efeitos fixos e efeitos aleatórios não é trivial. O Teste de Hausman para identificação do tipo de efeito serve como auxílio na decisão de escolha. Hausman (1978), adaptou o teste baseado na ideia que sob a hipótese de não correlação, tanto o OLS, ou Mínimos Quadrados Ordinários (utilizado no FE), e o GLS, ou Mínimos Quadrados Generalizados (usado no RE), são consistentes, mas o OLS é ineficiente, enquanto na hipótese alternativa OLS é consistente porém GLS não. Todavia, vale destacar que o uso indiscriminado do teste sem o entendimento econômico por trás do modelo não é adequado.

Nas distintas especificações dos modelos, com uso de diferentes medidas de concentração e a omissão da variável risco, o teste de Hausman foi favorável a adoção do modelo de RE, com a não-rejeição da hipótese nula. Todavia, de forma intuitiva sabe-se que os indivíduos da amostra particular, são bancos representativos do SFN e, logo, difícil de serem classificados como uma amostra aleatória de uma população subjacente. A importância de grandes bancos na base de dados que configuraram uma espécie de oligopólio torna apropriada a utilização do modelo FE. Desse modo, o emprego das duas formas de estimação são realizadas *vis-à-vis* que os resultados do modelo de efeito fixo é consistente mesmo que realmente o contexto seja de efeitos aleatórios.

Assim, para fins de robustez dos resultados e da estimação, distintos formatos foram testados, sejam pela mudança das variáveis seja pela modificação do estimador. Os modelos (1), (2), (3), (4) e (5) são estimados por efeitos fixos sendo que o modelo base (1) emprega como medida de concentração o IHH dos ativos bancários, o (2) mede pelo IHH dos depósitos totais, o (3) por número de agências e o (4) pelo IHH baseado no volume de poupança. O (5) é o modelo base com a omissão da variável risco, que tem uma característica prospectiva e uma relação forte com o Índice de Basiléia, dado que a perda inesperada depende da perda esperada[[16]](#footnote-16). Como o IB é uma restrição legal e deriva de cálculos regulatórios, enquanto o a PCLD, apesar de ser definida por regulação é mais flexível de ser “gerenciada” pelos bancos. Isto porque a classificação por níveis de risco dependem de modelos internos e gerenciais (não contábil) dos bancos.

Tabela 2 - Matriz de Correlação

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | ROE | RPS | RISCO | Índice de Basileia | Índice de Imobilização | IHH - Ativo Total | IHH - Depósito Total | IHH - Depósito Poupança | IHH – Núm. de Agências | PIB Real | Despesas Tributárias | Juros Reais (*ex-ante*) |
| ROE | 1,00 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| RPS | 0,06 | 1,00 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| RISCO | -0,17 | 0,08 | 1,00 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Índice de Basileia | 0,03 | -0,03 | -0,10 | 1,00 |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Índice de Imobilização | -0,03 | 0,21 | -0,02 | 0,03 | 1,00 |  |  |  |  |  |  |  |
| IHH - Ativo Total | -0,15 | 0,02 | 0,09 | 0,02 | 0,45 | 1,00 |  |  |  |  |  |  |
| IHH - Depósito Total | -0,15 | 0,02 | 0,09 | 0,01 | 0,44 | 0,96 | 1,00 |  |  |  |  |  |
| IHH - Depósito Poupança | -0,14 | 0,04 | 0,09 | 0,01 | 0,46 | 0,85 | 0,82 | 1,00 |  |  |  |  |
| IHH – Núm. de Agências | -0,13 | 0,04 | 0,07 | 0,01 | 0,48 | 0,87 | 0,82 | 0,96 | 1,00 |  |  |  |
| PIB Real | -0,12 | 0,04 | 0,07 | 0,02 | 0,44 | 0,72 | 0,69 | 0,91 | 0,87 | 1,00 |  |  |
| Despesas Tributárias | 0,05 | 0,51 | 0,07 | -0,03 | 0,24 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,08 | 0,10 | 1,00 |  |
| Juros Reais (*ex-ante*) | 0,10 | -0,03 | -0,07 | -0,01 | -0,39 | -0,67 | -0,62 | -0,84 | -0,79 | -0,89 | -0,11 | 1,00 |

Os modelos (6), (7), (8) e (9) são estimados por RE. Para fins de robustez e complementar a análise dos modelos anteriores, é testado as duas principais medidas de concentração bancária e duas formas de estimação distintas. Os resultados estão dispostos na Tabela 3.

