Determinantes Macroeconômicos do Spread Bancário no Brasil: Mensurando o Papel das Expectativas

Tarciso Gouveia da Silva

André de Melo Modenesi

Eduardo Pontual Ribeiro

RESUMO

Teorias macroeconômicas reconhecem a importância das expectativas para a tomada de decisão de agentes econômicos em um ambiente dinâmico realista sem previsibilidade perfeita. Apesar de relativamente extensa, a literatura sobre *spread* bancário no Brasil tratou desta questão apenas de forma superficial, não incluindo variáveis macroeconômicas *expectacionais*. Estas expectativas, que podem afetar as estratégias da firma bancária no processo de maximização sua rentabilidade, são rotineiramente coletadas e divulgadas pela autoridade monetária e de regulação bancária brasileira e por outras entidades. Incorporamos estas variáveis em um modelo empírico dinâmico de determinação do *spread* bancário específico de cada banco, seguindo a abordagem de Maudos e Solís (2009), utilizando-se dados trimestrais e uma amostra de 2003 a 2011, que inclui dados posteriores à crise econômica mundial. Os resultados corroboram a hipótese aqui proposta de que as variáveis macroeconômicas *expectacionais*, como a inflação esperada e os juros futuros, são relevantes na determinação do *spread* bancário no Brasil.

JEL: E44, C23, G21.

Palavras chave: Spread bancário; Variáveis macroeconômicas expectacionais; Dados em painel.

ABSTRACT

Macroeconomic theories recognize the central role of expectations on decision making in an environment without perfect foresight. The relatively long literature on the determinants of banking *spread* in Brazil has considered this issue only superficially, not including direct measures of market expectations of macroeconomic variables. These variables, that may affect the bank's strategies in the process of the profitability optimization, are routinely disseminated by the Central monetary and banking regulatory agency and market participants. We include these macroeconomic measures in a dynamic empirical model of bank specific bank spreads following Maudos and Solís (2009), using quarterly data from 2003 to 2011. The sample includes the period after the recent world economic crisis. The results support the hypothesis posed here that *expactational* macroeconomic variables, such as expected inflation and future interest rates, are relevant in determining the banking *spread* in Brazil.

JEL: E44, C23, G21.

Key words: Banking Spread; *Expectational* macroeconomics variables; Panel data.

Área 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

^{*}Mestre em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ), Assistente de Pesquisa do Grupo de Estudos sobre a Moeda e Sistema Financeiro (IE/UFRJ) e membro da Associação Keynesiana Brasileira; e-mail: tarcisogouveia@infolink.com.br.

^{*} Professor Adjunto do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ), Pesquisador do CNPq e Diretor da Associação Keynesiana Brasileira; e-mail: amodenesi@gmail.com.

[•] Professor Associado do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ), Conselheiro do CADE/MJ e Pesquisador do CNPq; e-mail: eribeiro@ie.ufrj.br. As opiniões expressas aqui não representam a posição oficial de nenhuma instituição a que estou afiliado.

1. INTRODUÇÃO

É vasta a literatura sobre os determinantes do *spread* bancário no Brasil, seja promovida pela própria autoridade monetária brasileira, seja desenvolvida na academia no Brasil. Desde Affanasieff et al. (2001), seguindo o estudo de Ho e Saunders (1981) para os EUA, os modelos empíricos sobre estes determinantes indicam a importância de variáveis microeconômicas, específicas de cada banco, reconhecendo seu poder de mercado, e variáveis macroeconômicas, relativas ao contexto macroeconômico que os bancos estão inseridos, como, *inter allia* Dantas et al. (2011) e Manhiça e Jorge (2012) em exemplos mais recentes. Uma questão central a esta literatura coloca a relevância, empiricamente verificada, da inflação e da taxa de juros básica sobre os *spreads*. Por exemplo, um aumento da inflação irá correr a rentabilidade futura dos bancos, induzindo um movimento protetivo de suas margens. Com poder de mercado os bancos buscarão aumentar seus *spreads*. Indiretamente, um aumento da inflação pode sinalizar um aumento pela autoridade monetária da taxa de juros básica futura, que pode empurrar os juros do crédito bancário em tandem. Com efeito, um aumento na taxa básica de juros também eleva os custos de *funding* dos bancos, que são repassados para os ativos de crédito ampliando a margem líquida de juros.

Todavia, estas variáveis são medidas em seus valores correntes ao invés de considerar seus valores futuros, relevantes quando da determinação do preço do dinheiro no tempo. Isto pode ser uma contradição, visto que a atividade bancária trata em grande parte da gestão de recursos e obrigações marcados em diferentes datas no futuro. Neste mercado, particularmente, a tomada de decisão leva em consideração as expectativas quanto ao futuro, futuro este certamente imprevisível com certeza absoluta.

Pode-se interpretar a relevância das variáveis correntes na rentabilidade futura da atividade bancária (quando os empréstimos serão pagos) através de diferentes modelos *expectacionais*, de diferentes matizes teóricas. Implicitamente os modelos empíricos do *spread* bancário utilizam-se destes modelos para justificar a inclusão de variáveis macroeconômicas correntes (e passadas, em modelos dinâmicos).

Neste trabalho seguimos uma rota alternativa. Ao invés de buscar um modelo de expectativas, menos informal ou *ad hoc*, que justifique a lógica do uso de variáveis correntes do ambiente econômico como indicadores do ambiente futuro, incorporamos ao modelo variáveis que medem as expectativas de mercado diretamente, para este estudo empírico sobre o comportamento da margem líquida de juros. Assim, o presente trabalho visa contribuir para o avanço da literatura, ao mensurar empiricamente os determinantes do *spread* bancário no Brasil.

Isso será feito com base na abordagem de Maudos e Solís (2009), utilizando-se um estimador *System GMM* em um painel dinâmico não balanceado, para a economia Brasileira, com dados trimestrais para o período entre os anos de 2003 e 2011. O uso de um painel dinâmico é natural frente à relevância de aspectos microeconômicos, específicos de cada banco (forma de gestão, foco de mercado) de longo e curto prazos que influenciam os seus *spreads*. Estudar o comportamento da média dos bancos em uma análise exclusiva de séries de tempo levaria a associar mudanças na composição do mercado bancário a mudanças nas variáveis macroeconômicas, mesmo que aquelas não sejam específicas destas últimas. A presença de efeitos deslocados temporalmente das variáveis, ou de ajustamento não instantâneos (dentro do trimestre) no *spread* leva a um modelo dinâmico, que levanta várias questões técnicas empíricas relevantes, para que o estimador empregado gere estimativas consistentes e não viesadas sistematicamente.

Maudos e Solis (2009) trazem uma questão importante de mensuração do *spread* bancário. Muitos estudos utilizaram metodologias distintas para analisar o comportamento dos *spreads* praticados no Brasil; todavia, alguns resultados foram conflitantes, como, por exemplo, o sinal negativo encontrado por Afanasieff et al. (2001) para a volatilidade da taxa de juros que se revelou positiva em outras pesquisas. Optou-se por seguir Maudos e Solís (2009), também empregado em diversos estudos na literatura internacional, onde a margem líquida de juros (NIM) é calculada pela diferença entre as receitas com operações de crédito e o custo de captação em relação aos ativos financeiros, calculadas no trimestre corrente. Este tipo de análise *ex-post* do *spread* bancário difere da forma *ex-ante* de mensuração do *spread*, em que cotejam-se as taxas praticadas nas operações de crédito ofertado e as taxas oferecidas para

remuneração dos depósitos (curto ou longo prazo). A escolha de uma medida *ex-post* advém de razões de mensuração e práticas. Do lado prático, pela restrição de acesso a dados desta medida, por banco, por pesquisadores que não são do Banco Central do Brasil (BCB). Do lado de mensuração, a empresa bancária necessita manter o alinhamento dos fluxos de receita e despesa financeira em todos os momentos, para evitar a intervenção do agente regulador, mesmo que os períodos das operações de débito (aplicações financeiras no banco) e crédito sejam descasadas. O *spread* deve incorporar esta dimensão e desta forma é mensurado. A relevância das variáveis *expectacionais* se mantém, mesmo com a mensuração do *spread ex-post*, diante das operações de crédito e débito que são iniciadas no trimestre e que já iniciam seus efeitos no trimestre, mesmo concluindo-se em trimestres futuros¹.

Além desta introdução, o presente artigo está estruturado em mais três seções. A segunda apresenta uma revisão da literatura empírica sobre o *spread* bancário, tanto no que se refere à experiência internacional quanto aos estudos aplicados no Brasil. Na terceira é desenvolvido o modelo econométrico em que a margem líquida de juros (*proxy* para *spread* bancário) é regredida contra um vetor de variáveis idiossincráticas e um vetor de variáveis macroeconômicas. Na quarta seção, os resultados são analisados. Por fim, são apresentadas as considerações finais. O principal avanço em relação à literatura existente reside na evidência apresentada a favor da hipótese de que as variáveis macroeconômicas *expectacionais* – particularmente em relação ao IPCA e aos juros futuros – são relevantes na determinação do *spread* bancário.

