

DETERMINANTES DO *SPREAD* BANCÁRIO *EX-POST* NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE FATORES MICRO E MACROECONÔMICOS

Fernanda Dantas Almeida*
José Angelo Divino‡

Resumo:

Este artigo tem como objetivo identificar os determinantes do *spread* bancário *ex-post* na economia brasileira, considerando características específicas das instituições financeiras, indicadores do ambiente macroeconômico e elementos do setor bancário. O modelo teórico usado como referência foi proposto por Ho e Saunders (1981) e estendido por Angbazo (1997). A amostra consiste de um painel balanceado, composto por 64 bancos no período compreendido entre o 2001:1 e 2012:2. Os resultados do modelo estático sugerem que variáveis microeconômicas, tais como despesa administrativa, receita com prestação de serviços e índice de cobertura, constituem-se em importantes determinantes do *spread ex-post*. No que concerne ao ambiente macroeconômico, os efeitos positivos advindos do PIB e do Índice *Herfindahl-Hirschman* revelam que os *spreads* são mais altos em períodos de maior crescimento econômico e com o sistema bancário mais concentrado. O modelo dinâmico revela uma persistência moderada do *spread* bancário *ex-post* e um ganho em relevância do *market-share*.

Palavras-chave: Spread bancário; Setor Bancário; Dados em painel.

ABSTRACT

The objective of this article is to identify the major determinants of the ex-post banking spread in the Brazilian economy, considering specific characteristics of the financial institutions, macroeconomic environment and elements of the banking sector. The theoretical model used as reference was proposed by Ho and Saunders (1981) and extended by Angbazo (1997). The sample consists of a balanced panel, composed of 64 banks in the period between 2001:1 and 2012:2. The results of the static model suggest that microeconomic variables, such as administrative expenses, revenue from services and coverage ratio are important determinants of the ex-post spread. Regarding to the macroeconomic environment, the positive effects arising GDP and Herfindahl-Hirschman index suggest that spreads are higher in periods of higher economic growth and for more concentrated banking system. The dynamic model reveals a moderate persistence of the ex-post banking spread and increase in relevance for the market share.

Keywords: Banking spread; Banking sector; Panel data.

JEL Codes: C23; C58; G21.

Área 8 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

* Doutoranda em Economia. Universidade Católica de Brasília. SGAN 916, Zip: 70790-160, Brasília - DF, Brasil. E-mail: fernanda.d.almeida@caixa.gov.br.

‡ Universidade Católica de Brasília. Mestrado e Doutorado em Economia. SGAN 916, Sala A-118, Zip: 70790-160, Brasília - DF, Brasil. Telefone: +55 (61) 3448-7135 Fax: (61) 3347-4797. E-mail: jangelo@pos.ucb.br.

1 INTRODUÇÃO

O crédito justifica o importante papel das instituições bancárias no crescimento econômico de um país, provendo recursos financeiros aos diversos setores da economia e estimulando o crescimento do produto (SOUZA, 2007). Sobre esse assunto, Levine (1996) mostrou que a eficácia da intermediação financeira pode influenciar diretamente o crescimento econômico. Em síntese, a intermediação financeira afeta o retorno líquido da poupança e o retorno dos investimentos brutos e, como consequência, as taxas de juros cobradas e os *spreads* auferidos podem fornecer um sinal claro de como os bancos desempenham seu papel. Ainda sobre isso, Ho e Saunders (1981) argumentam que a volatilidade da taxa de juros cobrada sobre os empréstimos realizados no mercado bancário pode ser reflexo direto da estabilidade macroeconômica do país. Quanto mais instável a economia de um país, maior será a volatilidade da taxa básica de juros e, por conseguinte, mais elevado poderá ser o *spread* bancário.

No Brasil, os níveis elevados do *spread* bancário colaboram para uma combinação de baixa relação crédito/PIB¹ e altas taxas de juros sobre as operações de crédito. Logo, o *spread* bancário tem sido objeto de análise e de iniciativas das autoridades econômicas em razão de seus efeitos negativos sobre a expansão do crédito e, em consequência, sobre o crescimento econômico do país. Com o fim da alta inflação e após a implantação do Plano Real², o setor bancário brasileiro passou por um processo de consolidação. No tocante aos *spreads* bancários, ocorreu uma acentuada queda iniciada em 1995 seguida por uma trajetória mais estável após o ano 2000. No que se refere à oferta de crédito, essa apresentou trajetória crescente no período imediatamente após implantação da nova moeda. No entanto, esta trajetória não se sustentou e o crédito voltou a diminuir no período entre 1995 e 2003. A partir de 2004, todavia, recuperou o crescimento. De acordo com Correa et al. (2008), o ajuste dos bancos ao cenário econômico no período entre 1995 e 2003 foi facilitado por um contexto macro-institucional favorável. A forma de gestão da política macroeconômica e da dívida pública durante os contágios das crises externas permitiu não somente que a saúde financeira dos bancos brasileiros não fosse afetada, mas também, que se pudesse obter uma rentabilidade elevada. Em 2012, o governo brasileiro iniciou uma estratégia de redução das taxas dos empréstimos bancários por meio dos bancos públicos que adotaram uma postura mais agressiva, visando a aumentar sua base de clientes. Neste período, o *spread* bancário atingiu uma de suas menores taxas. Essa estratégia resultou em aumento da participação do crédito das instituições públicas que alcançaram 45% do total do Sistema Financeiro Nacional – SFN. Com a queda das taxas dos bancos públicos e a perda relativa da participação no crédito, os bancos privados foram obrigados a seguir consoante com o mercado, acentuando, assim, o processo recente de redução das taxas de juros. Esse processo apresenta-se, então, como um desafio às instituições financeiras, que se veem obrigadas a adequar-se a um novo cenário de menores *spreads*.