Para calcular o erro padrão robusto dos coeficientes estimados pelos modelos de efeito fixo e de efeito aleatório são obtidas as covariâncias computadas pela metodologia *Panel Corrected Standard Error* (PCSE)[[17]](#footnote-17) proposta por Beck e Katz (1995). Essa classe de estrutura de covariância permite heterocedasticidade e correlação serial arbitrárias entre os resíduos de um mesmo banco, mas restringe os resíduos descorrelacionados entre de distintos bancos[[18]](#footnote-18). Tal estrutura é condizente com o perfil dos bancos no Brasil e a estrutura de mercado na qual essas instituições se inserem. Ainda, a dominância do N em relação ao T é um potencial para o caso de heterocedasticidade[[19]](#footnote-19).

No que tange especificamente aos modelos de efeito aleatórios, esses são calculados pelo método dos Mínimos Quadrados Generalizados, mais especificamente o estimado (ELGS)[[20]](#footnote-20), que nada mais é que uma generalização no OLS no qual relaxa a hipótese que os erros são homocedásticos e não correlacionados (Greene, 2008). Os modelos (6) e (7) usam a ponderação nos coeficientes pelo *Period SUR* (*seemingly unrelated regressions*) para corrigir tanto a heterocedasticidade quanto a correlação geral das observação para série de cada banco individualmente, enquanto os modelos (8) e (9) são estimados pelo método tradicional de Swamy e Arora (1972)[[21]](#footnote-21).

As diferentes especificações e metodologias visam cobrir um amplo espectro de processos subjacentes e permitir maior robustez nos resultados. Apesar das mudanças, os sinais e os valores se mantiveram estáveis, mesmo a diferentes especificações, conforme Tabela 3[[22]](#footnote-22).