2. REVISÃO DA LITERATURA

O estudo seminal de Ho e Saunders (1981) pode ser considerado precursor na literatura sobre *spread* bancário, que, por sua vez, deu início a uma vasta série de trabalhos sobre o tema. Nesse estudo, os autores, com dados contábeis de 53 bancos norte-americanos, entre o quarto trimestre de 1976 e o último trimestre de 1979 (12 trimestres), estimam o modelo (*ex-ante*) através de uma regressão em dois estágios.

O primeiro estágio estima o "spread puro" com a utilização de um modelo estrutural em crosssection para a margem de intermediação, não considerando a receita com serviços e controlando três
fatores específicos (pagamento de juros implícitos sobre os depósitos, custo de oportunidade das reservas
exigidas e risco de inadimplência) ou imperfeições, que podem afetar positivamente a margem líquida de
juros (spread). Os resultados mostram que o indicador de estrutura de mercado foi significativo e com o
sinal esperado em todos os períodos (maturidades da taxa de juros). Já o coeficiente de risco de juros
apresenta-se significativo, e também positivo, para apenas um ano de maturidade, o que indica que o
spread aumenta tanto quanto aumenta o risco da taxa de juros.

No segundo estágio, Ho e Saunders (1981) dividem a amostra por tamanho de bancos, grandes e pequenos, de acordo com os ativos totais. Com a amostra desagregada, os resultados indicam que o "spread puro" é menor para os bancos grandes. Uma explicação para isso está associada à estrutura de mercado, em que os grandes bancos são mais competitivos, tanto no mercado interno quanto no externo, e estão inseridos em estrutura de mercado mais competitiva em comparação aos bancos menores, além de possuírem, em muitos casos, certo poder de monopólio nas regiões em que atuam². Dentre os estudos que utilizaram o trabalho de Ho e Saunders (1981) como ponto de partida, destacam-se as contribuições Angbazo (1997), Allen (1998), Demirgüç-Kunt e Huizinga (1999), Saunders e Schumacher (2000). Mais recentemente, merecem referência os trabalhos de Maudos e Guevera (2004) e Maudos e Solís (2009).

¹ Por exemplo, um financiamento de 12 meses iniciado no 1º mês do trimestre I já gera um fluxo de receitas ao longo do trimestre, mesmo sua taxa sendo definida para um horizonte maior. Além disso, de modo perfeito, a mensuração do *spread exante* deveria considerar operação de exata maturidade e volume, para manter equilibrado o balanço dos bancos. Isto não é feito pela autoridade monetária, o que sugere que a decisão dos bancos segue o resultado destas operações, ou seja, a lucratividade *ex-post* das operações bancárias.

² Uma das características no mercado bancário norte-americano é existência de pequenos bancos regionais, que não expandem suas atividades para outros estados e/ou cidades, que lhe garantem o poder de mercado.

Maudos e Guevara (2004) utilizam um método de estimação em um estágio para dados em painel não balanceado. No modelo estrutural, o *spread* puro é regredido contra variáveis características de bancos, de estrutura de mercado e fatores macroeconômicos em uma única equação. Os resultados, estatisticamente relevantes, apontam que o *spread* bancário é positivamente relacionado com o Índice de Lerner, custo operacional, grau de aversão ao risco, risco de crédito e risco de juros. Cabe aqui citar que outras fontes de receita, fora da atividade de crédito, foram responsáveis pela redução do pagamento implícito de juros e, consequentemente, dos *spreads* nos maiores mercados financeiros da Europa. Por fim, os autores argumentam que a estabilidade econômica e a continuidade de políticas, que mirem ampliar a competição bancária, são fatores determinantes para que os *spreads* permaneçam na trajetória de queda.

Através de um modelo integrado, Maudos e Solís (2009) analisam os determinantes do *spread* no México entre os anos de 1993 e 2005. Com uso do modelo dinâmico *system*-GMM de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), os autores estimam a margem líquida de juros em função do *spread* puro, um vetor de variáveis idiossincráticas e um vetor de fatores macroeconômicos. A amostra utilizada foi um painel não balanceado composto de 43 bancos comerciais que operaram no mercado mexicano entre 1993 e 2005.

Os resultados indicam 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. Além disso, os bancos majoram as taxas de juros cobradas sobre os contratos de crédito para se protegerem do risco de juros diante da volatilidade do nível da taxa de juros.

Em relação à literatura sobre *spread* no Brasil, o presente estudo tem como referência as contribuições de Aranovich (1994), Koyama e Nakane (2001), Afanasieff, et al. (2002), Bignoto e Rodrigues (2005), que analisam sob a ótica do *spread ex-ante* e, mais recentemente, Dantas et al. (2011) e Manhiça e Jorge (2012), que estudam os determinantes do *spread ex-post*. Contudo, os estudos que abordam o *spread ex-ante* são oriundos de pesquisas do Banco Central do Brasil sobre o tema, que contam com uma base de dados na qual o público em geral não tem acesso, o que mostra uma carência de trabalhos que abordem o *spread* sob a ótica *ex-post*.

Nessa linha, o trabalho de Dantas et al. (2011) aplica a metodologia do modelo dinâmico de dados em painel para explicar os determinantes do *spread* ex-post praticados por 197 bancos brasileiros que operaram entre fevereiro de 2000 e outubro de 2009. O método de estimação utilizado foi o de efeitos fixos dinâmico, em que a própria variável dependente defasada é utilizada como variável explicativa no modelo estrutural. Assim, é possível capturar o efeito inercial do *spread* bancário, tendo em vista que o *spread ex-post* carrega informações dos contratos de crédito passado e não somente as operações realizadas no período *t*.

De acordo com os resultados do teste empírico, além da variável dependente defasada - que evidencia a participação do comportamento histórico do *spread* -, as variáveis risco de crédito da carteira (saldo da provisão para liquidação duvidosa sobre a carteira total), participação relativa da instituição no mercado de crédito (relação entre a carteira de crédito do banco sobre o total da carteira do mercado), nível de concentração de mercado (medido pelo HHI) e nível de crescimento da economia (variação do PIB real) mostram-se estatisticamente significantes para explicar o *spread ex-post* no Brasil.

Manhiça e Jorge (2012), tendo como pano de fundo o modelo de comportamento da firma bancária desenvolvido por Ho e Saunders (1981), analisam o impacto das variáveis macroeconômicas, notadamente o da taxa de juros sobre o *spread* praticado pelos bancos brasileiros entre o primeiro trimestre de 2000 e o terceiro de 2010. O método de estimação utilizado foi o *system*-GMM para dados em painel não balanceados, com informações contábeis de 140 bancos que operaram e possuíam carteira de crédito, e, para mitigar os efeitos de sobreidentificação, devido ao elevado número de instrumentos e pela presença de quebras estruturais que poderiam estar impactando na robustez do exercício econométrico, os autores dividem a análise em três períodos: 2000 a 2002, 2003 a 2006 e 2007 a 2010.

Os resultados mostram diferentes comportamentos de acordo com o intervalo temporal utilizado no estudo. Enquanto as variáveis microeconômicas apresentam-se relevantes em alguns períodos, os fatores macroeconômicos, com exceção da variável que representa a volatilidade da taxa de juros, são

significativos em todo período da amostra (2000-2010), com destaques para a taxa de desemprego e o nível da taxa de juros. A primeira, utilizada como *proxy* para o risco de crédito, apresenta-se positivamente relacionada com o *spread* bancário. A segunda, mostra-se positivamente relacionado com o *spread*, medido pela taxa Selic, que está em linha com a hipótese de custo de oportunidade associado aos títulos públicos indexados à taxa básica de juros que representa ganhos expressivos para os ativos de tesouraria do banco.

Neste estudo, optou-se por analisar o *spread ex-post*, não somente pela disponibilidade na obtenção dos dados, conforme já citado aqui, mas também em função de: (i) existem poucos estudos sobre *spread ex-post* no Brasil; (ii) ausência de variáveis macroeconômicas que refletem as expectativas do mercado, em especial dos bancos, que também são empresas maximizadoras de lucro; (iii) verificação de resultados contraditórios com a teoria econômica, como, por exemplo, a relação negativa da volatilidade da taxa de juros com *spread* bancário encontrado na pesquisa de Afanasieff et al. (2001). Sendo assim, o presente trabalho busca contribuir para preencher essa lacuna e incluir novas variáveis, até então ausentes em outras pesquisas e, por conseguinte, ampliar a discussão sobre o tema, notadamente no que diz respeito ao comportamento do *spread ex-post*.

