

O NÍVEL DA TAXA BÁSICA DE JUROS E O *SPREAD* BANCÁRIO NO BRASIL: Uma análise de dados em painel*

Félix António Manhiça¹
Caroline Teixeira Jorge²

Resumo

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

Palavras Chave: *Spread* bancário, Taxa Básica de Juros, Política Monetária

Abstract

This study aims to analyze the impact of macroeconomic variables, especially the prime rate of the economy, on the interest margin (*spread*) charged by Brazilian banks from 2000 to 2008. To achieve this goal, the study adopted the behavior model of the banking firm developed by Ho and Saunders (1981), as well as, an econometric method, the *system-GMM*, based on panel data from 140 commercial banks. The objective was to test whether the loan *spread*, after corrected through idiosyncratic differences between the banks, reacted to macroeconomic risk factors. Through empirical analysis focused on macroeconomic variables it was concluded that the *spread* responds to the level of the benchmark interest rates. Within the macroeconomic variables, the unemployment rate and the risk measured by the EMBI were also important in determining the loan *spread*. The volatility of interest rates, however, showed no significant results.

Keywords: Banking Interest margins, Market Interest Rate, Monetary Policy

Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL: E42, E43, E49.

1. INTRODUÇÃO

O elevado nível do *spread* bancário no Brasil é um tema permanente de discussões entre os gestores de política econômica e os acadêmicos. Desde 1994, com o estudo feito por Aronovich (1994), a preocupação com o nível do *spread* bancário tem sido objeto de diversas pesquisas. Em 1999, quando foi implementado o Regime de Metas de Inflação (RMI), o Banco Central do Brasil (BCB) iniciou uma série de estudos sobre os determinantes e os componentes do *spread* bancário. Destes estudos, diversas proposições de políticas têm emergido para acelerar a queda dos *spreads*. Estas proposições têm sido alvo de algumas críticas por se

* Este artigo é uma versão atualizada e aprimorada de Manhiça (2009). O método de estimação econométrico utilizado nesta versão é distinto, com dados atualizados até o ano de 2010 e resultados mais robustos. Os autores agradecem a Rodrigo Fernandes de Lima pela ajuda na compilação dos dados, e a Camila de Araujo Ferraz, Daniela de Abreu Carbinato, Salvador Teixeira Werneck Vianna, Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti e a Thiago Sevilhano Martinez pelos comentários, eximindo-os, no entanto, de possíveis erros e omissões.

¹ Mestre em Economia pelo Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ) e pesquisador-assistente da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dimac/Ipea), vinculado ao Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD).

² Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ) e pesquisadora-assistente da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Dimac/Ipea), vinculada ao Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD).

concentrarem em medidas microeconômicas e institucionais, e por ignorarem a relevância da manutenção do nível da taxa básica de juros³ em patamares elevados. Desta forma, apontam para a necessidade de que, paralelamente à adoção de políticas que incentivam a concorrência e a disseminação da informação etc., a busca por níveis mais baixos da taxa básica de juros seja um dos meios utilizados para reduzir os *spreads* (e, assim, o custo de crédito na economia).

A política monetária no Brasil é conduzida dentro Regime de Metas de Inflação. Neste regime o combate à inflação se dá majoritariamente com a manipulação da taxa básica de juros, definida a cada 45 dias pelo Comitê de Política Monetária (Copom) com o intuito de perseguir a meta de inflação estabelecida anualmente pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). A busca pela estabilidade de preços tem mantido a taxa básica de juros em patamar bastante elevado, principalmente quando comparada às taxas praticadas em diversos países. Ocorre que, ao mesmo tempo em que é o principal instrumento de política monetária, a taxa básica de juros de juros brasileira é indexador de parte dos títulos públicos, as Letras Financeiras do Tesouro (LFTs). É nessa especificidade do Sistema Financeiro Brasileiro que reside a relação entre o nível da taxa básica de juros e os *spreads* bancários no Brasil. Portanto, deste modo pode-se afirmar que o arranjo de política monetária brasileiro gera efeitos sobre a capacidade de realização de investimentos da economia, uma vez que o crédito bancário é uma das principais fontes de financiamento das empresas.

Com o intuito de analisar a relação entre o *spread* e a taxa básica de juros (nível e volatilidade) e, assim, inferir se a política monetária adotada no Brasil tem efeitos sobre as margens de juros dos bancos brasileiros, este artigo utiliza a metodologia econométrica de dados em painel de 140 bancos comerciais⁴ que operaram no país entre o primeiro trimestre de 2000 e o terceiro de 2010. Com vistas a capturar a relevância da taxa básica de juros como determinante do *spread* foram utilizadas variáveis microeconômicas e outras variáveis macroeconômicas consideradas relevantes na especificação do modelo.

O artigo está dividido em seis seções, a contar desta introdução. A que se segue avalia a evolução do *spread* bancário e das taxas de juros no Brasil e explicita as preocupações subjacentes às medidas adotadas para reduzir o nível do *spread* na última década. Na terceira seção é exposto um modelo teórico de determinação do *spread* bancário. Trata-se de um modelo de banco avesso ao risco, adequado à especificação do modelo econométrico utilizado nos testes. A quarta seção analisa alguns trabalhos empíricos. Na quinta seção é feita uma análise empírica do *spread* bancário no Brasil entre o primeiro trimestre de 2000 e o terceiro de 2010 e são apresentados os resultados. A última seção conclui o artigo.

2. EVOLUÇÃO DO SPREAD BANCÁRIO NO BRASIL: 2000 a 2010

2.1. O *spread* bancário e a política monetária no Brasil

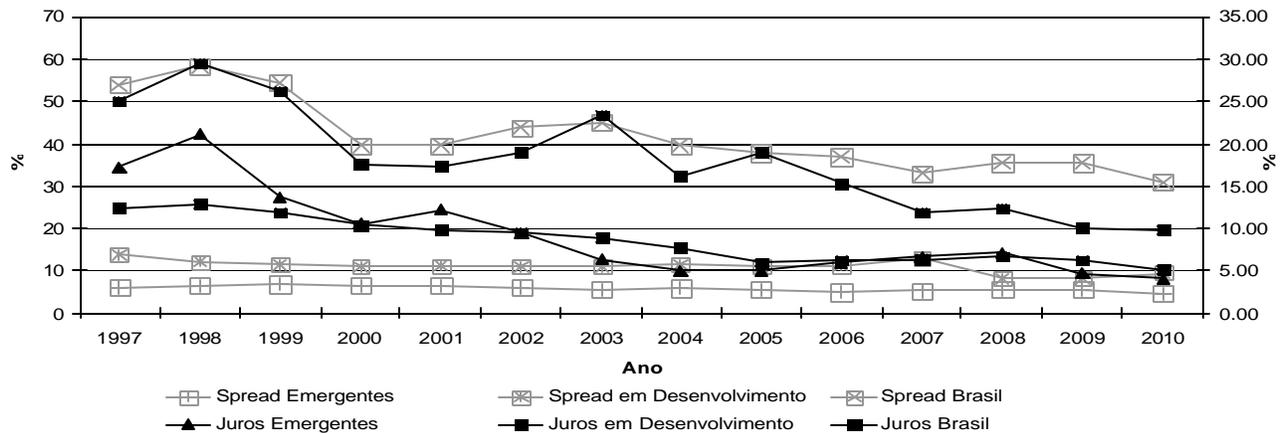
De acordo com os dados do Fundo Monetário Internacional (2010), o Brasil é um dos países com a maior taxa de juros de mercado e *spread* bancário⁵ do mundo, apresentando taxas sistematicamente maiores que as de países emergentes e em desenvolvimento desde 1997 (IFS, FMI, set 2010). Estes dois componentes constituem o custo do capital da economia e representam uma medida da eficiência do sistema financeiro. Quando elevados, podem representar um constrangimento para a ampliação do volume de crédito como proporção do PIB e, conseqüentemente, para a realização de investimentos (Paula *et al*, 2007).

³ A taxa básica de juros, também chamada taxa Selic, é a taxa média ponderada pelo volume das operações de financiamento por um dia das operações realizadas no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) na forma de operações compromissadas, lastreadas em títulos públicos federais, as Letras Financeiras do Tesouro (LFTs).

⁴ Ou seja, aqueles que detiveram no período analisado alguma carteira de depósitos à vista.

⁵ O *spread* bancário calculado com base nos dados do FMI é aquele obtido pela diferença entre a taxa média de empréstimos e a taxa média de depósitos. As taxas de juros de mercado são as *Market Rates* que, para o caso do Brasil, corresponde à taxa básica de juros.

Gráfico 1 – Taxa de Juros de Mercado (%) e *Spread* bancário (p.p.): Brasil, Países Emergentes⁶ e em desenvolvimento⁷

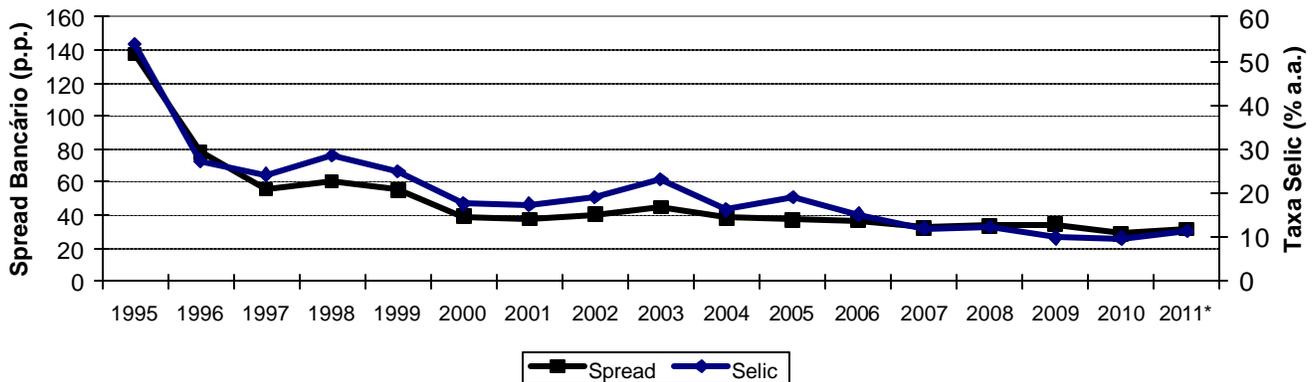


Fonte: IFS/FMI, set 2010

A preocupação com o *spread* bancário no Brasil ampliou-se após a adoção do Plano Real (1994), quando o controle da inflação foi alcançado e o país conquistou maior estabilidade macroeconômica. A partir de 1995, com a estabilidade de preços, o BCB passou a adotar medidas regulatórias e judiciais com o intuito de aumentar o grau de competição e a transparência do setor. Com essas medidas, esperava-se que as margens das taxas de juros caíssem e convergissem para o nível das taxas internacionais (BCB, 1999).