Tabela 3 - Definição das Variáveis e Respectivos Sinais Esperados

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável dependente:** | | | | | |  |  |  |  |
| **Método de Estimação** | | | | | |  |  |  |  |
| Variáveis / Modelos | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|  | 9110,272  (2654,388)  [0,0006] | 9093,648  (2666,570)  [0,0007] | 10894,48  (3111,365)  [0,0005] | 10814,69  (3144,386)  [0,0006] | 9300,894  (2658,146)  [0,0005] | - | - | 8799,898  (3275,717)  [0,0073] | 8783,862  (3278,188)  [0,0074] |
|  | 135084,9  (48257,51)  [0,0052] | 134020,4  (48248,64)  [0,0055] | 136036,8  (48419,17)  [0,0050] | 136527,6  (48555,01)  [0,0050] | 136933,9  (48425,49)  [0,0047] | 65390,44  (4657,716)  [0,0000] | 65163,10  (5206,521)  [0,0000] | 133831,5  (46420,24)  [0,0040] | 132804,6  (46407,81)  [0,0042] |
|  | 18704,89  (8138,659)  [0,0216] | 19125,10  (8277,916)  [0,0209] | 19575,01  (8239,850)  [0,0176] | 19370,81  (8246,363  [0,0189] | 18615,82  (8172,029)  [0,0228] | 3185,401  (638,7636)  [0,0000] | 3327,447  (941,3344)  [0,0004] | 18065,66  (7858,216)  [0,0216] | 18474,77  (7988,339)  [0,0208] |
|  | -0,342297  (0,024545)  [0,0000] | -0,342158  (0,024539)  [0,0000] | -0,343060  (0,024617)  [0,0000] | -0,340072  (0,024501)  [0,0000] | -0,342251  (0,024544)  [0,0000] | -0,335429  (0,003318)  [0,0000] | -0,335402  (0,003252)  [0,0000] | -0,341814  (0,024034  [0,0000] | -0,341679  (0,024029)  [0,0000] |
|  | 122,5433  (57,28831)  [0,0325] | 122,1185  (57,29059)  [0,0331] | 119,8550  (57,34850)  [0,0367] | 113,8604  (57,31925)  [0,0471] | 130,5711  (57,13017)  [0,0223] | 29,55515  (9,766975)  [0,0025] | 29,49944  (11,91722)  [0,0134] | 123,2422  (56,36401)  [0,0288] | 122,8593  (56,36371)  [0,0293] |
|  | -1843,871  (1107,772)  [0,0961] | -1840,706  (1108,104)  [0,0968] | -1649,037  (1128,752)  [0,1441] | -1829,966  (1110,618)  [0,0995] | -1815,587  (1109,189)  [0,1018] | -411,4234  (117,3835  [0,0005] | --411,4906  (124,4171)  [0,0010] | -1543,006  (990,3269)  [0,1193] | -1540,702  (990,5821)  [0,1200] |
|  | 938736,7  (577772,8)  [0,1043] | 951797,3  (578129,0)  [0,0998] | 919109,2  (576531,7)  [0,1110] | 858270,2  (575626,7)  [0,1360] | - | 354172,5  (43360,01)  [0,0000] | 359110,2  (55441,87)  [0,0000] | 892909,6  (549684,3)  [0,1044] | 905030,7  (549993,0)  [0,0999] |
|  | -1,750451  (0,779282)  [0,0248] | -1,741779  (0,779595)  [0,0255] | -1,545473  (0,694652)  [0,0262] | -1,396323  (0,639153)  [0,0290] | -1,737819  (0,778526)  [0,0257] | -0,504310  (0,082975)  [0,0000] | -0,506224  (0,088355)  [0,0000] | -1,675417  (0,734598  [0,0226] | -1,666836  (0,734927)  [0,0234] |
|  | 3382,253  (1088,752)  [0,0019] | 3403,286  (1089,205)  [0,0018] | 3298,193  (1089,216)  [0,0025] | 3272,038  (1089,013)  [0,0027] | 3394,402  (1090,379)  [0,0019] | 3158,596  (146,1762)  [0,0000] | 3156,617  (160,8800)  [0,0000] | 3272,693  (1032,112)  [0,0015] | 3291,704  (1032,445)  [0,0014] |
|  | 646870,0  (247708,6)  [0,0091] | 642681,7  (247361,9)  [0,0094] | 605253,4  (241226,4)  [0,0122] | 462592,7  (235151,3)  [0,0492] | 644211,1  (248015,3)  [0,0094] | 134324,4  (32389,70)  [0,0000] | 134408,1  (34245,84)  [0,0001] | 631677,8  (241173,7)  [0,0089] | 627585,2  (240862,0)  [0,0092] |
|  | -4891754  (2041373)  [0,0166] | - | - | - | -4872826  (2041529)  [0,0170] | -1355598  (175544,1)  [0,0000] | - | -4782895  (1958464)  [0,0146] | - |
|  | - | -4788494  (1996988)  [0,0165] | - | - | - | - | -1338032  (237264,1)  [0,0000] | - | -4682229  (1916068)  [0,0146] |
|  | - | - | - | -4862362  (2286525)  [0,0335] | - | - | - | - | - |
|  | - | - | -5222094  (2113467  [0,0135] | - | - | - | - | - | - |
| Número de observações | 149 | 51 | 149 | 51 | 149 | 51 | 149 | 51 | 149 | 51 | 149 | 51 | 149 | 51 | 149 | 51 | 149 | 51 |
| R2 | 0,192271 | 0,187890 | 0,190813 | 0,188085 | 0,191725 | 0,646316 | 0,658624 | 0,190263 | 0,190185 |
| R2 ajustado | 0,154513 | 0,149907 | 0,152987 | 0,150132 | 0,154192 | 0,645414 | 0,657753 | 0,187968 | 0,187889 |
| Estatística F | 5,092224 | 4,948714 | 5,044490 | 4,955678 | 5,108166 | ND | ND | 82,89717 | 82,85483 |
| Akaike | 27,96106 | 27,96649 | 27,96286 | 27,96623 | 27,96117 | ND | ND | ND | ND |
| Schwartz | 28,23834 | 28,24377 | 28,24014 | 28,24351 | 28,23670 | ND | ND | ND | ND |
| **Teste para dependência dos resíduos (Cross-Section)** |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Teste Person LM Normal | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] | 0,00000  [1,00000] |
| Honda |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Cross Section (one side)  Período (one side)  Cross Section e Período |  |  |  |  |  | -6,053033  [1,00000]  4,044554  [0,0000]  -1,420209  [0,9222] | -6,052678  {1,00000]  4,048411  [0,00000]  -1,417231  [0,9218] |  |  |
| Teste Multiplicador de Lagrange - King-Wu |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Cross Section (one side)  Período (one side)  Cross Section e Período |  |  |  |  |  | -6,053033  [1,00000]  4,044554  [0,00000]  -0,445109  [0,6719] | -6,052678  [1,00000]  4,048411  [0,00000]  -0,441825  [0,6706] |  |  |
| Teste Multiplicador de Lagrange - SLM |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Cross Section (one side)  Período (one side) |  |  |  |  |  | 1,429962  [0,0764]  0,866076  [0,1932] | 1,426304  [0,0769]  0,865335  [0,1934] |  |  |
| Teste Multiplicador de Lagrange - GHM |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| Cross Section e Período |  |  |  |  |  | 16,35842  [0,0001] | 16,38963  [0,0001] |  |  |