3. DESENVOLVIMENTO E METODOLOGIA DE PESQUISA

O exercício empírico utilizado neste estudo se baseia em um estimador *System GMM* na análise de dados em painel não balanceado. A variável dependente é a margem líquida de juros, *proxy* para o *spread* bancário. Ela é explicada por três vetores de variáveis: i) que representam o *market share* do banco; ii) específicas de bancos (*idiossincráticas*); e iii) macroeconômicas. Além disso, por tratar-se de um modelo dinâmico, há a inclusão da variável dependente defasada como uma explanatória no modelo.

Os dados foram obtidos diretamente dos balancetes trimestrais dos 135 bancos que operaram no mercado brasileiro, disponibilizados no sítio do Banco Central do Brasil (BCB). Foram considerados apenas os bancos múltiplos que atuaram no país entre o primeiro trimestre de 2003 e o quarto trimestre de 2011.

A escolha do período da amostra se fundamenta em duas razões: i) na consolidação do regime de metas de inflação (RMI) com sistema de câmbio flexível – durante os dois anos anteriores (2000-2002) houve espécie de quebra estrutural, uma vez que se trata do período em que a taxa de câmbio, a taxa básica de juros (Selic) e a inflação apresentaram, respectivamente, seus maiores patamares após a implementação do RMI (em meados de 1999); e ii) a investida do Governo Dilma contra os altos *spreads* em 2012 – capitaneada, principalmente, pelos bancos públicos –, implicado em uma quebra estrutural na relação entre o *spread* e e os seu determinantes. Assim, optou-se por excluir da amostra tanto os dois primeiros anos de utilização do RMI no país, bem como o período da chamada "cruzada contra o *spread*".

A metodologia utilizada no presente trabalho é de estimação pelo Método Generalizado dos Momentos em Sistemas (*System-GMM*), desenvolvido por Arellano e Bover (1995) e Blundel e Bond (1998), também conhecido como painel dinâmico de Arellano-Bond. Assim sendo, o painel dinâmico pode ser representado por:

$$y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \beta x_{i,t-1} + u_{it}$$
, com $i = 1, ..., N e t = 1, ..., T$ (1)

onde α e β são parâmetros a serem estimados. A variável dependente y_{it} representa o *spread* (NIM, margem líquida de juros, em inglês) que, além de ter uma série persistente, é substancialmente afetado por condições transitórias e pelas características específicas de cada banco, chamadas de efeitos fixos (Alencar et al., 2002). Nesse sentido, o estimador de Arellano e Bond corrige o viés causado por efeitos fixos. De outro lado, não foram incluídas variáveis binárias temporais (*dummies*) para não expurgar os efeitos dos fatores macroeconômicos.

O termo $u_{it} = v_i + \mathcal{E}_{it}$, que representa o erro, engloba os efeitos fixos (v_i) , que são fatores constantes ao longo do tempo que controlam a variável dependente e que não estão presentes no vetor x_{it} , e o erro aleatório, que varia entre os bancos ao longo do tempo.

Digno de nota é que o uso do método de estimação de Arellano-Bond exige uma série de condições inicias, a saber:

- i. os efeitos fixos (v_{it}) não são correlacionados com o erro aleatório (ε_{it}) ;
- ii. não há correlação serial no termo aleatório (ε_{it}); e
- iii. as condições iniciais de y_{it} e x_{it} não são correlacionados com ε_{it} , o que impede que haja correlação entre as variáveis defasadas e o termo de erro, evitando, enfim, o viés no painel dinâmico.

Diante do exposto, para eliminar os efeitos fixos idiossincráticos de cada banco, toma-se a primeira diferença da equação (1), na forma:

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha (y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta (x_{it} - x_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$$
 (2)

Nota-se que as variáveis defasadas não estão correlacionadas com o termo \mathcal{E}_{it-1} . No entanto, como $\Delta y_{it-1} = y_{it-1} - y_{it-2}$ e $\Delta \mathcal{E}_{it} = \mathcal{E}_{it} - \mathcal{E}_{it-1}$, temos que Δy_{it-1} é endógena na equação (2). A fim de corrigir essa endogenia, utilizam-se defasagens maiores de y_{it} como instrumentos, que respeitando as condições de ortogonalidade, resulta na seguinte condição de momento:

$$E(y_{it-s}\Delta \varepsilon_{it}) = 0 \ t = 3, \dots, T \tag{3}$$

De acordo com Arellano e Bond (1991), as condições de momento acima permitem que as variáveis instrumentais defasadas sejam utilizadas para eliminar os efeitos fixos individuais. Esse estimador é conhecido como o *Diference-GMM*. Todavia, segundo Blundel e Bond (1998) e Alencar et al. (2002), quando a série é persistente, como é o caso das séries de s*pread*, os instrumentos para equações em primeira diferença costumam ser fracos, o que, por sua vez, resulta em um viés para amostras finitas. Para tornar o estimador de momentos mais eficiente, toma-se como pressuposto de que a primeira defasagem das variáveis instrumentais não é correlacionada com os efeitos fixos. Sendo assim, segundo Roodman (2006), a utilização de um maior número de instrumentos amplia a eficiência desse estimador, provendo condições adicionais de momentos, na seguinte forma:

$$E(y_{it-s}\Delta u_{it}) = 0 \ t = 3,4, ..., T$$
 (4)

Tal procedimento foi proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), que resultou no método de estimação *System-GMM*. A equação (1), em nível instrumentalizada pelas defasagens das diferenças, e a equação (2), em diferença instrumentalizada pelas defasagens das variáveis em nível, formam esse estimador. Em outras palavras, esse sistema de equação é composto por uma equação em diferenças e por outra, em nível para cada período da amostra.

Diante do exposto, o modelo estrutural a ser estimado encontra-se representado pela equação (5) a seguir:

$$NIM_{i,t} = \alpha_i + \gamma NIM_{it-1} + \sum_{j=1}^{J} \beta^j MS_{it}^{j} + \sum_{k=1}^{K} \eta^k BV_{it}^{k} + \sum_{l=1}^{L} \xi^l MV_t + \varepsilon_{it}$$
 (5)

A variável explicada *NIM* representa a margem líquida de juros, calculada pela diferença entre o retorno obtido pelas operações de crédito e o custo de captação dos depósitos em relação aos ativos de intermediação financeira (ativos que rendem juros). Grosso modo, é o resultado da intermediação financeira divido pelos ativos rentáveis médios (operações de crédito, títulos e valores mobiliários, derivativos e aplicações interfinanceiras).

A variável dependente será regredida contra um vetor de variáveis de *market share*, ou *MS*, (ativo total do banco em relação ao ativo total do sistema e carteira de crédito do banco em relação à carteira de crédito total do mercado), por um vetor de variáveis específicas de bancos, *BV*, (eficiência, risco de crédito, custo de captação, índice de Basileia, liquidez) e por um vetor de fatores macroeconômicos, *MV*,

(Selic, inflação, PIB, inflação esperada, PIB esperado, juros futuros, capitalização em bolsa, volatilidade da taxa de câmbio). Tendo como referência o trabalho de Dantas et al. (2011), para cada variável explicativa foi construída uma hipótese para explicar a respectiva relação com o *spread* bancário, conforme descritos a seguir.

3.1. Variáveis Idiossincráticas

A seguir serão detalhadas as hipóteses quanto às variáveis idiossincráticas do modelo, que refletem as características individuais dos bancos. Em que pese as evidências do impacto dos fatores macroeconômicos na determinação do *spread* bancário, não se deve negligenciar a influência das variáveis microeconômicas. De fato, os bancos são firmas dinâmicas e seu comportamento está associado a vários fatores de mercado, tais como, grau de aversão ao risco, estrutura de mercado, controle de capital, estrutura organizacional, ambiente legal e regulatório, inovações, etc. (Manhiça e Jorge, 2012). Nesse sentido, com base na literatura sobre o tema, o conjunto de fatores que representa as características microeconômicas no modelo estrutural está subdividido em dois vetores (um de *market share* e outro de peculiaridades da firma bancária) e composto pelas seguintes sete variáveis, descritas a seguir.

Market Share 1 – Ativos Totais: a variável que representa a participação de mercado de cada instituição financeira, medido pela participação dos ativos do banco em relação ao total dos ativos do sistema, a cada período da amostra. Segundo Bignotto e Rodrigues (2005), quanto maior for o banco em termos de ativos, maior será sua capacidade em exercer poder de mercado sobre os clientes e, consequentemente, cobrar *spreads* mais elevados. Nesse sentido, o presente trabalho testa a hipótese (*H1*) de que há uma relação positiva entre a participação de mercado e a margem líquida de juros.