No Gráfico 2 observa-se que, de 1995 a 1999, a margem de juros⁸ cobrada pelos bancos no Brasil de fato caiu expressivamente de um patamar de quase 150 p.p. para cerca de 50 p.p. Apesar da queda, porém, o nível permanecia muito alto quando comparado a outros países emergentes e, desde então, tem oscilado na faixa dos 30 p.p. a 40 p.p., bem acima da média mundial.

Gráfico 2 – Taxa de Juros Selic (% a.a.) e *Spread* Bancário (p.p.)



Fonte: BCB

* Dados até maio.

⁶ Segundo a classificação do FMI. Dentre eles: Argentina, Chile, China, Colômbia, Índia, Indonésia, Coreia, Malásia, México, Rússia, África do Sul, Tailândia, Turquia.

⁷ Segundo a classificação do FMI. Dentre eles: Angola, Armênia, República de Azerbaijão, Bahamas, Reino de Bahrain, Bangladesh, Barbados, Bielorrússia, Belize, Benin, Butão, Bolívia, Bósnia Herzegovina.

⁸ O *spread* divulgado pelo BCB é calculado como uma média das taxas de juros anuais prefixadas de recursos livres, ponderadas pelo volume de operações de um período (mês) usando uma amostra composta pelos 17 maiores bancos privados do Brasil, de acordo com o critério de volume de ativos (BCB, 1999). As modalidades incluídas neste cálculo estão divididas por tipo de tomador: Pessoas Jurídicas – operações de *hot money*, conta garantida, desconto de duplicatas, desconto de promissórias, capital de giro, aquisição de bens e *vendor*; Pessoas Físicas – operações com cheque especial, crédito pessoal e aquisição de bens (incluindo CDC e automóveis).

O BCB disponibiliza todos os anos a lista de medidas propostas e adotadas para a redução dos *spreads*. É notável a maior participação de medidas institucionais e microeconômicas com vistas a aumentar a transparência e a concorrência do mercado de crédito. Nesse sentido, as medidas adotadas são aquelas voltadas para: redução do tempo e das barreiras para a recuperação judicial dos empréstimos; introdução da obrigatoriedade de classificação das operações bancárias por fatores de risco; aumento da capacidade das instituições e dos consumidores em obter informações por meio da ampliação e dinamização da Central de Risco do BCB, que concede garantias para parte de empréstimos em inadimplência e fornece informações sobre alguns clientes potenciais; e divulgação das taxas de algumas operações bancárias (BCB, 1999; 2007).

Apesar dessas diversas medidas, autores como Paula *et al.* (2007), Ono *et al.* (2004), Oliveira e Carvalho (2007) afirmam que existe um descompasso entre tais esforços e a condução de política monetária. Para estes autores, essas medidas, embora foquem em entraves importantes para a redução do *spread* bancário, ignoram ou atribuem pouca atenção para os aspectos macroeconômicos.

A política monetária baseada no Regime de Metas de Inflação (RMI), adotado pelo BCB desde 1999, é alvo sistemático de críticas em função da manutenção do elevado patamar da taxa básica de juros.⁹ Diversos trabalhos como Nakano (2006), Erber (2008) e Modenesi (2008) convergem para o diagnóstico de que a condução da política monetária no Brasil está pautada por uma convenção conservadora, segundo a qual existe um piso (elevado) da taxa de juros “de equilíbrio” no Brasil. Esta tese justificaria o elevado grau de rigidez da política monetária contestado, entre outros, por Modenesi (2008) e Oreiro e Rocha (2009). Desta forma, esta convenção dificulta, apesar de todos os esforços do BCB, a convergência dos juros e dos *spreads* para patamares compatíveis com os níveis médios mundiais.

A taxa básica de juros no Brasil, além de se constituir no principal instrumento de política monetária, remunera os títulos da dívida pública, as Letras Financeiras do Tesouro (LFTs), papéis que lastreiam as operações no mercado interbancário. Esses títulos, devido a seu alto nível de retorno – associado ao nível da taxa básica de juros – e ao elevado grau de liquidez, geram uma anomalia no mercado financeiro brasileiro (Nakano, 2006). O alto nível da taxa básica de juros brasileira se torna uma referência para todas as outras operações no mercado bancário e define o nível mínimo de remuneração desejado pelos bancos para outras aplicações. Neste sentido, a taxa básica de juros passa a representar um custo de oportunidade dos bancos, elevando, em último caso, o custo do crédito através da prática de taxas de empréstimo elevadas para os tomadores finais.

Num ambiente pautado por incerteza e, na presença de um mercado de curto prazo altamente líquido e rentável, sustentado pelo esquema de dívida pública brasileiro, os bancos tendem a estabelecer elevadas margens de juros para compensar os riscos de juros, liquidez e crédito das outras operações. O nível da taxa básica de juros brasileira, portanto, ao servir de referência às decisões de composição de portfólio dos bancos, constitui-se inevitavelmente em fator relevante na determinação do *spread* bancário. É neste sentido que Paula *et al.* (2007) e Ono *et al.* (2004), entre outros autores, defendem que, enquanto a política de manutenção da taxa básica de juros elevada persistir, dificilmente o *spread* brasileiro convergirá para os patamares desejados.

2.2. Cálculo e análise do *spread* bancário pelo BCB

Em outubro de 1999, com o intuito de ampliar a redução das taxas, o BCB deu início a uma série de estudos sobre o sistema bancário, publicados anualmente como parte do projeto “Juros e *Spread* Bancário”.¹⁰ Nestes estudos são feitas análises amplas e detalhadas sobre a evolução das taxas de juros praticadas pelos bancos, procurando-se identificar a estrutura e os determinantes do *spread* e, com isso, apontar políticas para acelerar a redução das margens de juros.

⁹ Os mecanismos de transmissão da política monetária para os juros cobrados não serão analisados neste trabalho, cujo objetivo é apenas testar econometricamente a existência dessa relação.

¹⁰ Ver site do BCB: www.bcb.gov.br.

A análise do *spread* bancário na literatura econômica utiliza basicamente duas metodologias: i) decomposição contábil do *spread* de acordo com as operações dos bancos e; ii) determinantes do *spread*, feita a partir dos fatores de risco que influenciam o comportamento do banco no momento de definição das taxas de juros.

A primeira, e mais usada pelo BCB, baseia-se na estrutura do *spread* e consiste na decomposição contábil da margem bruta das operações em seis componentes: Custos Administrativos¹¹, Inadimplência¹², Custo das Reservas Compulsórias¹³, Despesas com Taxas e Tributos¹⁴, Impostos Diretos¹⁵ e Resíduo Líquido¹⁶.

Tabela 1 – Decomposição do *Spread* Bancário¹⁷ – Proporção (%)

<i>Spread</i> Bancário*	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
1 - <i>Spread</i> Total	100									
2 - Custo Administrativo	28,78	13,2	19,07	25,52	23,65	22,43	21,15	21,19	11,5	15,77
3 - Inadimplência	20,41	32,4	29,07	34,48	28,79	33,12	35,7	33,54	31,23	32,16
4 - Custo do Compulsório	4,1	5,3	5,6	7,08	5,69	4,29	3,21	3,45	1,48	1,65
5 - Taxas e Tributos	13,65	6,9	4,77	4,66	4,67	4,53	3,7	3,86	3,71	3,77
Impostos Indiretos	13,35	6,7	3,3	3,05	3,31	3,11	2,99	3,09	3,19	3,15
Custos do FGC*	0,3	0,3	1,47	1,61	1,36	1,42	0,71	0,77	0,52	0,62
6 - Resíduo Bruto (1-2-3-4-5)	33,06	42,2	41,49	28,27	37,2	35,62	36,24	37,97	52,09	46,65
7 - Impostos Diretos	8,01	14,1	14,28	10,42	12,78	12,21	12,4	13,2	20,9	18,67
8 - Resíduo Líquido (6-7)	25,05	28,1	27,2	17,85	24,42	23,41	23,84	24,76	31,19	27,97

Fonte: Banco Central do Brasil

* Fundo Garantidor de Crédito

A segunda metodologia, baseada na análise dos determinantes do *spread*, faz uma avaliação sobre o comportamento do banco frente aos diversos fatores de risco que o influenciam no momento de definição das taxas de juros bancárias. Os fatores de risco que afetam os *spreads* são, grosso modo, divididos em três grandes grupos: o de estrutura de mercado, o de fatores microeconômicos e o de fatores macroeconômicos.

Embora as duas metodologias mencionadas estejam relacionadas até certo grau, este trabalho restringir-se-á à análise dos determinantes do *spread* bancário, ou seja, à segunda metodologia. Esta escolha deveu-se ao fato de que, como apontado por Afonso, Kohler e Freitas (2009, p. 13), apesar do método de decomposição contábil do *spread* detalhar de forma clara e precisa a composição do *spread*, ele não permite que sejam feitas inferências sobre o comportamento dos bancos como resposta a medidas adotadas pelas autoridades monetárias, já que se trata de uma análise estática das operações dos bancos. Dessa metodologia dificilmente se pode depreender uma interpretação clara sobre as reações dos bancos frente a alterações nas variáveis consideradas e, adicionalmente, dos instrumentos de política sob alçada do BCB.

3. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Como veremos nesta seção, grande parte dos trabalhos empíricos leva em consideração, dentre os fatores determinantes do *spread* bancário, a volatilidade da taxa de juros do mercado. O nível da taxa de

¹¹ Despesas com insumos da atividade bancária como capital físico, mão de obra, despesas operacionais etc.

¹² Recursos provisionados pelos bancos para créditos e devedores duvidosos, calculado de acordo com as regras de provisionamento do Conselho Monetário Nacional.

¹³ Medida do custo de oportunidade incorrido pelos bancos ao manter parte de seus recursos no BCB, com remuneração média inferior à praticada em modalidades de empréstimo.

¹⁴ Inclui despesas com tributos indiretos como o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), o Programa de Integração Social (PIS), a Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (COFINS), o Imposto Sobre Serviços (ISS) e os custos do Fundo Garantidor de Crédito.

¹⁵ Despesas com o Imposto de Renda e com a Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL).

¹⁶ Diferença entre o Resultado Bruto e os componentes especificados acima. Inclui, além do lucro líquido do banco, erros e omissões de mensuração, subsídios cruzados, entre outros.