Pela Tabela 3, pode-se observar que os sinais obtidos nos modelos testados estão em consonância com os sinais obtidos pelos principais estudos internacionais e os nacionais. Pela análise conjunta dos modelos se verifica que controlado por todas as variáveis empregadas e pelas especificidades de cada banco não variáveis no tempo, a margem, origem do *spread* *ex-post*, é positiva.

Quanto ao bloco macroeconômico, a expectativa de elevação das taxas de juros induz aos bancos elevarem seus *spread*s o que está ratificado pelo sinal positivo da variável nos modelos. O crescimento do PIB induz a um cenário de melhoria econômica e redução da inadimplência observada, o que conduziria a uma reversão das despesas para a inadimplência reduzindo, por sua vez, o *spread*. A inadimplência é um dos mais importantes componentes do *spread* (de Guimarães e Souza, 2007).

Em relação à estrutura de mercado, a concentração medida por todas as *proxies* utilizadas demonstram uma relação negativo com o *spread*, conforme observado anteriormente, o padrão do setor bancário brasileiro sugere conduzir a uma situação na qual a maior concentração de mercado tende a reduzir o *spread* bancário.

No bloco de variáveis que tratam das restrições operacionais para a intermediação financeira, temos o IB e o Imob. O índice de Basileia também apresenta sinal positivo, pois o aumento do índice provoca aumento do custo de oportunidade do Banco, por conseguinte aumento do *spread* bancário. O Brasil tem um elevado requerimento mínimo de capital regulatório, que reduz a capacidade de alavancagem e torna nosso sistema financeiro um dos mais seguros do mundo. A imobilização tem um efeito negativo sobre o *spread*. Assim uma elevação percentual de comprometimento do Patrimônio de Referência com o ativo permanente imobilizado reduziria a margem financeira disponível para a intermediação financeira. Esse é um resultado não medido na literatura tradicional, que não emprega essa ferramenta de controle, mas como representa um restrição regulamentar aos bancos no Brasil (Resolução CMN nº 2.669, de 25 de novembro de 1999) para sua permissão de intermediador financeiro, se faz necessária.

Quanto as variáveis microeconômicas referentes as características observáveis dos bancos, tem-se as seguintes observações. O risco como esperado, tem um efeito positivo sobre o *spread*. Sua característica expectacional leva ao banco elevar o *spread* para se proteger de possível incremento das perdas sugerido pelo aumento do risco. Assim, a perda esperada (risco) vai na mesma direção de sua volatilidade, ou a perda inesperada (IB).

O Retorno sobre o Patrimônio Líquido (ROE) em todos os modelos apresenta sinal positivo. Os bancos antes de alocarem seus recursos nas carteiras de crédito definem o retorno a ser alcançado para determinado exercício financeiro. Segundo a FEBRABAN, com dados do ranking por setor da revista Valor 1000, a rentabilidade sobre o patrimônio dos bancos brasileiros situou-se entre a 8° e 15° posição entre 2003 e 2011, mesmo assim observa-se que a rentabilidade variava entre 18% a 23% até o ano de 2008. Com a crise de 2009 e as medidas tomadas pelo Governo por meio dos bancos públicos para o destravamento do crédito, que por sua vez, elevou a participação dos bancos públicos na carteira de crédito, os bancos privados se viram obrigados a reduzir a rentabilidade que passou a ficar em torno de 16%. Com isto, os *spread*s que em 2011 estavam em torno de 37% estão atualmente (fev/2014) em cerca de 18% segundo dados do BCB.