Market Share 2 – Operações de Crédito: outra medida utilizada para representar o *market share* é a participação dos ativos de crédito de cada banco no total das operações de crédito do mercado. A hipótese (*H2*), subjacente a esse argumento, é de que a participação de cada banco no mercado de crédito é positivamente relacionada com o *spread*. Porém, cabe aqui citar que Dantas et al. (2011), diferentemente da hipótese aqui utilizada, argumenta que há uma relação inversa, considerando que ganhos de escala possam afetar o *spread* bancário negativamente.

Eficiência: uma *proxy* para o indicador de eficiência, comumente utilizado no sistema financeiro, é a relação entre as despesas administrativas— que representam os custos em manter o banco em operação— e as receitas com intermediação financeira e de serviços. A premissa é de que os bancos com maior indicador de eficiência reduzem as taxas de juros cobradas nas operações de crédito, uma vez que há ganhos auferidos por meio de prestação de serviços e operações de tesouraria (títulos e valores mobiliários, câmbio e derivativos).

Por outro lado, quando a maior parte dos ganhos advém das receitas com tesouraria e de prestação de serviços, normalmente observado em instituições com perfil de banco de investimento, para abrir mão dessas receitas em operações com ativos de maior risco — crédito — os bancos podem repassar essa exposição para os preços dos contratos de empréstimos (taxa de juros). Diante do exposto, o presente estudo assume que a hipótese (*H3*) de que o *spread* bancário tem uma relação positiva com o indicador de eficiência da instituição financeira.

Risco de Crédito: a relação *spread* e risco de default se faz presente em diversos estudos sobre o tema, não só para o caso brasileiro, como em Bignotto e Rodrigues (2005) e Dantas et al. (2011), mas também na literatura estrangeira, como em Maudos e Guevara (2004) e Maudos e Solís (2009). O argumento teórico é de que os bancos com maior probabilidade de terem contratos de crédito não performados cobram maiores taxas de juros sobre os empréstimos, o que fundamenta a hipótese (*H4*) de que há uma relação positiva entre o nível de risco de crédito da carteira do banco, medido pela relação entre a provisão para operações de crédito, e o total da carteira de crédito com o *spread*.

Custo de Captação (funding): como uma empresa qualquer, para conduzir seus negócios, o banco necessita tanto de capital próprio quanto de capital de terceiros (obrigações e dívidas). Assim sendo, a instituição financeira pode captar por diversas vias, a saber: (i) depósitos à vista e a prazo; (ii) empréstimos e repasses; (iii) dívida subordinada; (iv) letras financeiras e etc. Nesse sentido, os bancos

remuneram seu *funding* pagando juros que são repassados para os contratos de crédito, sendo formulada a hipótese (*H5*) de que há uma relação positiva entre o custo de captação da instituição financeira e o *spread*³·

Índice de Basileia: seguindo a hipótese de que o banco é um agente avesso ao risco, muitos estudos utilizam a volatilidade da taxa básica de juros da economia, medida pelo desvio padrão, como proxy para o risco de juros incorrido pela instituição (Affanasieff et al.,2001, Manhiça e Jorge, 2012). De forma alternativa, segue-se uma abordagem distinta para esse indicador, visto que o Comitê de Basileia de Supervisão Bancária (BCBS) utiliza, como medida de risco de juros de um banco, a posição líquida da carteira de ativo ponderada pela maturidade (duration) de um título, com mesmo prazo, e um choque de taxa de juros, como sugere Bignotto e Rodrigues (2005).

Assim sendo, o indicador de Basileia também mede a variação da carteira de ativos de crédito de um banco diante de choques na taxa de juros. Em última instância, mensura a necessidade de capital, na forma de permitir ao banco se alavancar, uma vez que seu cálculo leva em consideração a ponderação de ativos de acordo com o grau de risco. A hipótese (*H6*), resultante desse argumento, é de que, quanto maior for risco de juros, maior será o *spread*. De forma simplificada, uma maior exposição aos ativos de risco exige maior integralização de capital Nível 1⁴, o que reforça a premissa de relação positiva entre o Índice de Basileia e a margem líquida de juros. Cabe aqui dizer que esta relação não depende do percentual provisionado em crédito de liquidação duvidosa, uma vez que a ponderação é sobre o total da carteira em não sobre a qualidade do crédito⁵.

Liquidez: a variável que representa o comportamento da firma bancária quanto a sua liquidez é mensurada pela razão entre os ativos totais de intermediação financeira e os depósitos totais. Esta medida representa a capacidade do banco em atender as demandas por saque dos depositantes. Como esta variável também representa uma *proxy* para exposição ao risco de liquidez do banco, espera-se uma relação negativa (*H7*) com o *spread* bancário.

3.2. Variáveis Macroeconômicas

A seguir serão apresentadas as variáveis macroeconômicas utilizadas. Como já visto, alguns estudos empíricos mostram que os fatores macroeconômicos são relevantes na determinação da margem líquida de juros praticada no mercado bancário brasileiro. Todavia, destaca-se em todos esses estudos a ausência de variáveis macroeconômicas que representem as expectativas dos participantes do mercado financeiro. Aqui reside a principal inovação deste artigo: a inclusão de variáveis macroeconômicas *expectacionais*, que podem afetar as estratégias da firma bancária no processo de maximização de sua rentabilidade e, portanto, o *spread* bancário. O vetor que representa os fatores macroeconômicos no modelo estrutural é composto por oito vaiáveis explicativas, descritas a seguir.

Taxa Selic: tanto os estudos que analisaram o comportamento do *spread ex-ante* (Afanasieff et al., 2001 e 2002; Bignoto e Rodrigues, 2005) quanto os que avaliaram o *spread ex-post* (Dantas et al., 2011 e Manhiça e Jorge, 2012) concluem que a taxa básica de juros é uma variável explicativa significante. A taxa Selic é uma *proxy* para o custo de oportunidade do dinheiro⁶. Além disso, momentos de volatilidade da economia implicam em maiores taxas de juros para as operações de crédito. A variável Selic é calculada pela média geométrica trimestral da taxa Selic acumulada ao mês e divulgada pelo BCB. A hipótese (*H8*) subjacente é de que o *spread* bancário é positivamente relacionado com o nível da taxa de Selic.

³ Esta é uma relação de taxas de juros em percentuais.

⁴ Capital composto por ações ordinárias, ações preferenciais não cumulativas (patrimônio dos acionistas) e lucros retidos.

⁵ Para uma análise mais detalhada, ver Sobreira, Martins e Gouveia da Silva (2013).

⁶ O custo de oportunidade está relacionado com a remuneração dos títulos da dívida pública que compõem os ativos de tesouraria adquiridos pelos bancos. Assim, uma taxa de juros mais elevada levaria os bancos a optarem pelos títulos (que são ativos mais líquidos) e, portanto, cobrariam mais por abrirem mão da liquidez em troca de ativos mais rentáveis, porém ilíquidos e com maior risco, como no caso dos ativos de crédito.

Inflação: assim como o nível de taxa de juros, a taxa de inflação – mediada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – pode ser entendida como um indicador do risco de juros, particularmente ao qual estão sujeitas as operações de crédito dos bancos. Ele foi interpretado por Manhiça e Jorge (2012) como um indicador de volatilidade da economia pois, um aumento da Selic, em geral, reflete uma elevação da inflação. A inflação, por sua vez, corrói o valor (e, portanto, o rendimento) real de contratos fixados em termos nominais, como empréstimos, títulos, obrigações etc. A variável IPCA foi obtida pela média geométrica dos últimos três meses do índice fornecido pelo IBGE. Assim, a hipótese (H9) a ser testada é de que a inflação (IPCA) tem uma relação positiva com o *spread* bancário.

PIB: é comum a inclusão da variável que mensura a atividade econômica em estudos sobre spread. Entretanto, não é consensual o sinal esperado entre estas variáveis. Por um lado, alguns autores consideram que quando há expansão da economia há, também, aumento na demanda por crédito, o que possibilitaria aos bancos exigirem maiores remunerações sobre os contratos de empréstimos (Dantas et al., 2011). Neste caso, haveria uma relação positiva entre o PIB e o spread. Por outro lado, a variação do PIB pode afetar o risco de crédito negativamente. Em momentos de estagnação econômica (e/ou de queda do PIB), há diminuição da capacidade dos tomadores de crédito em honrarem seus compromissos financeiros. Isso contribuiria para um aumento da inadimplência e, portanto, aumentaria o risco de crédito. Em suma, mudanças no ciclo macroeconômico impactam a capacidade de reembolso dos tomadores de crédito. Assim, espera-se que um maior crescimento econômico – ao ampliar os níveis de emprego e de renda (massa salarial) – contribuiria para uma redução da inadimplência (Saunders e Schumacher, 2000). De fato, o BCB aponta a inadimplência como um dos principais componentes do spread no Brasil. Neste caso, o spread bancário seria negativamente relacionado com atividade econômica.