¹⁷ Uma análise detalhada deste método é feita por Costa e Nakane (2005). Nesse trabalho os autores sugerem uma mudança na forma de cálculo dos componentes.

juros, por seu turno, apesar de não contemplado nos modelos teóricos adotados na maioria dos estudos, tem sido utilizado nos trabalhos que tratam do *spread* nos países emergentes e em desenvolvimento.

Ho & Saunders (1981), com o intuito de analisar o impacto da volatilidade da taxa de juros sobre as margens de juros dos bancos nos Estados Unidos usam um modelo empírico de dois estágios, para um total de 53 bancos, entre o quarto trimestre de 1976 e de 1979. No primeiro estágio, a margem de juros cobrados por cada banco individual é regredida contra algumas características específicas de cada banco, tidas como imperfeições que podem afetar aquela margem. Com isso, obtém-se o chamado *spread* “puro”. No segundo estágio, por meio de séries temporais, regride-se o *spread* “puro” médio contra as variáveis propostas no modelo teórico. A hipótese é que, se os aspectos macroeconômicos são relevantes, depois de controlados os fatores microeconômicos, os testes rejeitariam que a influência das variáveis macroeconômicas é nula. Os resultados das estimativas mostram-se significativos para a volatilidade da taxa de juros de um ano e com sinal positivo, como esperado. Em outras palavras, um aumento do risco de juros gera aumento do *spread* bancário. Este resultado corrobora a tese de que maiores oscilações da taxa de juros interbancária estão associadas à percepção de descompasso entre as taxas de juros que remuneram os ativos e os passivos dos bancos, de acordo com a sua posição no mercado. Portanto, uma maior volatilidade da taxa de juros estaria associada a uma maior exposição ao risco e, portanto, a maior *spread*.

A partir deste trabalho de Ho & Saunders, uma vasta corrente de estudiosos tem empregado o mesmo modelo teórico para avaliar o impacto dos fatores de risco sobre a margem de juros dos bancos. Pelo fato de o modelo permitir a incorporação de outros fatores de risco, diversos autores têm adicionado outras variáveis macroeconômicas para comparar a relevância entre os fatores micro e macroeconômicos. Entre as referências podem ser apontados os trabalhos de Saunders e Schummaker (2000), Brock e Rojas-Suarez (2000), Brock e Franken (2003), Doliente (2003), Maudos e Guevara (2003), Gelos (2006), entre outros.

Entre os trabalhos citados, Maudos e Guevara (2003) foram os últimos que ampliaram o modelo teórico de Ho e Saunders e fazem uma análise empírica para um conjunto de países desenvolvido. Nesse trabalho os autores analisam, no contexto do aumento da desregulamentação e da globalização, os fatores que contribuíram para a queda do *spread* em 5 países desenvolvidos da Europa, entre 1993 e 2000. Os autores tentam avaliar entre o aumento da competição e a redução no risco de juros, qual variável mais contribuiu para a queda dos *spreads* durante a década de 1990 na Europa. A partir de dados de 1826 bancos, os autores estimam o modelo de Ho e Saunders, numa versão metodológica de um estágio, agrupando numa mesma equação tanto as variáveis macroeconômicas quanto as microeconômicas, devido ao número baixo de observações na dimensão temporal. O trabalho conclui que: (i) o aumento da concentração do mercado, como resultado das fusões ocorridas na época, exerceram pressão para o aumento do *spread*; (ii) a redução da volatilidade da taxa de juros, em consequência da queda da inflação, permitiu a diminuição do risco de juros e do crédito e, assim, do *spread*; (iii) a mudança na estrutura produtiva, que possibilitou o aumento da participação das taxas bancárias e redução nos custos implícitos dos juros, contribuíram para a redução do *spread* e; (iv) a redução dos custos operacionais médios contribuiu, de forma mais significativa, para a redução dos *spreads*.

Como consequência, afirmam os autores, medidas com o objetivo de reduzir as margens de juros devem incentivar o aumento do grau de competição no mercado bancário, por meio do impulso à entrada de novos bancos e da melhoria na disseminação de informação e transparência dos serviços. Outras medidas, segundo os autores, devem focar na redução dos custos operacionais dos bancos, no aumento do nível de eficiência, no alcance de um clima de estabilidade financeira e na redução dos riscos enfrentados pelos bancos (Maudos e Guevara, 2003 p. 18). No que tange ao impacto das variáveis macroeconômicas, o estudo conclui que a redução da margem de juros foi engendrada, em parte, por diversas situações econômicas favoráveis que podem até ter superado os efeitos da redução da competição. Entre elas estão o longo período de crescimento econômico que reduziu os custos operacionais e promoveu a convergência das economias para a zona do euro.

Alguns estudos também têm sido realizados com o objetivo de analisar os determinantes micro e macroeconômicos do *spread* bancário brasileiro, entre eles pode-se destacar Afanaisieff *et al.* (2001),

Afanaisieff *et al.* (2002), Alencar, Leite e Ferreira (2007), Bignotto e Rodrigues (2006), Silva *et al.* (2007), entre outros. Os estudos realizados por Afanaisieff *et al.* (2001), posteriormente alterado em Afanaisieff *et al.* (2002), trazem, de certa forma, resultados que resumem as demais análises. Nestes trabalhos os autores utilizaram o modelo de dois estágios desenvolvido por Ho & Saunders, com dados em painel não-balanceados de 147 bancos brasileiros, de fevereiro de 1997 a novembro de 2000. Neste estudo, os autores procuram investigar quais são os fatores, microeconômicos ou macroeconômicos, que mais afetam o *spread* bancário.

No primeiro estágio, com o intuito de encontrar o chamado *spread* puro, o *spread* de cada banco foi regredido contra as seguintes variáveis explicativas: número de empregados, custos operacionais, razão de depósitos totais sem juros pelo total de ativos, razão entre o volume de fundos remunerados pelo total de ativos, liquidez bancária e alavancagem bancária. No segundo estágio, o *spread* puro médio dos bancos foi regredido contra o nível e a volatilidade da taxa de juros de mercado, taxa de inflação e taxa de crescimento do PIB. Como resultado, os autores não encontraram uma relação significativa no primeiro estágio (em relação às variáveis microeconômicas), mas encontraram no segundo estágio, quando o *spread* puro foi regredido contra os fatores macroeconômicos, com exceção da taxa de crescimento do PIB. Em Afanaisieff *et al.* (2001) a variável volatilidade da taxa de juros não se mostrou significativa, tendo sido substituída em Afanaisieff *et al.* (2002) por uma medida de prêmio de risco, calculada como o diferencial entre o risco Brasil, representado pelo *Emerging Markets Bond Index* (EMBI+) e a taxa de retorno dos títulos americanos, com a mesma maturidade. Esta alteração pode ser explicada pelo fato de que a volatilidade da taxa de juros não é comumente considerada uma boa *proxy* do risco de crédito, devido ao seu caráter *backward looking*. Neste trabalho o EMBI mostrou-se significativo e positivamente relacionado com o *spread*, em concordância com o sinal esperado entre o aumento de risco de crédito e o aumento do prêmio de risco, elevando os *spreads*.

A literatura em torno dos determinantes do *spread* não se esgota nas referências indicadas acima apresentada. Outros importantes trabalhos, dentre eles o de Demirgüç-Kunt, and Huizinga (1998), foram realizados, contribuindo para o debate. No âmbito brasileiro, no entanto, os estudos empíricos não são numerosos e em geral utilizam dados de uso restrito do Banco Central, entre eles Alfainaisef *et al.* (2001 e 2002), Bignotto e Rodrigues (2006) e Alencar, Leite e Ferreira (2007)¹⁸, resenhados acima. Daí a motivação para a realização do presente estudo, sem a pretensão, contudo, de esgotar o debate. Na seção seguinte será apresentado o modelo teórico que serviu de base para a análise empírica realizada na seção 5.

4. O COMPORTAMENTO DA FIRMA BANCÁRIA E A DETERMINAÇÃO DO SPREAD BANCÁRIO

As análises empíricas dos determinantes do *spread* bancário realizadas nas últimas décadas tiveram influência do trabalho de Ho & Saunders (1981), primeiro trabalho empírico a avaliar econometricamente a relação entre o *spread* e as taxas de juros de mercado. O modelo teórico utilizado por esses autores é uma versão estendida do modelo da firma bancária proposta por Pyle (1971, 1972) em que o banco é modelado como um *dealer* monopolista avesso ao risco¹⁹, cuja atividade principal é prover liquidez aos clientes disponibilizando empréstimos e depósitos.

¹⁸ Estes autores utilizam dados sigilosos do Banco Central do Brasil (BCB), fornecidos pelos bancos comerciais que operam no Brasil, como obrigação para regulação. Os dados fornecem as taxas de juros praticadas pelos bancos antes da realização das transações. São dados que constam nas tabelas de taxas e de juros praticados nos contratos, que permitem a obtenção do chamado *spread ex-ante*, a diferença entre as taxas de empréstimos e de captação definidas antes da realização das operações. Devido à dificuldade de ter acesso a esses dados, o presente trabalho utilizou as informações divulgadas no sítio do BCB, referentes às demonstrações de resultado de exercício e balanço patrimonial. A partir destes dados é calculado o *spread ex-post*, que consiste nas taxas médias efetivamente praticadas pelos bancos. Maiores detalhes sobre os diferentes tipos de *spread* bancário ver Manhiça (2009).

¹⁹ A aversão ao risco é definida como sendo a posição em que o investidor só se dispõe a incorrer em maiores riscos na medida que o retorno marginal aumenta, isto é, exigindo cada vez maior segurança nas operações. Para mais detalhes sobre estes modelos ver Santomero (1984) e Baltensperger (1980).

Uma versão mais recente do modelo teórico desenvolvido por Ho & Saunders foi elaborada por Maudos e Guevara (2003), após as contribuições de Allen (1988), MacShane e Sharpe (1985), Angbazo (1997), entre outros, que ampliam o modelo teórico original introduzindo os custos operacionais dos bancos.