Além do ROE, a Eficiência, as Despesas Tributárias, têm relação positiva com a margem, ou seja, a maior eficiência dos bancos na condução dos negócios poderia permitir a obtenção de maiores *spread*s. Já A receita com prestação de serviços também está conforme esperado pela literatura, pois é considerado que o banco ao elevar seus ganhos com tarifas de serviços necessita menos de utilizar parte da margem financeira. O que acontece também é uma transferência de retorno entre os ganhos financeiros e da prestação de serviços. Isso foi bastante observado nos últimos anos. Em uma operação de empréstimo, por exemplo, com a redução do *spread*, o banco, para manter a margem de retorno, pode elevar as tarifas de serviço ou criar novas, migrando o resultado da intermediação financeira para os serviços de tarifas.

1. **Notas Conclusivas**

O objetivo principal do trabalho é analisar os determinantes do *spread* bancário *ex-post* medido pela margem financeira real dos principais bancos responsáveis pela intermediação financeira na economia brasileira.

A análise é empregada de forma a permitir que distintos aspectos sejam abordados, como o cenário econômico, regulação bancária e características individuais dos bancos brasileiros. Dessa forma busca contribuir para a literatura nacional sobre o tema, consolidando em um único trabalho distintas variáveis e um número relevante de bancos capazes de representar o sistema financeiro nacional.

Os modelos seguem as suposições teóricas de Ho e Saunders (1981) e Angbazo (1997) e os trabalhos nacionais sobre o tema. São estimados por meio de dados em painel em um modelo com efeitos fixos e aleatórios, considerando uma amostra de 149 instituições bancárias. O resultado consegue contemplar os aspectos relevantes para a função de intermediação bancária e encontra grande parte dos resultados esperados pela literatura tradicional.

Para fins de sugestão de pesquisa futura, a estimação de modelos dinâmicos com o propósito de capturar o efeito inercial do *spread* por meio de outras metodologias como os modelos GMM.

1. **Referências**

AFANASIEFF, Tarsila., P. LHACER, Priscila M.V.; and M. Nakane, 2001, The Determinants of Bank Interest *Spread*s in Brazil, Joint Research of the Central Bank of Brazil and the University of Sao Paulo.

ALMEIDA, F. D.; DIVINO, J. A.; Determinantes do *spread* bancário *Ex-post* no Brasil: uma análise de Fatores Micro e Macroeconômicos. Anpec, Encontro 2013.

ANGBAZO, Lazarus. Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest Rate Risk and Off-Balance Sheet Banking. Journal of Banking & Finance, v.21, n.1, p. 55-87, 1997.

ARAUJO, L. A. D. ; Jorge-Neto ; Salazar (2006). Competição e concentração entre os bancos brasileiros. Economia (Campinas), v. 7, p. 561-586.

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

ARONOVICH, S. Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o *spread* bancário. Revista Brasileira de Economia, v. 48, n. 1, p. 125-140, 1994.

ATHANASOGLOU, P.P. et al. (2005), Bank-Specific, Industry-Specific and Macroeconomic Determinants of Bank Profitability, Bank of Greece, Working Paper.

BARAJAS, A.; R. Steiner and N. Salazar, 1999, Interest Rate *Spread*s in Colombia, 1974-96, IMF Staff Papers, Vol. 46, pp 196 – 224.

BENNACEUR, S.; GOAIED; M. (2008), The Determinants of Commercial Bank Interest Margin and Profitability: Evidence From Tunisia, Frontiers in Finance and Economics, 5(1), 106-130.

BECK, Nathaniel; KATZ Jonathan N. (1995). “What to Do (and Not to Do) With Time-series Cross-section

Data,” *American Political Science Review*, 89(3), 634-647.

BREUSCH, T.S.; PAGAN, A.R. (1980) The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics, Review of Economic Studies, 47, pp.239–253.