Dada a ambiguidade teórica subjacente à relação entre o *spread* e o nível de atividade econômica, considera-se que a hipótese (*H10*) é inconclusiva. A variável PIB foi calculada com base no PIB Trimestral a preços de mercado dessazonalizados, divulgados pelo Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB.

Expectativa de inflação: a primeira variável independente que reflete as expectativas dos agentes econômicos é a inflação esperada. Os agentes econômicos em geral, particularmente os bancos, tomam decisões com base nas expectativas quanto ao comportamento futuro do nível geral de preços. Esse argumento – aliado à hipótese *H9* – dá suporte à hipótese (*H11*) de que a expectativa de inflação é positivamente relacionada com o *spread* bancário. A expectativa de inflação é dada pela mediana da expectativa do IPCA doze meses à frente ao trimestre, disponibilizada pelo boletim *Focus* do BCB.

PIB esperado: considera-se que a relação entre o PIB esperado e o *spread* bancário (*H12*) é inconclusiva – pela mesma razão subjacente à indefinição quanto à hipótese *H10*.

Juros futuros (diferencial entre o *Swap-DI 360* e o *Swap-DI 90*): os agentes do mercado monetário negociam contratos de juros futuros com base nas expectativas quanto ao comportamento futuro da taxa de juros dos depósitos interfinanceiro (DI) *vis-à-vis* a taxa básica Selic vigente. Uma aposta na queda da taxa de juros futura (ou seja, quando os contratos precificam os juros futuros abaixo da Selic) é denominada de "posição vendida". Isso aumenta a demanda por liquidez por parte dos agentes do mercado monetário, particularmente dos bancos. Uma situação oposta (quando há aposta em um aumento da taxa de juros) é chamada de "posição comprada", em que os agentes abrem mão da liquidez em troca de ativos mais rentáveis.

Assim, o diferencial entre o *swap-DI* e a taxa Selic reflete o prêmio de liquidez embutido nos contratos de juros futuros. A variável *swap* foi calculada pelo diferencial entre o *swap-DI 360* e o *swap-DI 90*. Essa medida é comumente utilizada como uma *proxy* para o risco de juros de mais longo prazo (que espelha o formato da estrutura a termo da taxa de juros)⁸. Os dados utilizados são disponibilizados no

⁷ O swap-DI é um derivativo negociado por intermédio de contratos na BM&FBovespa e reflete a expectativa de juros no mercado futuro. O swap-DI de 360 dias se refere a expectativa de juros futuros no prazo de 360 dias e o swap-DI de 90 dias a expectativa de juros futuros no prazo de 90 dias.

⁸ A diferença entre o swap-DI de 360 dias e o swap-DI de 90 dias é uma *proxy* para expectativa de comportamento dos juros futuros. Este indicador mede o risco de juros e de liquidez em resposta a eventos exógenos e aos movimentos de políticas econômicas.

sítio da BM&F BOVESPA. Espera-se que, quanto maior esse prêmio de liquidez, maior será o *spread* bancário (*H13*).

Capitalização Bolsa: Alguns estudos sugerem que um mercado de ações mais desenvolvido permite às empresas outras fontes alternativas de financiamento, o que reduz o poder de mercado dos bancos e, consequentemente, a margem líquida de juros. Por outro lado, um mercado bursátil mais ampliado permite que os bancos tenham maiores ganhos, via *spread*, possivelmente por conta de que o banco faz um melhor uso das informações disponíveis, ampliando assim o leque de potenciais tomadores, via redução de custos dos empréstimos (Tan, 2012 e Demirgüç-Kunt and Huizinga, 2000).

Essa variável representa a relação valor de mercado das empresas listadas na BOVESPA com o PIB. A hipótese (*H14*) subjacente é de que o *spread* é positivamente relacionado a essa variável, uma vez que, quanto maior for a capitalização do mercado, maiores serão as opções de portfólio dos bancos fora dos ativos de crédito. Em última instância, dada a amplitude do mercado de capitais, em especial o mercado secundário, o banco não terá incentivos para abrir mão de ativos de menor risco e se expor a maiores riscos (preferência pela liquidez), tendo em vista que, segundo a teoria keynesiana, todos os ativos possuem uma taxa própria (intrínseca de juros), que dependendo da política monetária vigente e das opções de remunerações de ativos financeiros, factíveis de escolha, os agentes podem direcionar seus recursos para esses ativos.

Volatilidade da taxa de câmbio: com a maior inserção dos Brasil no cenário internacional, a taxa de câmbio tem desempenhado um papel crucial na determinação dos retornos dos bancos. O argumento teórico subjacente é que a presença do sistema bancário brasileiro no setor externo amplia o risco cambial dos bancos — visto que parcela não desprezível de suas captações é feitas no exterior. Isso gera um risco cambial associado ao descasamento de moedas entre o ativo (denominado em moeda doméstica) e parcela do passivo (atrelado ao dólar).

Dessa forma, é definida a hipótese (*H15*) de que o risco cambial – medido pela volatilidade da taxa de câmbio – é positivamente relacionado com *spread* bancário. O cálculo dessa variável foi feito pelo desvio padrão dos dados diários. Foi utilizada, ainda, a taxa de câmbio nominal livre em relação ao dólar norte-americano, medido em percentual ao trimestre.

Tabela1: Quadro resumo das variáveis

	Variáveis		Hipótese	Sinal Esperado	Vari	áveis	Hipótese	Sinal Esperado
	Market Share	Ativos	Н1	+		Selic	Н8	+
		Carteira de Crédito	H2	+		Inflação	Н9	+
		Eficiência	НЗ	+		PIB	H10	?
		Risco de Crédito	H4	+		Inflação Esperada	H11	+
Idiossincráticas	Específicas de Bancos	Custo de Captação	Н5	+	Macroeconômicas	PIB Esperado	H12	?
		Índice de Basileia	Н6	+		Juros Futuros	H13	+
		Liquidez	Н7	-		Capitalização em Bolsa	H14	+
						Volatilidade da Taxa de Câmbio	H15	+

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Dos resultados da estimação do modelo de painel dinâmico Arellano-Bond (*System GMM*), na tabela 2, destaca-se, *a priori*, que o teste de Sargan sugere que o modelo ajustado ao *spread* bancário brasileiro está especificado de forma adequada. Assim sendo, não há evidências para rejeitar a hipótese nula de ausência de correlação entre os erros e os instrumentos a um nível de significância de 5%; portanto, os instrumentos são válidos.

O resultado do teste AR(2), por seu turno, mostra que não há evidências de auto-correlação de segunda ordem no modelo estrutural, demonstrando que todos os instrumentos são potencialmente válidos. Aplica-se da segunda até a oitava defasagem como instrumentos, de modo a evitar que o número de instrumentos se aproxime do número de bancos da amostra, com o intuito de verificar se há defasagens (*lags*) que não sejam instrumentos válidos e, assim, aceitar a hipótese nula de correlação serial. Também foi realizado o Teste de Raiz Unitária de Fisher e a hipótese nula foi rejeitada ao nível de significância de 1% (Maddala e Wu, 1999; Hoang e Mcnown, 2006).

Em relação aos determinantes do *spread* bancário, observa-se, preliminarmente, que a variável dependente defasada mostrou-se inconclusiva e estatisticamente insignificante. Nesse sentido, não há evidências de que o diferencial de juros cobrados nos contratos de crédito e pagos no *funding* seja explicado pelo comportamento histórico.

No que tange às características idiossincráticas de cada banco, as variáveis que representam o custo de captação e da exigência de capital ponderada pelos ativos de risco (Índice de Basileia), apesar de apresentarem o sinal esperado, se revelaram estatisticamente insignificantes. Por outro lado, as variáveis

que representam o *market share* do banco, participação do ativo do banco no total do ativo de todos os bancos e a participação das operações de crédito do banco no total de operações de crédito da amostra, mostraram-se significativas a 1 e 5%, respectivamente.

O resultado encontrado na primeira apresentou uma relação negativa com o *spread* bancário, diferentemente da hipótese (*H1*) de que, quanto maior for o banco maior o poder sobre os clientes na determinação dos juros cobrados sobre os empréstimos, o que torna sua interpretação inconclusiva. Por outro lado, a hipótese (*H2*), de que, quanto maior a participação da carteira do banco sobre o total do mercado pode afetar positivamente os *spreads* é verificada. Assim sendo, tal resultado vai ao encontro com o argumento apresentado por Dantas et al (2011, p.19), de que os bancos com maior carteira tendem a cobrar menor *spread*, o que indica a transferência de parte dos ganhos de escala para os devedores.