Este modelo considera que o processo de determinação do spread compreende dois momentos: um inicial (t_0), em que as taxas de juros são definidas, e um momento final (t_1), quando são finalizadas as operações. O *spread* é, então, determinado por:

$$s = \frac{1}{2} \left(\frac{a_D}{b_D} + \frac{a_L}{b_L} \right) + \frac{1}{2} \left(\frac{C(L)}{L} + \frac{C(D)}{D} \right) - \frac{1}{4} \frac{U''(\bar{W})}{U'(\bar{W})} \left((L_1 + 2L_0) s_L^2 + (L_1 + D_1) s_M^2 + 2(M_0 - L_1) s_{LM} \right) \quad (1)$$

Onde:

L_0 e D_0 correspondem à posição inicial do banco nos mercados de empréstimos e de depósitos, respectivamente;

L_1 e D_1 são as posições finais de empréstimos e depósitos, respectivamente;

M_0 corresponde à posição inicial do banco no mercado de títulos;

$U(W)$ é a função de utilidade da riqueza do banco a ser maximizada.

Desta forma, os determinantes do spread são representados pelos seguintes componentes:

a) $\left(\frac{a_D}{b_D} + \frac{a_L}{b_L} \right)$ é o poder de mercado do banco, que depende tanto do tamanho das operações de empréstimo a_L e depósitos a_D do banco, quanto da elasticidade da demanda b_D e oferta b_L pelos produtos e serviços oferecidos pelo banco. O efeito do tamanho das operações do banco sobre seu *spread* ainda é indeterminado na literatura, uma vez que pode ser positivo, evidenciando maior poder de mercado, ou negativo, refletindo ganhos de escala. Estes ganhos implicam em maior capacidade do banco para operar com custos marginais menores e, assim, praticar *spreads* mais baixos. Do padrão de competição espera-se que quanto mais elástica for a demanda pelos serviços oferecidos pelo banco, isto é, maior o grau de substituição e nível de competição (ou menor grau de diferenciação do produto), menores tenderão a ser os *spreads* cobrados.

b) $\left(\frac{C(L)}{L} + \frac{C(D)}{D} \right)$ representa os custos médios operacionais de empréstimos e depósitos. Este componente engloba os custos administrativos, taxas e impostos diretos e indiretos, entre outros. Por ser um custo, eleva a taxa ao tomador final e, na medida em que exige maiores receitas para que o banco não incorra em perdas, eleva o *spread*.

c) $\left(\frac{U''(\bar{W})}{U'(\bar{W})} \right)$ é o grau de aversão ao risco do banco. Este componente tem efeito positivo sobre a margem de juros já que, como apontado acima, quanto mais avesso ao risco maior tende a ser o prêmio exigido. Apesar de ser uma característica idiossincrática não observável do banco, a literatura tenta medi-la através de *proxies* da exposição do passivo do banco, como por exemplo por meio do cálculo do nível médio de liquidez ou de alavancagem do banco.

d) s_L^2 é a volatilidade da taxa de juros do mercado monetário. Mede o risco de a variação de juros no mercado criar um descasamento entre o ativo e o passivo do banco. Para reduzi este risco, os bancos aumentam a margem de segurança, ampliando o *spread*;

s_M^2 é o risco de crédito. Mede o risco de *default* do banco, ou seja, de as obrigações dos mutuários com os bancos não serem cumpridas. Para medir este risco pode-se adotar como *proxies* variáveis como a inadimplência, a taxa de desemprego ou a taxa de crescimento do PIB.

S_{LM}^2 é a covariância ou interação entre o risco de juros e o risco de crédito. É uma medida de risco de liquidez agregado.

Essas três últimas medidas de risco têm efeito positivo sobre o *spread* por exigirem que os bancos ampliem as receitas marginais que cobrem as despesas eventuais das operações, isto é, na busca de maior proteção ampliam o prêmio de risco.

A função (1) acima mostra que o *spread* pode depender de três grupos de fatores: estrutura de mercado, correspondente ao item (a); fatores microeconômicos, correspondentes ao item (b) e fatores de risco macroeconômicos, correspondente ao item (d). O item (c) representa os fatores idiossincráticos dos bancos.

Na próxima seção é realizada uma análise empírica dos determinantes do *spread* bancário brasileiro cuja base é o modelo teórico de Maudos e Guevara (2003) acima exposto. Este modelo permite a introdução de outras variáveis explicativas sem que se altere, com isso, sua estrutura. Daí sua escolha, já que, como visto na seção 2, a especificidade do SFB oferece indicativos de que o nível da taxa de juros seja relevante na determinação do *spread* bancário brasileiro. Esta variável será então introduzida no modelo com vistas a avaliar a influência da política monetária sobre as taxas praticadas pelos bancos.

5. ANÁLISE EMPÍRICA DA DETERMINAÇÃO DO SPREAD BANCÁRIO NO BRASIL: DE 2000 A 2010

No presente trabalho as estimações foram feitas com base na análise de dados em painel, com a margem líquida de juros dos bancos regredida contra os fatores microeconômicos (ou características específicas de cada banco) e os macroeconômicos (chamados fatores de risco) que se supõe afetarem o *spread* bancário. Este método permite captar como os bancos reagem aos fatores de risco agregados depois de controlados os aspectos idiossincráticos (microeconômicos), e, assim, perceber a sua relevância na determinação do *spread*.

Os dados utilizados nas estimações são provenientes de Balanços Patrimoniais e Demonstrações de Resultado de Exercício de bancos comerciais extraídos do sítio do Banco Central do Brasil (BCB), na seção *Informações Cadastrais e Contábeis – Sistema Financeiro Nacional*. A amostra consiste em dados trimestrais de 140 bancos que operaram no País entre o primeiro trimestre de 2000 e o terceiro de 2010, apresentados no Quadro A1 no Anexo Estatístico. No total, a amostra abrange quarenta e três trimestres, o que soma 4.824 observações por variável.

A escolha do ano de 2000 como início da amostra deve-se ao fato de que, além de ser o período para o qual o BCB passou a divulgar as informações com periodicidade trimestral, trata-se do primeiro ano completo de vigência da política de câmbio flutuante e do Regime de Metas de Inflação no Brasil.

A seleção da amostra dos bancos foi feita excluindo-se todos aqueles que não detinham carteira de depósitos à vista em seu balanço. Dos bancos restantes, também foram excluídos os que tinham menos de nove observações para cada variável no período amostral (o que corresponde a aproximadamente 20% da amostra). Em função disso, este trabalho utiliza um modelo de dados em painel não-balanceado.

5.1 O Modelo econométrico

O presente trabalho parte da percepção de que os bancos, apesar de exercerem influência sobre o ambiente onde operam, adotam padrões de comportamento frente a determinados fatores de risco. Um deles, objeto de análise neste artigo, é o aumento do prêmio de risco frente a um aumento nas taxas de juros de referência no mercado²⁰, com a conseqüente ampliação dos *spreads* bancários.

Para captar este comportamento torna-se necessário levar em consideração alguns elementos importantes. O comportamento do banco frente aos diversos fatores de risco está intimamente relacionado a aspectos conjunturais (tais como os aspectos geográficos de onde operam, o ambiente legal a que estão

²⁰ No caso particular do Brasil, esta taxa de referência está relacionada à taxa básica de juros que baliza as operações do mercado interbancário por remunerarem os títulos da dívida pública (as LFTs).

submetidos, o conjunto de inovações tecnológicas de seus produtos e serviços etc.) e a outros mais específicos de cada banco (tais como a estrutura organizacional, o grau de aversão ao risco do banco etc.). Entre estes aspectos específicos (idiossincráticos) existem aqueles observáveis (mensuráveis) e aqueles não observáveis, mas que de certa forma afetam o *spread* cobrado pelo banco, como é o caso do grau de aversão ao risco. Para entender o padrão de comportamento dos bancos e, assim, captar o efeito dos fatores de risco, torna-se necessário controlar esses aspectos idiossincráticos.

Como apontam Blundel e Bond (1998b), o uso de estimativas via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estas análises fornecem parâmetros inconsistentes, por não controlarem adequadamente estas características idiossincráticas não observáveis (devido à existência de heterogeneidade e simultaneidade). Isto ocorre porque este método faz o uso de variáveis *dummy* individuais que eliminam estas características idiossincráticas do modelo, mesmo sendo relevantes.

Já o uso de dados em painel (que incorpora tanto a dimensão *cross-section*, quanto de séries temporais) permite que estas características específicas sejam controladas sem que se percam essas informações por meio da utilização de variáveis instrumentais. Porém, os modelos de dados em painel estáticos, como o de Efeitos Fixos e o de Efeitos Randômicos, não permitem que seja captado o efeito de variáveis específicas com algum grau de persistência ao longo do tempo. Para levar em consideração essa persistência, Arellano e Bond (1991) sugeriram o uso do modelo de regressão com processos autoregressivos, denominado modelo de dados em painel dinâmicos. Estes modelos podem ser, grosso modo, expressos pela seguinte função de regressão:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p a_j y_{i,t-j} + x_{it} b_1 + z_{it} b_2 + h_i + n_{it}, \text{ com } |a| < 1, \quad i=1, \dots, N \text{ e } t=1, \dots, T \quad (2)$$

$$e_{it} = h_i + n_{it} \quad (3)$$

Onde:

a_j são parâmetros a serem estimados;

$y_{i,t-j}$ é o componente autoregressivo;

x_{it} é um vetor $1 \times K$ de variáveis explicativas estritamente exógenas;

z_{it} é um vetor $1 \times K$ de variáveis pré-determinadas;

b_1 e b_2 são vetores $K \times 1$ de parâmetros a serem estimados;

h_i é um vetor $1 \times K$ de componentes de efeito fixo, ou seja, as características idiossincráticas não observadas do banco i (que podem estar correlacionadas com as variáveis explicativas);

n_{it} é o termo de erro, supostamente i.i.d. sobre toda amostra, com variância \hat{s}_{it} .

A principal idéia destes modelos é que as variáveis exógenas e as predeterminadas defasadas em nível e em diferença estão correlacionadas com o componente idiossincrático, o que as torna instrumentos válidos para este componente. Arellano e Bond (1991), entre outros, propuseram os estimadores de Método Generalizado dos Momentos (doravante *difference-GMM*), que controlam o efeito específico não observado do indivíduo fazendo uso de equações em primeira diferença.