BIKKER, J.A.; HAFF;K. Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry: a Review of the Literature. Research Series Supervision, no. 27, Setembro de 2000.

BROCK; P. and H. Franken, 2002, Bank Interest Margins Meet Interest Rate *Spread*s: How Good is Balance Sheet Data for Analysing the Cost of Financial Intermediation?, Central Bank of Chile.

BROCK, P.; SUAREZ, L. (2000), Understanding the behavior of bank *spread*s in Latin America, Journal of Development Economics, 63, 113–134.

CHIRWA; E. and M. Mlachila, 2004, Financial Reforms and Interest Rate *Spread*s in the Commercial Banking System in Malawi, IMF Staff Papers, Vol. 51, pp 96 – 122.

DANTAS, J.A.; MEDEIROS, O.R.; PAULO, E. Relação entre concentração e rentabilidade no setor bancário brasileiro. R. Cont. Fin. – USP, São Paulo, v. 22, n. 55, p. 5-28, jan./fev./mar./abr. 2011.

DANTAS, J.A.; MEDEIROS, O.R.; CAPELLETTO, R. A.; Determinantes o *spread* bancário *Ex-post* no Mercado Brasileiro. Trabalho para Discurssão, Banco Central do Brasil, n. 242. 2011.

de GUIMARÃES e SOUZA, Gustavo José (2007). A Interação entre a dinâmica macroeconômica e os bancos: uma perspectiva acerca do risco de crédito. 2006. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Universidade Federal Fluminense.

DEMIRGUC-KUNT; A. and H. Huizinga, 1999, Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence, The World Bank Economic Review, Vol. 3, pp 379 – 408.

DICK, Astrid. Banking *Spread*s in Central America: Evolution, Structure, and Behavior. HIID Development Discussion Papers, n. 694. 1999.

DIEESE. *Spread* e Juros Bancários. Nota Técnica nº 109. Abril de 2012.

Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras – FIPECAFI Estudo sobre a apuração do *spread* da indústria bancária. FIPECAFI, 2005. 35p.

FEBRABAN, *Spread* Bancário no Brasil, Tendências de Longo Prazo, Questões Metodológicas e Evolução Recente. Apresentação Power-point na Câmara Federal, janeiro 2013.

GREENE, W., 1997, Econometric Analysis, 3rd Edition; Prentice Hall.

GREENIDGE; K. and W. McClean, 1997, The Impact of Regulatory Measures on Commercial Bank Interest Rates: A Micro Analysis of the Barbadian Case, Prepared for the International Symposium on Economic Modelling, London, July 1997.

GOURIEROUX, C., Holly, A.; MONFORT, A. (1982) Likelihood ratio test, Wald test, and Kuhn–Tucker test in linear models with inequality constraints on the regression parameters, Econometrica, 50, pp.63–80.

HONDA, Y. (1985) Testing the error components model with non–normal disturbances, Review of Economic Studies, 52, pp.681–690.

HANSON, J. and R. Rocha, 1986, High Interest Rates, *Spread*s and the Cost of Intermediation: Two Studies, World Bank Industry and Finance Series 18.

HO, Thomas S. W.; SAUNDERS, A. The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence. Journal of Financial and Quantitative Analysis, v. 16, n. 4, p.581-600. 1981.

JAYARAMAN; T. and R. Sharma, 2004, Why is Interest Rate *Spread* High in Fiji? Results from a Preliminary Study, Fiji Institute of Applied Studies, Vol. 1 pp 76 – 103.

KARI H I Grenade, 2007, Determinants of Commercial Banks Interest Rate *Spread*s: Some Empirical Evidence From The Eastern Caribbean Currency Union, Working Paper, The Eastern Caribbean Central Bank (ECCB).

KING, M.L.; WU, P.X. (1997) Locally optimal one–sided tests for multiparameter hypotheses, Econometric Reviews, 33, pp.523–529.

KLEIN, M.A. A Theory of the Banking Firm. Journal of Money and Banking, v.3, n.2, parte 1, p. 205-218, maio 1971.

KOCH, T.W., MAC DONALD, SS. (2000), Bank Management. Fourth Edition. Orlando. The Dryden Press. Harcourt Brace College Publishers.

KOYAMA, Sérgio Mikio; NAKANE, Márcio I. Os determinantes do *spread* bancário no Brasil. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n. 19. 2002b.