A variável que mede a eficiência mostrou-se significativa a 5%, o que indica que os bancos que auferem ganhos fora da atividade de crédito, ou seja, pela receita com prestação de serviços, podem cobrar menores *spreads*, uma vez que não necessitam reforçar o capital regulatório exigido para alavancar em crédito. É importante ressaltar, que, quanto menor for esse indicador, mais eficiente é o banco, já que aquele mostra a relação das despesas para manter o banco em funcionamento (despesas administrativas e de pessoal) com as receitas financeiras e de serviços. Assim sendo, não se pode descartar que relação dessa variável com o *spread* pode ser positiva (*H3*). Até porque, boa parte desse indicador tem origem nas atividades de tesouraria, as quais representam ganhos atrelados a ativos menos arriscados (títulos públicos, por exemplo) em comparação com a carteira de crédito.

Ainda no tocante às variáveis idiossincráticas, a hipótese de que os bancos com maiores probabilidades de *default* repassam esse risco para os juros cobrados nas operações de crédito (*H4*), parece se confirmar a um nível de significância de 5%. Em síntese, pode-se concluir que o risco de inadimplência se torna um elemento importante na determinação do *spread* bancário no Brasil, inferindose, diante disso, que as instituições detentoras de créditos de melhor qualidade cobram juros menores.

No que diz respeito à variável que representa a preferência pela liquidez dos bancos, o resultado encontrado, além de revelar relevância estatística a 5%, corrobora a hipótese de que quanto mais líquidos forem os ativos do banco menor sua exposição ao risco de liquidez e, consequentemente, menor o *spread* cobrado aos tomadores de crédito (*H7*).

Tabela2: Resultados do modelo estrutural (equação 5) 9

Estimação System - GMM - Determinantes do spread bancário no Brasil: 2003-2011

Variável Dependente:	NIM
Trimestres	36
Observações	3.829

		Regressão 2					
Variáveis	Coeficiente		Desvio padrão	Variáveis	Coeficient	e	Desvio padrão
L.NIM	-0.175		(0.148)	L.NIM	-0.133		(0.0925)
Market Share - Ativos	-0.868***		(0.316)	Market Share - Ativos			
Market Share - Carteira de crédito	0.715**		(0.290)	Market Share - Carteira de crédito)		
Eficiência	0.000220**		(0.001)	Eficiência			
Provisão - Risco de crédito	0,005***		(0.001)	Provisão - Risco de crédito			
Liquidez	-0,007**		(0.008)	Liquidez			
Custo de captação	0,00002		(0.006)	Custo de captação			
Basileia	0.00743		(0.00556)	Basileia			
Inflação (IPCA)	0.436*		(0.233)	Inflação (IPCA)	0.650***		(0.232)
PIB	0.0908		(0.0720)	PIB	0.0794		(0.0732)
Selic	1.000***	1	(0.193)	Selic	1.008***		(0.165)
Inflação esperada	0.412***		(0.149)	Inflação esperada	0.379**		(0.149)
PIB esperado	-0.171	1	(0.134)	PIB esperado	-0.104		(0.113)
Expectativa de taxa de juros (Swap)	0.0144***		(0.00411)	Expectativa de taxa de juros (Swa	p) 0.0184***		(0.00425)
Capitalização da Bolsa	0.0802***		(0.0207)	Capitalização da Bolsa	0.0575***		(0.0188)
Volatilidade da taxa de câmbio	0.0202***		(0.00547)	Volatilidade da taxa de câmbio	0.0259***		(0.00538)
Constante	-0.0314		(0.0199)	Constante	-0.0372**		(0.0188)
Número de instrumentos	2	3		Número de instrumentos		16	
Teste Arellano-Bond (AR1)	0	.0983		Teste Arellano-Bond (AR1)		0.0307	
Teste Arellano-Bond (AR2)	0	.178		Teste Arellano-Bond (AR2)		0.726	
Teste de Sargan	0	.344		Teste de Sargan		0.679	
Teste de Fisher (H0: raiz unitária)		.0000		Teste de Fisher (H0: raiz unitária)	0.0000	

⁹Estimações produzidas no software Stata 10.

Quanto aos aspectos macroeconômicos, foco deste trabalho, apenas o PIB medido em nível e PIB esperado não se apresentaram relevantes na equação estimada. Por outro lado, com exceção da inflação efetiva (IPCA), com significância de 10%, as demais variáveis mostram-se significativas a 1% e com todos os sinais esperados.

A taxa Selic, principal instrumento de política monetária e variável de substancial interesse no modelo estimado, apresentou-se fortemente relevante na determinação do *spread* bancário. Esse resultado reflete que para o banco manter seu *mark-up*, o aumento da taxa básica é repassado para as taxas de juros sobre os contratos de crédito. Ademais, sinaliza que o elevado custo de oportunidade atrelado aos títulos públicos e aos ativos de tesouraria do banco também elevam os juros cobrados nos empréstimos. De fato as instituições financeiras, como qualquer agente econômico, são avessos ao risco e se preocupam com o grau de liquidez de seus ativos, principalmente em momentos de forte incerteza – como observado durante a atual crise e na financeira global de 2008¹⁰. Neste contexto, os bancos irão exigir um "prêmio" por abrir mão de ativos de portfólio rentáveis e com elevada liquidez em troca de ativos de crédito com menor grau de liquidez e maior risco, embora com maiores possibilidades de ganhos, corroborando-se a hipótese (*H8*) de quanto maior for o nível da taxa de juros maior será o *spread* cobrado.

A inflação (IPCA), revelou-se como uma variável importante na determinação do *spread* e com sinal positivo, em linha com a hipótese (*H9*) de que também é um indicador para risco de taxa de juros, já que um aumento na taxa Selic sinaliza que há elevação no nível geral de preços. Ademais, uma elevada taxa de inflação distorce os preços relativos e corrói os ganhos reais o que leva a autoridade monetária a adotar maior rigidez na política econômica, como preconiza o RMI.

Dentre as variáveis macroeconômicas que representam as expectativas dos agentes, o PIB esperado apresentou uma relação inversa com *spread* bancário brasileiro, porém não significativa. Isso pode ser explicado pelo fato de, quando há otimismo no que tange ao crescimento econômico, há a possibilidade de queda nos indicadores de inadimplência. Todavia, não pode ser negligenciada a possibilidade de que o PIB esperado também possa ter uma relação positiva com o *spread*. Alguns estudos, como Dantas et al. (2011), concluem que, em momentos de maior crescimento econômico, também há um aumento na demanda por crédito em função da expansão do consumo privado. De fato, tal fenômeno vem sendo observado na economia brasileira na última década. O aumento do crédito vem acompanhado de maiores riscos de inadimplência, não somente por conta do endividamento das famílias, mas também agravado por choques externos como as crises de 2008 e de 2010.

Em relação à inflação esperada, o coeficiente estimado mostra que a resposta positiva a uma variação na expectativa de inflação é expressiva e significante ao nível de 1%, corroborando com a hipótese (*H11*) de que os bancos se antecipam ao comportamento dos preços no futuro influenciando na precificação dos novos contratos de crédito. No RMI, uma elevação da taxa básica de juros, por exemplo, sinaliza uma preocupação da Autoridade Monetária com o aumento da taxa de inflação (IPCA) e, por essa razão, há uma antecipação para conter o aumento dos preços via recuo da demanda. Pelo lado passivo do banco isso também é observado na remuneração dos novos contratos prefixados de *funding*, os quais são comumente precificados com uma taxa de juros (DI), acrescidos de um índice de inflação, que, no caso de um aumento ou expectativa de aumento no nível geral de preços, também elevam os custos de captação dos bancos, tendo em vista o aumento dos juros para manter a inflação próxima à meta.

No que diz respeito à expectativa quanto ao comportamento dos juros futuros, medido aqui pelo diferencial do *swap-DI* de 360 dias e o *swap-DI* de 90 dias, pode-se afirmar que os bancos podem elevar os juros cobrados nas operações de crédito quando há projeção de alta dos juros, seguindo a tendência do mercado de juros futuros. De fato, isso corrobora a hipótese de que os bancos balizam suas estratégias com base na liquidez de seu portfólio. Para abrirem mão dos ganhos com ativos de tesouraria que

¹⁰ Desde a crise financeira 2008 e com maior intensidade após eclosão da crise da dívida na Zona do Euro, os mercados financeiros globais, incluindo no Brasil, vêm assistindo um movimento defensivo por parte dos bancos. De fato observa-se um declínio substancial nas operações de crédito em troca de ativos mais líquidos, também conhecido no mercado como "efeito empoçamento de liquidez". Este mesmo movimento pode ser observado no Brasil, cuja taxa de crescimento do estoque de crédito pulou de um patamar de 34,5%, em setembro de 2008, para 16,2% em dezembro de 2012. Para mais detalhes, ver Gouveia da Silva (2012).

compõem sua carteira, repassarão esse custo de oportunidade para os contratos de empréstimos, que são ativos de menor liquidez e maior risco.