Considerando um modelo AR(1), com presença de alguma característica específica não-observada,

$$y_{it} = a_i y_{i,t-1} + h_{i,t} + n_{i,t}, \quad \text{com } i=1, \dots, N \text{ e } t=2, \dots, T \quad (4)$$

Uma vez que nosso interesse é sobre as condições iniciais, assumimos que h_i e n_{it} são independentes e identicamente distribuídos em i , e que não existe correlação com o efeito específico. A estrutura do componente de erro segue

$$E(h_i) = 0, \quad E(n_{i,t}) = 0 \text{ e } E(h_i n_{i,t}) = 0 \quad i=1, \dots, N \text{ e } t=2, \dots, T \quad (5)$$

Assume-se que o erro transitório não é serialmente correlacionado,

$$E(n_{i,s} n_{i,t}) = 0 \quad \text{para } i=1, \dots, N \text{ e } t \neq s \quad (6)$$

A condição inicial y_{it-1} é predeterminada,

$$E(y_{it-1} \mathbf{n}_{i,t}) = 0, \quad i = 1, \dots, N \text{ e } t = 2, \dots, T \quad (7)$$

As condições (5)-(7) implicam em restrições de momento que são suficientes para identificar e estimar o \mathbf{a} , para $T \geq 3$.

Introduzindo a primeira diferença na equação anterior temos:

$$\Delta y_{it} = \mathbf{a} \Delta y_{i,t-1} + \Delta \mathbf{n}_{it} \quad (8)$$

Sem nenhuma restrição adicional sobre o processo gerador de momentos, o modelo detalhado acima implica na seguinte condição de ortogonalidade $m = 0,5(T-1)(T-2)$, linear ao parâmetro \mathbf{a} .

$$E(y_{it-s} \Delta \mathbf{n}_{it}) = 0, \quad t = 3, \dots, T \text{ e } s \geq t \quad (9)$$

Estas condições permitem o uso de defasagens no nível como variáveis instrumentais, após efetuada a primeira diferença da equação para eliminar o efeito específico do indivíduo (Arellano e Bond, 1991).

Segundo Blundell e Bond (1998a e 1998b), no entanto, estes estimadores também produzem resultados insatisfatórios. Os autores defendem que, na presença de séries com componentes autoregressivos muito persistentes, existe baixa correlação entre a taxa de variação e os níveis defasados das séries que, conseqüentemente, geram fracos instrumentos no contexto do estimador *difference*-GMM. Mais especificamente, os autores afirmam que os instrumentos utilizados neste estimador tornam-se menos informativos em dois casos: (i) quando o valor do parâmetro autoregressivo a cresce acima de 1 unidade e; (ii) quando a variância do efeito permanente (\mathbf{h}_{it}) cresce mais que a variância do choque transitório (\mathbf{n}_{it}).

Segundo os autores, esse viés pode ser reduzido caso sejam respeitadas as restrições de estacionariedade nas condições iniciais do processo. Para isso, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998a) propuseram o estimador de Método Generalizado dos Momentos de um Sistema de Equações em nível e em primeira diferença, o *system*-GMM. Este estimador utiliza as primeiras diferenças defasadas como instrumentos para a equação em nível e, as defasagens em nível como instrumentos para a equação em primeira diferença. Este procedimento reduz o problema detectado no *difference*-GMM ao incorporar condições de momento mais informativas, que são válidas dentro de algumas restrições de estacionariedade nas condições iniciais do processo (Blundell e Bond, 1998b, p.1).

A primeira restrição é que a correlação entre o termo de erro e a variação da variável dependente seja nula,

$$E(u_{it} \Delta y_{i,t-1}) = 0, \quad \text{para } i = 4, \dots, T \quad (10)$$

Observe-se que desde que Δy_{i2} seja dado, existe uma condição de momento adicional:

$$E(u_{i3} \Delta y_{i2}) = 0 \quad (11)$$

A condição de momento (11) é válida apenas quando as condições iniciais do processo gerador de y_{it} forem válidas.

Todas as condições acima listadas permitem o uso das defasagens das primeiras diferenças como instrumentos para as equações em nível. Assim, elas compõem os estimadores GMM lineares dentro de um sistema contendo equações em nível e em primeira diferença. Combinando estes dois conjuntos de condições de momentos obtém-se o que os autores chamaram de estimador de *system*-GMM. Este sistema é composto por uma equação em diferenças e uma em nível para cada período amostral.

As condições aqui impostas serão satisfeitas quando o processo y_{it} for estacionário. Desta forma, a estacionariedade de y_{it} é suficiente, mas não necessária, para a validade das restrições de momento adicionais para as equações no nível (Blundell e Bond, 1998).

A especificação do modelo de regressão a ser analisada pode ser visto na equação (12) abaixo, que se encontra na forma reduzida. Nas estimações foram incluídas na regressão quatro defasagens da variável dependente, com o objetivo de resolver problemas de autocorrelação e simultaneidade.

$$m_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 msh_{it} + \mathbf{b}_2 numag_{it} + \mathbf{b}_3 custop_{it} + \mathbf{b}_4 rnjur_{it} + \mathbf{b}_5 rjur_{it} + \mathbf{b}_6 recserv_{it} + \mathbf{b}_7 alav_{it} + \mathbf{b}_8 liq_{it} + \mathbf{b}_9 pliq_{it} + \mathbf{b}_{10} jur + \mathbf{b}_{11} vjur + \mathbf{b}_{12} ipca + \mathbf{b}_{13} des + \mathbf{b}_{14} publ + \mathbf{b}_{15} estr + \mathbf{b}_{16} pestr + u_{i,t} \quad (12)$$

onde:

m_{it} é a Margem Líquida de Juros, calculada através da soma do Lucro Líquido com as Despesas de Provisionamento de Crédito Duvidoso, outras Despesas Administrativas, Despesas com Pessoal, e Despesas Tributárias, dividido pelos Ativos que Rendem Juros. Os Ativos que Rendem Juros são as Aplicações Interfinanceiras, Títulos e Valores Mobiliários e Derivativos, Relações Interfinanceiras, Operações de Crédito e Outros Créditos.²¹

msh representa o *market-share* de cada banco, medido pela participação das operações de crédito do banco no total de operações de crédito de todos os bancos da amostra, por período.

$numag$ é o número de agências do banco e representa o tamanho do banco. Espera-se dois sinais em relação ao tamanho do banco e o *spread*. Por um lado, um sinal negativo representaria ganhos de escala, na medida em que os custos cresceriam em velocidade menor que as receitas das operações do banco e, portanto, quanto maior o banco menor seria o *spread* cobrado. Por outro lado, uma relação positiva entre tamanho do banco e *spread* poderia refletir a existência de poder de mercado do banco e, assim, maior capacidade de extrair o excedente do consumidor.

$custop$ é o Custo Operacional, medido pelas Despesas Operacionais e Administrativas sobre o Ativo Total. Espera-se uma relação positiva do Custo Operacional com o *spread*, pois quanto maiores os custos do banco, maior o repasse ao consumidor.

$rnjur$ é razão entre os recursos que não rendem juros (Depósitos à Vista) sobre o ativo operacional. O ativo operacional é dado pelo total do ativo menos os ativos fixos. Destarte, a variável mede de que forma os recursos que não rendem juros financiam as atividades bancárias operacionais. Por se tratar de uma fonte de recursos sem custos, pode-se esperar que sua relação com o *spread* seja positiva. No entanto, se considerarmos que a variável também exprime o custo de oportunidade das reservas que não rendem juros, uma vez que parte dos depósitos à vista deve ser recolhida sob a forma de compulsórios, pode-se esperar que sua relação com o *spread* seja negativa.

$rjur$ é a razão entre os a fonte de recursos que pagam juros (como por exemplo poupança e depósitos a prazo) sobre o total de ativos. A variável capta a importância dos recursos captados com custos para o financiamento das atividades do banco. Sua relação com o *spread* também é ambígua. Se por um lado essa fonte de recursos gera custos e, portanto, deveria manter uma relação positiva com o *spread*, por outro, esses recursos não estão sujeitos a recolhimento de compulsório, podendo financiar aplicações mais rentáveis, o que significaria uma relação negativa com o *spread*.

$recserv$ é a participação das Receitas de Serviços nas Receitas Operacionais. É uma medida da importância relativa das atividades “fora do balanço” do banco e pode ter uma relação ambígua com o *spread*. Por um lado pode aumentar a lucratividade pelo aumento de investimentos com menores exigências por parte das autoridades (requerimentos de capital) e assim operar com menores *spreads*; por outro lado pode representar uma possibilidade do banco incorrer em investimentos mais arriscados (*moral hazard*) e, assim, cobrar maiores *spreads*.

$alav$ é o grau de alavancagem do banco, medido pela a soma do Patrimônio Líquido com o Passivo Exigível, dividido Passivo Exigível. Mede o risco de solvência do banco e serve como *proxy* do grau de aversão ao risco, portanto, sua relação com o *spread* seria positiva.

liq é o grau de liquidez do banco, medido como a razão entre os Ativos Totais e o Passivo Exigível do banco. É uma medida de exposição ao risco de liquidez do banco, serve como *proxy* do grau de aversão ao risco, e está negativamente relacionada com o *spread*.

$pliq$ é o Patrimônio Líquido e mede os ganhos de performance, ou seja, os ganhos advindos da melhora do desempenho ao longo do tempo. Sua relação com o *spread* seria negativa: um aumento do desempenho do banco possibilita a prática de menores *spreads* bancários.

jur é a média geométrica dos últimos três meses da série diária da taxa Selic *Over* ao ano, divulgada

²¹ Esta medida de *spread* bancário foi construída com base em Matias (2006) e Paula (2010), considerada pelos autores uma melhor medida de *spread* em relação a utilizada por Demirgüç-Kunt e Huizinga (1998). Ver Paula (2010, p. 8)

pelo IPEADData. O nível da taxa de juros tem uma relação positiva com o *spread*, já que representa um componente de custo de oportunidade²² por remunerar títulos da dívida pública passíveis de serem adquiridos pelos bancos (compõem o portfólio) como ocorre no Brasil.

vjur é uma *proxy* para o risco de juros e foi calculada com base no coeficiente de variação médio dos últimos 90 dias das taxas diárias de juros divulgadas pelo IPEADData. Posteriormente foram calculados os valores trimestrais com base na média geométrica dos três meses precedentes.

ipca é a média geométrica dos três últimos meses da inflação acumulada em 12 meses do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Este é o índice oficial usado como referência no Regime de Metas de Inflação para o acompanhamento da variação dos preços na economia. Espera-se uma relação positiva em relação ao *spread*, por ser um indicador da elevação da taxa de juros básica da economia pelas autoridades monetárias para frear a subida dos preços e por indicar instabilidade dos ganhos reais.

des é uma *proxy* do risco de crédito, calculado com base na taxa de desemprego aberto dessazonalizada divulgada mensalmente pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) e extraída a média aritmética simples dos últimos três meses. A preferência deste índice deve-se a continuidade da sua série e por melhor se aproximar conceitualmente da taxa de desemprego divulgada pelo IBGE na Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Pela nova metodologia, os dados começam apenas em 2002. O sinal esperado, com relação ao *spread* é positivo, sinalizando que quando houver uma alta do desemprego ocorrerá uma piora na capacidade dos mutuários cumprirem seus compromissos financeiros. Quando houver queda do desemprego, pode indicar maior geração de emprego e renda, com a consequente ampliação do poder aquisitivo dos mutuários.