LEAL, Rodrigo Mendes de Souza. A Interação entre a dinâmica macroeconômica e os bancos: uma perspectiva acerca do risco de crédito. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. 2006

LIEBEG D.; and SCHWAIGER, M.S. (2006), Determinants of the Interest Rate Margins of Austrian Banks, Financial Stability Report, 12, 104-116.

MANHIÇA, F.A.; JORGE, C.T. O Nível da Taxa Básica de Juros e o *Spread* Bancário no Brasil: Uma Análise em Dados em Painel. Texto de discussão do Ipea nº1710. Rio de Janeiro, fev. de 2012.

MANURUNG, A., ANUGRAHA (2013), Net Interest Margin: Bank Publik di Indonesia, Journal of Business and Entrepreneurship, 1, 64-79.

MARQUES, L.D. Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: Revisão de Literatura. Cempre, Faculdade de Economia do Porto, Portugal, Outubro de 2000

MARTINEZ, P.; SOLEDAD, M., Moody’s, A. (2004), How Foreign Participation and Market Concentration Impact Bank *Spread*s: Evidence from Latin America, Journal of Money, Credit and Banking, 36(3), 511-37.

MAUDOS, J.; FERNANDEZ DE GUEVARA, J. (2004), Factors Explaining the Interest in the Banking Sectors of the European Union, Journal of Banking and Finance 28, 2259-2281.

MAUDOS, J., SOLIS, L. (2009), The Determinants of Net Interest Income in the Mexican Banking System: An Integrated Model, Journal of Banking and Finance, 33(10), 1920-1931.

MCSHANE, R.W.; SHARPE, I.G. (1985), A time Series-Cross Section Analysis of Determinants of Australian Trading Bank Loan-Deposit Interest Margin: 1962-1981, Journal of Banking and Finance, 9, 155-136.

MONTI, M. (1972), Deposit, Credit and Interest Rate Determination under Alternative Bank Objectives, In Mathematical Methods in Investment and Finance, edited by Szego, G.P. and Shell K., North Holland Amsterdam.

MOORE, W. and R. Craigwell, 2000, Market Power and Interest Rate *Spread*s in the Caribbean, Central Bank of Barbados.

MUJERI, M.K., YOUNUS, S. (2009), An Analysis of Interest Rate *Spread* in the Banking Sector in Bangladesh, The Bangladesh Development Studies, XXXII, No. 4, 1-33.

ONGORE, V.O., KUSSA, G.B. (2013), Determinants of Financial Performance of Commercial Banks in Kenya, International Journal of Economics and Financial Issue, 3(1), 237-252.

OREIRO, José Luis C. et al. Determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil: teoria e evidência recente. Economia Aplicada, vol. 10, nº 4, out./dez./2006.

RAMFUL, P., 2001, The Determinants of Interest Rate *Spread*: Empirical Evidence on the Mauritian Banking Sector, Central Bank of Mauritius.

RANDALL, R. (1998), Interest Rate *Spread* in the Eastern Caribbean, IMF Working Paper 98/59. International Monetary Fund, Washington.

SAUNDERS, A., SCHUMACHER, L. (2000), The Determinants of Bank Interest Rate Margins: an International Study, Journal of International Money and Finance 19, 813–832.

SIDABALOK, L.R. and VIVERITA. (2011), The Determinants of Net Interest Margin in the Indonesian Banking Sectors, Universitas Indonesia, Research Paper No.13-02.

SILVA, O. M.; CRUZ Jr, J. C. Dados em painel: Uma análise do modelo estático. In:

SANTOS, M. L; VIEIRA, W da C. Métodos quantitativos em economia. Viçosa, 2004.

SWAMY, P.A.V.B.; ARORA (1972) "The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models", *Econometrica, 40*; 261–275.