Por fim, as variáveis que representam a capitalização de mercado e volatilidade cambial, possuem relevante participação na determinação do *spread*. A primeira, com sinal positivo, indica que, quanto maior for o nível de capitalização da economia, maiores serão as opções de ativos financeiros (não crédito) em que o banco poderá alocar seus recursos com maior grau de liquidez. Mais uma vez, o argumento de que os bancos desenham seus modelos de negócios balizados na estratégia de alocação de portfólio, de acordo com liquidez e risco de cada ativo se mostra eficaz para explicar a hipótese (*H14*) de que há um *trade-off* entre os retornos esperado do portfólio e o prêmio de liquidez que cada ativo oferece.

A segunda, também com sinal positivo, indica que uma maior exposição ao risco cambial implica em maiores juros cobrados aos devedores para compensar futuras perdas. Esse resultado está em linha com os resultados encontrados por Alencar et al.(2002) e com Manhiça (2009), que corrobora com a hipótese (*H15*) de que, quanto maior for a volatilidade dos ativos precificados em moeda estrangeira, maiores são os riscos de perdas cambiais que são repassados ao *spread*.

O exercício empírico aqui desenvolvido mostrou que, de fato, as variáveis macroeconômicas são relevantes na determinação dos *spreads* bancários praticados no Brasil. Entretanto, como o banco é uma empresa maximizadora de lucro, a qual está inserida em um ambiente de incerteza, as variáveis microeconômicas não devem ser negligenciadas, assumindo que a instituição financeira se comporta como um agente avesso ao risco.

A fim de ampliar a discussão sobre a importância de tais fatores e explicar os elevados *spreads* praticados pelo sistema bancário brasileiro, foram incluídas variáveis que refletem a formação das expectativas do mercado. Para reforçar tal argumento, foi realizado mais de um exercício econométrico, apenas com as variáveis macroeconômicas, obtendo-se resultados amplamente significativos, além de bem especificados, de acordo com os resultados dos testes de robustez, conforme demonstrado na regressão 2 na tabela 2.

Em síntese, o teste econométrico reforça a hipótese de que os bancos desenham suas estratégias de negócios com base nas expectativas quanto aos eventos futuros, de tal forma que o ambiente macroeconômico em que estão inseridos pode explicar os elevados s*preads* observados no mercado bancário brasileiro. Sendo assim, em que pese não ser o objeto de estudo deste trabalho, fica em aberto, como proposta de pesquisa, a adoção de políticas que conduzam o s*pread* bancário no Brasil para os níveis praticados pelas economias mais desenvolvidas, a fim de que o sistema financeiro seja capaz de financiar o crescimento econômico de forma mais ampla e sustentável.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A fim de contribuir para o debate e ampliar a discussão sobre os determinantes do *spread* bancário no Brasil, o presente estudo utilizou a metodologia de cálculo do *spread ex-post*, não somente por conta da disponibilidade de dados ao público, mas também pelo fato de que esta medida considera o resultado de intermediação financeira do banco de forma mais ampla e, também, por existir poucos estudos que utilizam esta metodologia aplicada ao caso brasileiro. Além disso, partindo-se do pressuposto de que os bancos desenham suas estratégias de negócios baseados em expectativas quanto ao comportamento de determinadas variáveis macroeconômicas fundamentais, também foram incluídas no modelo estrutural variáveis macroeconômicas *expectacionais*. Essa é uma importante inovação em relação à literatura existente, que ignora o papel das expectativas na formação do *spread* bancário.

Além da importância das variáveis idiossincráticas avaliadas neste estudo, focaram-se os fatores macroeconômicos que – à exceção do PIB (medido em nível) e o PIB esperado – se mostram estatisticamente significantes e com os sinais esperados, com destaque para a taxa Selic e as variáveis que representam as expectativas de mercado. No que tange a Selic, o resultado encontrado corrobora com a hipótese de que os bancos repassam para a taxa de juros dos empréstimos o prêmio por abrir mão de ativos com liquidez superior aos ativos de crédito. De fato, um aumento na taxa Selic aumenta tanto os custos explícitos do passivo – aumento do custo de captação – quanto os custos implícitos, em função do

aumento do volume de depósitos em decorrência da elevação da demanda por títulos mais rentáveis. Ademais, o resultado corrobora a hipótese de correlação positiva entre a taxa de básica de juros e taxa de juros dos empréstimos, devido ao *mark-up* bruto.

No que se referem as variáveis que refletem as expectativas dos agentes, a inflação esperada e os juros futuros se mostraram substancialmente relevantes na determinação do *spread* bancário. A primeira indica que os bancos se antecipam ao comportamento do nível de preços para manter os ganhos reais, via reprecificação dos ativos de crédito. Além disso, uma elevação da taxa básica de juros pode sinalizar um período de aceleração inflacionária que, aumentando as taxas de juros dos contratos prefixados de depósitos, normalmente precificados com uma taxa de juros DI acrescido da inflação, eleva o custo de captação do banco.

Já no que diz respeito aos juros futuros, quando há expectativa de aumento de juros há, também, possibilidade de descasamento de prazos entre ativos e passivos do banco, o que leva o banco a optar por ativos mais líquidos. Isso faz o banco elevar os *spreads* como prêmio de liquidez por abrir mão da liquidez e correr risco de descasamento pelo lado passivo. Em outras palavras, o uso da taxa Selic como principal instrumento da política monetária vigente afetam diretamente as taxas de juros de longo termo que balizam as decisões de investimentos dos agentes, dentre eles os bancos. Os bancos tendem a alterar a composição de seus ativos quando a Autoridade Monetária age sobre a estrutura de juros de curto prazo, dado que o movimento da política monetária altera a dinâmica da taxa de juros de longo prazo o que, por sua vez, se reflete na expectativa da taxa curta e no prêmio de liquidez.

Por fim, as variáveis que representam o grau de capitalização de mercado e a volatilidade cambial, também se apresentaram estatisticamente significativas na determinação do *spread*. O resultado da primeira, em linha com a hipótese de que firma bancária se preocupa com a liquidez de seu portfólio – notadamente em momentos de forte incerteza – mostra que há um *trade-off* entre a rentabilidade do portfólio e o prêmio de liquidez de cada ativo. O segundo indica que quanto maior for a exposição cambial maior será a taxa de juros dos empréstimos, já que a volatilidade dos ativos precificados em moeda estrangeira é repassada para a margem líquida de juros.

Os resultados do exercício empírico aqui encontrado evidenciam que os fatores macroeconômicos são relevantes para explicar o comportamento do *spread* bancário no Brasil. A principal contribuição deste artigo reside na evidência de que os bancos traçam suas estratégias de acordo com as expectativas quanto ao comportamento de variáveis macroeconômicas. A fim de dar mais robustez a este resultado, foi estimado um segundo modelo (regressão 2, na tabela 2) em que o vetor das as variáveis idiossincráticas foi excluído. Os resultados desse exercício reforçam ainda mais a importância das variáveis macroeconômicas *expectaticionais* para explicar o comportamento do *spread* bancário no Brasil.

Em síntese, foi mostrada a relevância da interação das variáveis macroeconômicas, com destaque para o papel das expectativas dos agentes econômicos – particularmente em relação ao IPCA e ao comportamento dos juros futuros (diferença entre o *Swap-DI* de 360 e de 90 dias) –, na determinação do *spread* bancário. Este é o principal avanço realizado em relação à literatura existente.

6. REFERÊNCIAS

AFANASIEFF, T. S.; LHACER, P. M. V.; NAKANE, M. I. (2001). **The determinants of bank interest spread in Brazil**. In XXIX ENCONTRO NACIONAL De ECONOMIA, Salvador. Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia.

AFANASIEFF, T. S.; LHACER, P. M. V.; NAKANE, M. I. (2002). The determinants of bank interest spread in Brazil. Money Affairs, Cidade do México, v. 15, n. 2, p. 183-207.

ALENCAR, L.; LEITE, D.; e FERREIRA, S. (2007). **Spread bancário: um estudo cross-country, In: Banco Central do Brasil**, Relatório de Economia Bancária e Crédito, p. 23-34.

ALLEN, L. (1988). **The Determinants of Banking Interest Margins: A note**. In: Journal of Financial and Quantitative Analysis. V.23, n.2, junho.

ANGBAZO, L. (1997). Commercial bank net interest margins, default risk, interest rate risk and off-balance sheet banking. Journal of Banking and Finance, v.21, p.5-87.