Foram também incluídas no modelo variáveis de controle para capturar a influência do tipo de controlador no banco. As variáveis *publ*, *estr* e *pestr* representam bancos públicos, estrangeiros e, com participação estrangeira, respectivamente. A categoria base é o banco privado.

A Tabela A, no Anexo, apresenta o resumo das variáveis utilizadas neste artigo.

Para respeitar as condições iniciais, foi realizado o Teste de Raiz Unitária de Fisher, baseado no Teste de Dickey-Fuller Aumentado sobre a série do *spread* (m_{it}) e a hipótese nula foi rejeitada ao nível de significância de 1% (Tabela 3).

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária de Fisher

Teste		2000 - 2002		2003 - 2006		2007-2010	
		Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Qui-quadrado Inverso (c^2)	P	3793.71	0.00	3970.50	0.00	3682.68	0.00
Normal Inversa	Z	-47.14	0.00	-49.59	0.00	-51.07	0.00
Logit t Inversa	L*	-94.85	0.00	-100.20	0.00	-98.53	0.00
Qui-quadrado Modificado Inv.	Pm	160.69	0.00	170.27	0.00	168.55	0.00
Número de painéis		122		123		110	
Média de Número de períodos		11.33		14.19		13.69	

Fonte: Elaboração própria, com base nas estimações elaboradas no Stata 11.

5.2. Análise dos Resultados

O modelo *system*-GMM usado foi de dois estágios, com quatro defasagens da variável explicativa. Foram incluídas também algumas defasagens das variáveis dependentes, com o intuito de eliminar problemas de simultaneidade e de autocorrelação. Para as variáveis de estrutura de mercado (*msh* e *numag*)

²² A taxa de juros Selic, além de balizar as operações no mercado de reservas bancárias, remunera, a taxas pré-fixadas, grande parte dos títulos da dívida pública mobiliária. Assim, esses títulos constituem numa opção de aplicação para os bancos uma vez que apresentam elevada taxa de remuneração e baixo risco. Portanto, os bancos exigem um prêmio de risco elevado devido ao custo de oportunidade baseado na taxa básica de juros (Nakano, 2005).

foram consideradas três defasagens, para as microeconômicas (*custop*, *rnjur*, *rjur*, *recserv*, *alav*, *liq* e *pliq*) foram incluídas duas defasagens e para as macroeconômicas (*jur*, *vjur*, *ipca*, *des*) quatro defasagens. Todas as variáveis consideradas foram transformadas na escala logarítmica e os resultados estão apresentados na Tabela 3 abaixo.

Tabela 3 – Estimações System-GMM de Dois Estágios – de 2000 a 2010

Estatísticas	2000 - 2010	
	Coefficiente	Desvio Padrão
m	0.23*	0.02
msh	-37.28	44.76
numag	0.00	0.00
custop	71.56*	4.57
rnjur	-2.24	3.44
rjur	-1.61	1.29
recserv	-0.13	0.39
alav	0.22	1.61
liq	-0.28	1.64
pliq	0.04*	0.00
jur	1.32*	0.26
vjur	1.01	5.87
ipca	-0.65	0.13
des	3.39*	0.71
publ	0.04***	0.03
estr	-0.02	0.03
pestr	-0.00	0.00
Teste Wald		1.22e+06, p-valor = 0,00
N° de Instrumentos		948
Teste Arellano Bond AR(1)		-5.8326, p-valor = 0.0000
Teste Arellano Bond AR(2)		-0.0982, p-valor = 0.9218
Teste Sargan (883)		71.32512, p-valor = 1.0000

Fonte: Elaboração própria, com base nas estimações elaboradas no Stata 11.

Nota: Níveis de Significância – 1% = *; 5% = **; 10% = ***.

Destes resultados constata-se o problema relativo ao teste de Sargan, que apresenta a estatística qui-quadrado grande, representado por um p-valor de 1,00. O fato de a hipótese nula do teste ser a não existência de problemas de sobreidentificação de restrições, leva alguns autores a considerarem estes resultados como satisfatórios, como é o caso de Biondi e Toneto Jr. (2008). No entanto, como mostra Roodman (2008), o modelo *system*-GMM, foi construído para análise de dados em painel com grande número de observações no corte transversal (N) e pequeno número de observações no corte longitudinal (T). A existência de base de dados com um número grande de períodos gera problemas de identificação das restrições devido ao elevado número de instrumentos gerados (no caso da estimação acima foram gerados 948 instrumentos) e, portanto, resultados incorretos do Teste de Sobre-identificação das Restrições. Para que este problema seja contornado, Roodman (2008, p. 16) propõe dois tratamentos alternativos. O primeiro seria restringir o número de instrumentos gerados pela definição do número máximo de defasagens da variável dependente. Esta alternativa não se mostrou viável para os dados utilizados nesta pesquisa uma vez que, apesar de corrigir o problema do número de instrumentos, os problemas de autocorrelação se mostraram persistentes.

A segunda alternativa proposta por Roodman (2008, p. 17) é a de agrupar os instrumentos para cada equação do sistema de forma preservar o maior número de informações, já que não são eliminadas as defasagens das equações instrumentalizadas. Este procedimento pode ser realizado pelo comando *xtabond2* do Stata, como sugere Roodman (2008, p.18). No entanto, devido ao elevado grau de persistência da

autocorrelação, o método foi insuficiente para a análise aqui proposta.

Num exercício de simulação realizada no mesmo artigo, o autor mostra que os problemas relativos ao número de instrumentos gerados agravam-se quando se utiliza dados a partir de 20 observações na dimensão temporal. Assim, dado que as alternativas propostas na literatura não foram suficientes, optou-se por repartir o período 2000 à 2010 em três subperíodos. A amostra foi então organizada em 03 partes: (i) de 2000 a 2002, com 12 trimestres e 122 bancos; (ii) de 2003 a 2006, com 16 trimestres e 123 bancos e; (iii) de 2007 a 2010, com 15 trimestres e 110 bancos.

A divisão entre os subperíodos de 2000-2002, 2003-2006 e 2007-2010 encontra um paralelo entre mudanças de governo ocorridas no Brasil e pode estar associado a possíveis mudanças estruturais.

Os anos de 2000 a 2002, fim do governo Fernando Henrique Cardoso, constituíram nos primeiros anos após a adoção do Regime de Metas de Inflação e da política de câmbio flutuante. Foi um período marcado por diversas instabilidades macroeconômicas, podendo-se destacar os efeitos do racionamento energético e dos atentados terroristas nos Estados Unidos da América. Apesar de os alicerces da atual política macroeconômica já estarem estabelecidos, o país ainda se mostrava vulnerável às condições da economia mundial, o que foi sentido ao final de 2002 quando se instaurou a crise de confiança no mercado brasileiro com a vitória do governo de Luiz Inácio Lula da Silva. A forte desvalorização da taxa de câmbio surge como consequência.

O período 2003-2006 corresponde ao primeiro mandato do governo Lula e, apesar da manutenção do mesmo regime adotado pelo governo anterior, representou um período de solidificação das conquistas em termos de estabilidade macroeconômicas. Após a comprovação do comprometimento do governo com a estabilidade de preços, com a adoção de medidas restritivas de política monetária e ampliação dos *superávits* primários, o grau de confiança dos agentes e o clima de estabilidade macroeconômica foram restaurados.

O período 2007-2010 corresponde ao segundo mandato do governo Lula. Até finais de 2008, quando a crise financeira internacional tomou maiores proporções com a queda do Banco Lemman Brother, o Brasil vinha consolidando seus fundamentos macroeconômicos, com taxas de crescimento mais altas maior estabilidade de preços, acúmulo de reservas internacionais e queda do estoque da dívida pública líquida. Estas conquistas, associadas aos ganhos sociais e a melhora percepção de risco do Brasil no exterior, permitiram o alcance do nível de Grau de Investimento, pelas agências de classificação de risco. Em função desse panorama econômico, o país foi capaz de minimizar os seus efeitos da crise internacional de 2008 e retomar mais rapidamente o padrão de crescimento registrado nos períodos anteriores.

Da mesma forma como realizado no modelo que utilizou o período de 2000-2010, foram incluídas defasagens das variáveis explicativas no modelo de subperíodos, com o intuito de eliminar problemas de autocorrelação e endogeneidade.

Nos períodos, 2000-2002 e 2003-2006, foram incluídas cinco defasagens das variáveis de estrutura de mercado (*msh* e *numag*), enquanto no período 2007-2010 foram apenas três. Em relação as variáveis microeconômicas (*custop*, *rnjur*, *rjur*, *recserv*, *alav*, *liq* e *pliq*) e macroeconômicas (*jur*, *vjur*, *ipca*, *des*), nos subperíodos 2003-2006 e 207-2010 foram incluídas duas defasagens, enquanto em 2000-2002 foram incluídas cinco defasagens das microeconômicas e quatro das macroeconômicas.

Nas três estimações os resultados mostraram-se robustos, com os testes de autocorrelação e de sobreidentificação de restrições conforme o esperado. Os resultados estão sintetizados nos quadros a seguir.

Tabela 4 – Estimações System-GMM de Dois Estágios – Volatilidade dos Juros

Estatísticas	2000 - 2002		2003 - 2006		2007 - 2010	
	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão
m	-0.11*	0.02	-0.17*	0.02	0.03*	0.01
msh	60.02	50.36	-156.18	112.43	-29.41	35.25
numag	0.00	0.00	-0.01*	0.00	0.01**	0.00
custop	24.56*	3.41	62.51*	6.10	59.49*	2.10
rnjur	-3.50***	1.89	-4.24	4.16	1.87	3.36

rjur	-1.60***	0.91	-3.91*	1.01	-3.59*	0.76
recserv	0.08	0.24	-0.37**	0.15	0.37**	0.15
alav	1.66	1.39	4.43*	1.57	-3.02***	1.57
liq	-1.26	1.48	-4.59*	1.60	3.04***	1.59
pliq	0.00	0.00	0.03*	0.00	0.04*	0.00
jur	0.16*	0.04	1.20*	0.32	2.17*	0.39
vjur	-	-	2.70	4.43	-0.96	3.86
ipca	0.51*	0.06	-0.54*	0.12	1.17*	0.22
des	1.37*	0.16	0.45*	0.16	3.38*	0.76
publ	-0.08	0.08	0.18*	0.06	-0.27*	0.06
estr	0.01	0.01	0.21*	0.02	-0.22*	0.03
pestr	-0.02*	0.00	-0.16	0.37	0.39	0.61
Teste Wald	1.82e+06, p-valor = 0,00		917857.11, p-valor = 0,00		1.03e+07, p-valor = 0,00	
N° de Instrumentos	114		150		136	
Teste Arellano Bond AR(1)	-2.3093, p-valor = 0.0209		4.9623, p-valor = 0.0000		-2.9984, p-valor = 0.0027	
Teste Arellano Bond AR(2)	1.0828, p-valor = 0.2789		-2.778, p-valor = 0.7812		-1.088, p-valor = 0.2766	
Teste Sargan	46.09713, p-valor = 0.4682		75.5775, p-valor = 0.9616		58.1831, p-valor = 0.9953	

Fonte: Elaboração própria, com base nas estimações elaboradas no Stata 11.