1. Tesouro Nacional, Universidade de Brasília e Faculdades Projeção de Brasília. [↑](#footnote-ref-1)
2. Banco Central do Brasil, Universidade Católica de Brasília e Universidade Federal de Goiás. [↑](#footnote-ref-2)
3. Secretaria de Assuntos Internacionais do Ministério da Fazenda, Universidade de Brasília e UDF Centro Universitário. [↑](#footnote-ref-3)
4. A despeito da não disponibilização de dados para um período anterior ao estudado com tais variáveis ao nível de bancos, a existência de possíveis quebras estruturais no período entre dez/1995 a dez/1999, devido às privatizações de bancos públicos e os efeitos do PROER, prejudicaria a amostra. Adicionalmente, o número de observações trimestrais fornece razoável aspecto temporal ao painel de dados implementado [↑](#footnote-ref-4)
5. <http://www4.bcb.gov.br/fis/TOP50/port/Top50P.asp>. O número total de instituições estudadas é maior que o número de um trimestre específico por contabilizar instituições que já saíram do mercado ou se fundiram com outra, por exemplo. [↑](#footnote-ref-5)
6. Vale lembrar que a medida está descontada das provisões para crédito de liquidação duvidosa. [↑](#footnote-ref-6)
7. Por conta da perspectiva temporal, a margem financeira é calculada em termos reais, isto é, descontada da inflação (IPCA trimestral). [↑](#footnote-ref-7)
8. Ver U.S. Department of Justice e Federal Trade Commission (2010). [↑](#footnote-ref-8)
9. Consolidado Bancário I: somatório das posições contábeis das instituições bancárias do tipo Conglomerado Bancário I (composto de pelo menos uma instituição do tipo banco comercial ou banco múltiplo com carteira comercial) e Instituições Bancárias Independentes I (instituições financeiras do tipo banco comercial, banco múltiplo com carteira comercial ou caixa econômica que não integrem conglomerado). É importante destacar que, no Consolidado Bancário I, não está incluído o BNDES, por não ser esse um banco depositário. [↑](#footnote-ref-9)
10. O caso específico de poupança deriva-se da grande especialização da Caixa Econômico Federal (CEF) nesse segmento de captação. [↑](#footnote-ref-10)
11. Média das proxies utilizadas para mensurar a concentração bancária. [↑](#footnote-ref-11)
12. A análise de dados de painel dinâmico fica para os desenvolvimentos futuros do trabalho no qual será utilizado o método generalizado dos momentos (GMM) proposto por Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995). [↑](#footnote-ref-12)
13. O caso oposto, quando o tempo é superior em termos numéricos (T>N), temos a expressão “*temporal dominant*” (Stimson, 1985). [↑](#footnote-ref-13)
14. Adicionalmente, os testes de raiz unitária efetuados em nível de painel (Levin-Lin-Chu - LLC e Im-Pesaran-Shin – IPS) e mesmo os tradicionais (testes Augmented Dickey–Fuller e Phillips-Perron, ADF e PP, respectivamente) aplicados nas séries macroeconomicas individualmente indicaram a presença de raíz unitária em algumas series, ou seja, a hipótese nula de existência de raíz unitária não é rejeitada. [↑](#footnote-ref-14)
15. Conforme Verbeek (2008), a análise de painel promove instrumentos “internos” para o problema de regressores endógenos ou sujeitos a erros de mensuração. Outras vantagens e as limitação da análise de painel é encontrada em Hsiao (1985). [↑](#footnote-ref-15)
16. A perda inesperada é interpretada gerencialmente como a volatilidade da perda esperada (media). [↑](#footnote-ref-16)
17. Com correção para os graus de liberdade. [↑](#footnote-ref-17)
18. Essa estrutura de erro é também referida como cluster pelo indivíduos dado que as observações de um determinado elemento podem ser correlacionadas (formando um *cluster*). [↑](#footnote-ref-18)
19. Vale lembrar que a heterocedasticidade não viesa as estimativas do coeficiente de OLS, mas sim computa erros padrão incorretos para as estimativas (a maior parte das vezes subestimado). Nesse sentido OLS não seria um estimador BLUE (ou o melhor estimador linear não viesado). [↑](#footnote-ref-19)
20. O EGLS tem grande eficiência assintótica e prove não viesados e eficientes estimativas dos coeficientes quando se conhece a forma de heterocedasticidade. [↑](#footnote-ref-20)
21. Detalhes adicionais estão disponíveis em Baltagi (2005). [↑](#footnote-ref-21)
22. Os testes de diagnósticos vão ao encontro das suposições teóricas na modelagem. [↑](#footnote-ref-22)