ARELLANO, M. and BOVER O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models. Journal of Econometrics, 68: 29-51.

ARONOVICH, S (1994). **Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o spread bancário**. Revista Brasileira de Economia, vol. 48 n 1, janeiro-março, FGV - Rio de Janeiro.

BALTENSPERGER, E. (1980). **Alternative approaches to the theory of the banking firm.** Journal of Monetary Economics, vol. 6, n. 1, p.1 – 38.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (1999, 2009). Juros e Spread bancário no Brasil. Brasília.

BARAJAS, R., STEINER, R. and SALAZAR, N. (1999). Interest spreads in banking in Colombia, 1974-96. IMF Staff Papers, v.46, n.2.

BELAISCH, A. (2003). **Do Brazilian banks compete?** Washington: International Monetary Fund, May 2003 (WP/03/113).

BERNANKE, B. and BLINDER, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Policy Transmission. American Economic Review, 82, pp 901-921.

BERNANKE, B and GERTLER, M. (1995).Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. The Journal of Economic Perspectives, v. 9, p. 27-48.

BIGNOTTO, F. e RODRIGUES, E. (2005). **Fatores de risco e spread bancário no Brasil**. Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil, n. 110.

BLUNDELL, R. and BOND, S. (1998). **Initial conditional and moment restrictions in dynamic panel data models**. Journal of Econometrics, 87(1), 115-143.

BROCK, P and ROJAS SUAREZ, L. (2000). **Understanding the behavior of bank spreads in Latin America.** In: Journal of Development Economics, v.63, p. 113-134.

BYRNE, J., DARBY, J. and MACDONALD, R., (2008). **US trade and exchange rate volatility: A real sectorial bilateral analysis**. Journal of Macroeconomics, 30, 238-259.

CARBÓ, S. and RODRIGUEZ, F. (2007). **The determinants of bank margins in European banking**. Journal of Banking e Finance, 31, 2043-2063.

CARVALHO, F. J. C. (1992). Estrutura e Padrões de competição no Sistema Bancário Brasileiro: uma Hipótese para Investigação e Alguma Evidência Preliminar. In PAULA, L. F. e OREIRO, J. L. (org.). (2007). Sistema Financeiro: uma análise do setor bancário brasileiro. — Rio de Janeiro: Elsevier, cap. 5, p. 103-123.

______. et al. (2007b). **Economia Monetária e Financeira: Teoria e Política**. Rio de Janeiro, Elsevier, 2ª Ed.

DANTAS, J.A., MEDEIROS, O.R. e CAPELLETTO, L.R. (2011). **Determinantes do spread bancário ex-post no mercado brasileiro**. Trabalhos para discussão 242, Banco Central do Brasil.

DEMIRGÜÇ-KUNT, A. and HUIZINGA, H (1999). **Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence**. In: The World Bank Economic Review, v. 13, n.2.

______. (2000). **Financial structure and bank profitability**. World Bank Policy Research. Working Paper 2430.

DE PAULA, L. F. R. (1997). Comportamento dos bancos em alta inflação: Teoria e experiência brasileira recente. Tese de Doutorado. Universidade Estadual de Campinas.

______. (1999). **Dinâmica da firma bancária: uma abordagem não convencional**. Revista Brasileira de Economia 53 (3): 323-356.

DE PAULA, L. F. R., e PIRES, Manoel C. C. (2007) **Determinantes Macroeconômicos do spread bancário: uma Análise preliminar para economias emergentes**. In: PAULA, L. F. e OREIRO, J. Sistema Financeiro, Uma análise do setor bancário brasileiro. Ed Campus, cap.8, p. 171-189.

FREIXAS, X. and ROCHET, J-C.(1997). Microeconomics of Banking, MIT Press.

FRIEDMAN M. and SCHWARTZ, (1963). A Monetary History of the United States, 1867-1960, Princeton University Press.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (2013). International Financial Statistics, Julho de 2013.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (2013). World Economic Outlook, Julho de 2012.

GELOS, R. (2006). Banking Spreads in Latin America. IMF Working Paper, 06/44, p. 29.

GOUVEIA DA SILVA, T. (2012). **Política monetária e sistema bancário: o papel das expectativas na determinação do spread brasileiro (2003-2011)**. Dissertação de Mestrado em Economia. Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

GURLEY, J. and SHAW, (1955). E. **Financial aspects of economic development**. American Economic Review, Nashville, v.XLV, n.4, September.

HO, T. S. Y., and A. SAUNDERS (1981). The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 16, 581-600.

HOANG, N. T. and MCNOWN, R. F. (2006). Panel data unit roots tests using various estimation methods. University of Colorado Bulletin, 6, 33-66.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Endereço eletrônico: www.ibge.gov.br.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Base de dados IPEAData, Disponível em: www.ipeadata.gov.br.

KEYNES, J. M. (1992). A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda. Editora Atlas. Rio de Janeiro.

KOYAMA, S.M. e NAKANE, M. I. **Os determinantes do spread bancário no Brasil**. Relatório de Economia Bancária e Crédito, Novembro de 2001(a). Banco Central do Brasil.

LEAL, R. M. (2007). Estrutura e Determinantes do Spread Bancário no Brasil após 1994: uma resenha comparativa da literatura empírica. Trabalho de Mestrado. Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

LEITE, D. (2007). **Incerteza macroeconômica afeta a margem líquida bancária? – Uma abordagem** *cross-country*. Dissertação de Mestrado em Economia.IBMEC.

LEVINE, R., (1997). **Financial Development and economic Growth: Views and Agenda**. Journal of Economic Literature. Vol. XXXV, pp. 688-726.

MADDALA, G.S. and WU, S. (1999). A comparative study of unit root with panel data and new simple test. Oxford Bulletin of Economic and Statistics, Special issue, 631-652.

MANHIÇA, F. A. (2009). A política monetária e o spread bancário no Brasil: de 2000 a 2008. Dissertação de Mestrado. Instituto de Economia, UFRJ.

MANHIÇA, F. A. e JORGE, C. T. (2012). **O nível da taxa básica de juros e o spread bancário no Brasil: Uma análise de dados em painel**. Texto para Discussão 1710, IPEA.

MAUDOS, J. and GUEAVARA, J. F. (2004) Factors explaining the interest margin in banking sectors of European Union. In: Journal of Banking and Finance, set.

MAUDOS, J. and SOLÍS, L. (2009). The determinants of net interest income in the Mexican banking system: An integrated model. Journal of Banking and Finance, v.33, p.1920-1931.

MISHKIN, F.S. (1995). **Symposium on the monetary transmission mechanism**. The Journal of Economic Perspective, v.9, n.4, p.1-10.

MISHKIN, F.S. (2006). **The Economic of Money, Banking and Financial System**. Pearson Addison Wesley, Seventh Edition.

MODENESI, A. M. (2005). Regimes Monetários: Teoria e a Experiência do Real. Barueri: Manole.

NAKANE, M. (2003). Concorrência e spread bancário: uma revisão da evidência para o Brasil. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL. Juros e Spread Bancário no Brasil: Avaliação de quatro anos do Projeto. Brasília, p. 58-67.

ROODMAN, D. (2006). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. The Stata Journal.

ROUSSEAS, S. (1985). A markup theory of bank loan rates. Journal of Post Keynesian Economics, 8(1).

SANTOMERO, A. M. (1984). **Modelling the Banking Firm.** Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 16 (4), pp. 576-602

SAUNDERS, A. and SCHUMMACHER, L. (2000). The determinants of interest rate margins: an international study. Journal of International Money and Finance, v.19, p. 813-832.

SILVA, G. J. C.; O., F. H.; OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. de . (2004). **Spread Bancário no Brasil: determinantes e proposições de política**. In: João Sicsú, Luiz Fernando de Paula, Renaut Michel. (Org.).

Novo Desenvolvimentismo: um projeto nacional de crescimento com equidade social. São Paulo: Manole.

SILVA, G. J. C. OREIRO, J. L. PAULA, L. F. de. (2007). **Spread Bancário no Brasil: uma avaliação empírica recente**. Em PAULA, Luiz F. de . OREIRO, José L. (2007) Sistema Financeiro, uma análise do setor bancário brasileiro. Cap. 9. Rio de Janeiro: Elsevier.

SOBREIRA, R.; MARTINS, N.M. e GOUVEIA DA SILVA, T. (2013). **Basel III and Brazilian Banks.**3rd International Conference of the Financial Engineering and Banking Society: Financial Regulation & Systemic Risk. ESCP Europe Campus, Paris.

TAN, T.B.P. (2012). Determinants of credit growth and interest margins in the Philippines and Asia. IMF Working Papers 12/123.

WALSH, C.E. (1998). Monetary Theory and Policy. MIT Press, 2 ed.

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). Econometric analysis of cross section and panel data. The MIT Press.