Nota: Níveis de Significância – 1% = *; 5% = **; 10% = ***.

Primeiramente, observa-se que a defasagem do *spread* bancário mostrou-se significativa, com coeficiente de 0,14, o que representa o grau de persistência do componente autoregressivo do *spread*. No que tange à estrutura de mercado, o resultado mostrou-se inconclusivo na determinação do *spread* bancário brasileiro. Considerando-se um nível de significância de 10%, a variável *market-share* (*msh*) apresenta-se não significativa nos três subperíodos e o número de agências (*numag*) significativo de 2003 a 2010, porém com coeficiente de apenas 0,01 e com sinais contrários em 2003-2006 e 2007-2010, o que não nos permite apreender o efeito de forma conclusiva.

Quanto aos aspectos microeconômicos, o custo operacional (*custop*) registrou o maior coeficiente nos três subperíodos analisados, 24,56 de 2000 a 2002, 62,51 de 2003-2006 e 59,49 de 2007-2010, sempre ao nível de significância de 1%. Isso corrobora a hipótese de que aumentos nos custos elevam o *spread* bancário. Outra variável relevante seria a das fontes que pagam juros (*rjur*), significativas a 10% em todo o período. O sinal negativo indicaria a possibilidade de maior disponibilidade de recursos que possam ser direcionados para aplicações rentáveis, uma vez que estas fontes não estão sujeitas ao recolhimento compulsório. As variáveis receita de serviços (*recserv*), alavancagem (*alav*) e grau de liquidez (*liq*) não se mostraram tão relevantes, primeiramente por não serem significativas no primeiro subperíodo e, em segundo lugar, por apresentarem sinais contrários nos subperíodos 2003-2006 e 2007-2010, o que não permite conclusões definitivas.

O patrimônio líquido (*pliq*), por seu turno, apresentou-se significativo a 1% nos dois últimos subperíodos, apesar de não ser significativo a esse mesmo nível no primeiro. O sinal positivo também corroboraria a hipótese levantada anteriormente de que um aumento do desempenho do banco possibilita a prática de menores *spreads* bancários.

Com relação aos aspectos macroeconômicos, todas as variáveis, com exceção da volatilidade dos juros (*vjur*), mostraram-se significativas a 1% em todo o período (2000 a 2010). O desemprego (*des*), *proxy* para o risco de crédito, indicou um impacto positivo sobre o *spread*, refletindo a elevação do prêmio de risco quando a expectativa é de aumento da inadimplência na economia. Com relação à inflação (*ipca*), a variável apresenta sinal positivo em 2000-2002 e 2007-2010, conforme esperado (um aumento da inflação corrói os ganhos reais e indica aumento dos juros por parte da autoridade monetária), mas negativo em 2003-2006.

Por fim, o nível dos juros (*jur*), variável de principal interesse em nossa análise, mostrou-se significativo também a 1% em todo o período de análise, com sinal positivo, indicando a relevância desta

variável macroeconômica na determinação do *spread* bancário brasileiro. Esse efeito corrobora o alto custo de oportunidade representado pelos títulos da dívida pública brasileira indexados a altas taxas de juros e fonte de alta remuneração no portfólio dos bancos.

Vale ressaltar que as variáveis de controle, introduzidas com o objetivo de captar o grau de influência dos seus controladores majoritários, apresentaram resultados distintos ao longo dos subperíodos analisados. No período 2000-2002 apenas os bancos com participação acionária estrangeira mostraram probabilidade de operar com *spreads* bancários menores que os privados, com coeficiente de -0,02. No período 2003-2006 os bancos públicos e estrangeiros é que registraram coeficientes significativos e positivos, em relação aos bancos privados. Já no período subsequente estes mesmos bancos apresentam coeficientes com sinal contrário ao anteriormente observado, de -0,27 e -0,22, respectivamente.

Como foi comentado na seção anterior, devido aos resultados insatisfatórios da variável volatilidade dos juros (*vjur*) como *proxy* para o risco de mercado utilizado em Alfainaseff *et. al* (2001), em artigo posterior, Alfainaseff *et. al* (2002), adotaram a variável EMBI+, que é uma medida de risco país, no lugar da *vjur*. Após a alteração da variável os autores obtiveram resultados satisfatórios, indicando um impacto positivo e significativo da *embi* sobre o *spread*. Devido aos mesmos problemas neste trabalho a variável *vjur* foi substituída pela *embi* no modelo de regressão e, de fato, foram obtidos melhores resultados.

Tabela 5 – Estimações System-GMM de Dois Estágios – EMBI

Estatísticas	2000 - 2002			2003 - 2006			2007 - 2010		
	Coeficiente	Desvio Padrão		Coeficiente	Desvio Padrão		Coeficiente	Desvio Padrão	
m	-0.11*	0.02		-0.17*	0.02		0.03*	0.01	
msh	60.02	50.36		-208.55	126.04		-62.07	35.25	
numag	-0.00	0.00		-0.01*	0.00		0.01**	0.00	
custop	24.56*	3.41		65.48*	6.10		64.82*	2.10	
rnjur	-3.50***	1.89		-5.14	4.16		-1.75	3.36	
rjur	-1.60***	0.91		-3.95*	1.01		-3.49*	0.76	
recserv	0.08	0.24		-0.23	0.15		0.29**	0.15	
alav	1.66	1.39		4.07*	1.57		-1.32**	1.84	
liq	-1.26	1.48		-4.24*	1.60		1.34***	1.59	
pliq	0.00	0.00		0.03*	0.00		0.04*	0.00	
jur	0.14*	0.04		1.29*	0.32		1.87*	0.39	
embi	0.11*	0.00		0.01*	0.01		0.05*	0.1	
ipca	0.78*	0.06		0.58*	0.13		0.81*	0.22	
des	1.37*	0.16		0.78	0.18		1.33*	0.76	
publ	-0.08	0.08		0.19*	0.06		-0.15**	0.06	
estr	0.01*	0.01		0.21*	0.02		-0.03	0.03	
pestr	-0.02*	0.00		-0.16	0.37		0.30*	0.61	
Teste Wald	1.82e+06, p-valor = 0,00			917857.11, p-valor = 0,00			1.49e+06, p-valor = 0,00		
N° de Instrumentos	114			150			131		
Teste Arellano Bond AR(1)	-2.3093, p-valor = 0.0209			-4.7902, p-valor = 0.0000			-2.6115, p-valor = 0.0090		
Teste Arellano Bond AR(2)	1.0828, p-valor = 0.2789			-.1811, p-valor = 0.8563			-1.0578, p-valor = 0.2901		
Teste Sargan	46.0971, p-valor = 0.4682			75.0491, p-valor = 0.9652			48.16824, p-valor = 0.9999		

Fonte: Elaboração própria, com base nas estimações elaboradas no Stata 11.

Nota: Níveis de Significância – 1% = *; 5% = **; 10% = ***.

Estes resultados, além de representarem um tratamento mais adequado para a medida de risco de mercado, trazem mais confiabilidade (robustez) nas estimações uma vez que os resultados das demais variáveis tiveram pouca mudança em relação a equação anteriormente estimada. Adicionalmente, a variável *embi* mostrou-se significativa e positiva nos três períodos, indicando que sempre que houver uma piora na classificação de risco país, resultado do aumento da aversão ao risco em relação a economia brasileira, haverá um aumento da margem de juros praticada pelos bancos. Esta conclusão está mais de acordo com o

esperado pelo modelo adotado e com as teorias analisadas.

6. CONCLUSÕES

Este artigo realizou uma análise sobre os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil com o objetivo de avaliar a relevância do nível da taxa básica de juros. Para esta análise foi adotado o modelo de comportamento de bancos cujos determinantes podem ser divididos em três grupos: (i) estrutura de mercado, representado pelo tamanho do banco e seu *market-share*; (ii) fatores microeconômicos, dentro dos quais encontramos variáveis relativas às operações dos bancos e; (iii) fatores macroeconômicos, representados pelos fatores de risco agregados, tais como o risco de crédito e o risco de juros. Utilizou-se a metodologia econométrica de dados em painel (*system-GMM*), com dados trimestrais individuais de 140 bancos comerciais que operaram no país entre 2000 e 2010. Este método permite captar a relevância dos fatores macroeconômicos, após controlada a influência dos dois primeiros grupos.

Apesar de as variáveis de estrutura de mercado terem se apresentado menos influentes na determinação do *spread* em nosso modelo, vale ressaltar que o verdadeiro impacto desses fatores requer um nível mais aprofundado de análises estatísticas, contábeis e econômicas, o que não fazia parte do escopo do presente trabalho. O mesmo deve-se notar com relação aos determinantes microeconômicos. As estimações corroboram, por exemplo, que os custos operacionais, o nível de alavancagem e o desempenho patrimonial são importantes na determinação da margem líquida. No entanto, uma conclusão mais precisa requereria um estudo mais direcionado ao nível microeconômico.

No que tange aos fatores macroeconômicos, foco do presente estudo, os resultados apontaram para sua influência na configuração dos altos *spreads* brasileiros. Inflação, desemprego e taxa juros mostraram-se significativos a 1% em todo o período analisado. A inflação, porém, apresentou coeficientes com sinais distintos entre os subperíodos, impossibilitando resultados mais conclusivos. O desemprego, representando o risco de crédito e as expectativas de inadimplência, mostrou-se um fator com influência positiva sobre o nível do *spread*, conforme esperado.

Com relação à taxa de juros, viu-se que alguns trabalhos apontam para a relevância do nível da taxa de juros enquanto outros apontam para a maior relevância da volatilidade. As estimações realizadas no presente estudo apontam para a relevância do nível da taxa de juros, indicando que a política monetária brasileira restritiva é responsável, em alguma medida, pelos altos *spreads* bancários cobrados no país. A volatilidade da taxa de juros, por seu turno, não se mostrou significativa no período analisado, o que, entretanto, não esgota a sua relevância no processo de determinação do *spread* bancário brasileiro. Observou-se que o efeito dos riscos de juros e crédito quando utilizada a volatilidade da taxa de juros não são captados, no entanto, são capturados pelo uso da variável EMBI, que é uma medida de risco país e fornece uma aproximação da avaliação de riscos sobre a economia brasileira.

Do exposto, conclui-se que a política monetária brasileira restritiva apresenta-se como um entrave para a convergência do *spread* bancário brasileiro aos níveis internacionais. A elevada taxa básica de juros subjacente a essa política constitui-se como um alto custo de oportunidade para os bancos exercerem outras operações de crédito. Isso decorre do fato de que a taxa básica de juros é utilizada como principal instrumento de controle da inflação ao mesmo tempo em que remunera títulos da dívida pública que compõem o portfólio de ativos do banco e lastreiam as operações no mercado interbancário. Como resultado, os bancos têm uma opção de aplicação com elevada remuneração e alto grau de liquidez e incorporam este custo de oportunidade às margens cobradas nas operações de crédito. Este custo de oportunidade se eleva, sobretudo, quando o grau de preferência pela liquidez é alto, dada a elevada liquidez dos títulos públicos brasileiros. A redução da taxa básica de juros, portanto, configura-se como uma condição para uma redução mais expressiva do *spread* bancário e do custo do crédito no Brasil.

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.
- AFONSO, José R.; KOHLER, Marcos; FREITAS, Paulo s. (2009), Evolução e Determinantes do *Spread* Bancário, **Texto para Discussão Senado/Consultoria**, nº.61.
- 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. e BOVER O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models. **Journal of Econometrics** 68: 29-51.
- ARELLANO, M. e BOND, S. (1991).some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, **Review of Economic Studies**, 58: 277-297.
- 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.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (1999; 2007), **Juros e Spread bancário no Brasil**. Relatórios de out/1999 até out/2007. Brasília.
- BALTENSPERGER, E. (1980) Alternative approaches to the theory of the banking firm, **Journal of Monetary Economics**, vol. 6, n. 1, p.1 – 38.
- BIGNOTTO e RODRIGUES (2005), Fatores de risco e o *spread* bancário no Brasil, In: BANCO CENTRAL DO BRASIL **Relatório Economia Bancária e Crédito 2005**, p. 45-58.
- BLUNDELL, R. e BOND, S. (1998a). Initial conditional and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, 87(1), 115-143.
- BLUNDELL, R. e BOND, S. (1998b). GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions. **Journal of Econometrics**, 87(1), 115-143.
- BONDI, Roberta L. e TONETO Jr., Rudinei (2008), Regime de Metas Inflacionárias: os impactos sobre o Desempenho Econômico dos Países, **Estudos Econômicos**, v.38, nº 4, p. 873-903, São Paulo.
- BROCK , P.e FRANKEN, H. (2003) Measuring the Determinants of Average and Marginal Interest Rate *Spread* in Chile, 1994-2001, University of Washington.
- BROCK, P e ROJAS SUAREZ, L. (2000) Understanding the behavior of bank *spreads* in Latin America. In: **Journal of Development Economics**, v.63, p. 113-134.
- CARVALHO, Fernando J. C. (1992). **Mr. Keynes and the Post Keynesians: principles of macroeconomics for a monetary production economy**. Aldershot: Edward Elgar .
- COSTA, A. C. e NAKANE, M. (2004). A decomposição do *spread* bancário no Brasil, In: BANCO CENTRAL DO BRASIL, **Relatório de Economia Bancária e Crédito**, p. 17-31.
- COSTA, A. C. e NAKANE, M. (2005) *Spread* bancário: os problemas da comparação internacional. **Risk Update**, São Paulo, p. 9 - 14, 01
- DAVIDSON, Paul. (1994). **Post Keynesian Macroeconomic Theory**. Edward Elgar : Aldershot.
- DAVIDSON, R. e MACKINNON, J. (2004) **Econometric Theory and Methods**, Oxford University Press, New York.
- DEMIRGUÇ-KUNT, A. e HUIZINGA, H (1998) Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence. In: **The World Bank Economic Review**, v. 13, n.2.
- DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. Endereço eletrônico: <http://www.dieese.org.br/>
- DOLIENTE, Jude S. (2003) Determinants of bank net interest margins of Southeast Asia. *Texto para Discussão*, G21, College of Business Administration, Universidade de Filipinas – Diliman, Filipinas.
- ERBER, Fabio. (2008), As convenções de desenvolvimento no Brasil: um ensaio de economia política. In: Anais do 5º FÓRUM DE ECONOMIA Da FGV-SP, São Paulo (SP).
- FELLOWS J. A. (1978), A Theory of Banking Firm, **American Economist**, Spring 1978, v. 22, n. 1, pp. 22-25
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (2010), International Financial Statistics, Setembro de 2010.
- GELOS, R. (2006) Banking *Spreads* in Latin America. **IMF Working Paper**, 06/44, p. 29,
- 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.
- KEYNES, John. M. (1971) **A treatise on money**, vol. I e II. London: MacMillan.
- KLEIN, Michael A. (1973) Imperfect asset elasticity and portfolio theory, **American Economic Review**, Vol. 60, No. 3, June, pp. 491-494.
- LERNER E. M. (1981) Discussion: the determinants of banks interest margins: theory and empirical evidence. **Journal of Financial Quantitative Analysis**, v. 16, n. 4, p. 601-602.
- MACSHANE, R. W e SHARPE, I. (1985) A time series/cross section analysis of the determinants of Australian trading bank loan/deposit interest margins: 1962-1981. In: **Journal of Banking and Finance**, v.9, p.115-36.

- MANHIÇA, Félix A. (2009), **O spread bancário e a política monetária no Brasil: de 2000 à 2008**. II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira. Porto Alegre. UFRGS.
- MATIAS, A. B. (2006). “Condições estruturais do sistema bancário brasileiro: o spread bancário brasileiro”. **Estudos CODEMEC** n. 54.
- MAUDOS, J. & GUEAVARA, J. F. (2003) Factors explaining the interest margin in banking sectors of European Union. In: **Journal of Banking and Finance**, set.
- MINSKY, Hyman P. (1975) **John Maynard Keynes**. Columbia University Press, Nova York,
- MODENESI, A. M. (2008) Convenção e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB – 2000 – 2007. IPEA (Texto para Discussão, n.1351)
- NAKANO, Y (2005). O Regime monetário, a dívida pública e a alta de juros. **Conjuntura Econômica** - FGV, vol. 11, n. 59, Novembro, Rio de Janeiro.
- NAKANO, Y (2006). Antes que os populistas tomem conta. **ValorEconômico**, São Paulo, 17/01/2006.
- OLIVEIRA e CARVALHO, (2007) O componente “custo de oportunidade” do *spread* bancário no Brasil: uma abordagem pós-keynesiana, **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, n. 3 (31), p. 371-404, dez. 2007
- ONO *et al* (2004) *Spread* Bancário no Brasil: determinantes e proposições de política, **Novo Desenvolvimento**, p. 345-376.
- OREIRO, J. L. C., ROCHA, M. (2009) Inflation Targeting Regimes, Institutional Flexibility and Growth Performance: A Keynesian/Kaldorian Perspective in a Dynamic Panel Analysis. IPEA (Seminário, n.323).
- PAULA, Luiz. F. R., JUNIOR, Henrique O. M. R., LEAL, Rodrigo M. (2010), Decomposição do Spread Bancário no Brasil: Uma análise do período recente. Artigo apresentado na **Cedeplar-FACE-UFMG**
- PAULA, Luiz. 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.
- PAULA, Luiz. F. R., *et al.* (2007) Por que o Custo do Capital no Brasil é tão alto?. **Conselho de Política Industrial da Confederação Nacional da Indústria**.
- PAULA, Luiz. F. R. (1997). **Comportamento dos bancos em alta inflação: Teoria e experiência brasileira recente**, *Tese de Doutorado*. Universidade Estadual de Campinas.
- PRINGLE, John J. (1973) A Theory of Banking Firm, **Journal of Money, Credit, and Banking**, November, v. 5, n. 4, pp. 990-96
- PYLE, D. (1971) On The Theory Of Financial Intermediation, **Journal of Finance**, June, v. 26, n. 3, p. 737 - 747
- PYLE, D. (1972) Descriptive theories of financial institutions under uncertainty, *In.*: **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 7, n. 5, p. 2009-2029
- ROODAN, David (2008), A Note on the Theme of Too Many Instruments, **Center for Global Development**, Working Paper 125
- SANTOMERO, A. M. (1984). Modelling the Banking Firm, **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 16 (4), pp. 576-602
- SAUNDERS, A. e SCHUMMAKER, L. (2000) The determinants of interest rate margins: a international study, *In.*: **Journal of International Money and Finance**, v.19, p. 813-832.
- SILVA, Guilherme. J. C.; Ono, F. H. ; OREIRO, José Luís ; 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, Guilherme J. C. OREIRO, José L. PAULA, Luiz F. de. (2007) *Spread* Bancário no Brasil: uma avaliação empírica recente. In PAULA, Luiz F. de . OREIRO, José L. (2007) **Sistema Financeiro, uma análise do setor bancário brasileiro**. Cap. 9. Rio de Janeiro: Elsevier.
- SOUZA, G. J. G. (2007), **A interação entre a dinâmica macroeconômica e os bancos: uma perspectiva acerca do risco de crédito**. *Artigo de mestrado - Orientação de Carmem Aparecida do Valle Costa Feijó – UFF*, 189p.UFF, 2006
- STIGLITZ, J. & WEISS, A. (1981) Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. In: **American Economic Review**, v. 71,3, p. 393-410
- STUDART, R. (1995) **Investment Finance In Economic Development**. Routledge, 234 p.
- TOBIN, James. (1965) Money and Economic Growth, **Econometrica**.
- WONG, K. P. (1997) On the determinants of bank interest margins under credit and interest rate risk, **Journal of Banking and Finance**, v. 21, p. 251-271.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Pages: 776
- ZARRUCK, E. (1989) Bank margins with uncertain deposit level and risk aversion, **Journal of Banking and Finance** 13, pp. 797–810.