Devido à importância do setor bancário para o desenvolvimento econômico de um país e, dada a relevância do papel do *spread* sobre a eficiência bancária, este artigo tem como objetivo precípua analisar os determinantes do *spread* bancário na economia brasileira utilizando como métrica o *spread ex-post*. Para tanto, tem-se como objetivos específicos evidenciar o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o *spread*, explorar os efeitos de características específicas das instituições financeiras e averiguar os efeitos da variável representativa do sistema bancário, Índice Herfindahl-Hirschman – IHH³. Para alcançar esses objetivos, utilizou-se um modelo econométrico com o uso da técnica de dados em painel, considerando uma amostra constituída por 64 bancos com carteira comercial ativa no intervalo de tempo entre o primeiro trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2012. A escolha desse período deu-se em razão da disponibilidade dos dados. O modelo empírico utilizado fundamentou-se no modelo teórico de Ho e Saunders (1981) estendido por Angbazo (1997). Optou-se por esse, em razão da possibilidade de incluir e/ou modificar variáveis sem que haja alteração de suas características primordiais. Foram realizadas duas estimações distintas: uma estática e outra dinâmica. No modelo estático, os principais resultados sugerem que variáveis microeconômicas, tais como despesa administrativa, receita com prestação de serviços e índice de cobertura, constituem-se em importantes determinantes do *spread ex-*

¹ Produto Interno Bruto.

² Plano Real foi um programa brasileiro com o objetivo de estabilização e reformas econômicas, iniciado em 1994.

³ O Índice *Herfindahl-Hirschman* representa o nível de concentração bancária.

post. No que concerne ao ambiente macroeconômico, o efeito positivo vindo do Produto Interno Bruto revela que os *spreads* são mais altos em cenários de estabilidade econômica. Por sua vez, o IHH indica que um sistema bancário mais concentrado oferece suporte a *spreads* mais elevados. Ao inserir dinâmica no modelo, as variáveis receita com serviços e PIB perderam significância e o IHH foi substituído pelo *market-share*.

Em relação ao conceito de *spread* bancário, a literatura possui diversas definições. Brock e Suarez (2000) definem o *spread* como sendo a diferença entre a taxa de juros cobrada dos tomadores de crédito e a taxa paga aos depositantes. Em semelhança, Dick (1999) o define como a diferença da taxa de juros entre crédito e depósito. Sob a ótica dos bancos, Leal (2006) considera que o *spread* consiste na diferença entre as receitas de aplicações em concessões de crédito e a despesa associada aos recursos que financiam essas concessões, sendo um importante componente do lucro bancário. É relevante destacar a diferença entre esses dois conceitos, posto que o lucro é o que sobra do *spread* após a dedução de despesas administrativas, tributárias, de inadimplência, dentre outras (COSTA e NAKANE, 2005). Destaque-se que os tipos de *spread* podem ser classificados, de acordo com a forma de mensuração, em *ex-ante* e *ex-post*. O primeiro é medido a partir das expectativas das instituições financeiras para a concessão do crédito, anteriormente, à realização de seu resultado. O segundo é calculado em função dos valores efetivamente apurados das receitas de intermediação financeira e dos custos de captação, traduzindo o resultado real da intermediação financeira. Do ponto de vista da estabilidade, o *spread ex-ante* é mais volátil, pois reage rapidamente às mudanças no cenário macroeconômico. Já o *spread ex-post* tende a apresentar mais estabilidade, haja vista que representa o efetivo resultado da intermediação financeira, refletindo ações já tomadas.

No que diz respeito ao uso da medida *ex-ante*, um dos estudos pioneiros foi o de Aronovich (1994), cujo objetivo principal foi a formalização teórica de algumas justificativas para o comportamento do *spread ex-ante*. Para tanto, o autor utilizou uma amostra desagregada por operação de crédito no período entre 1986 e 1992, optando por apenas duas operações de crédito: desconto de duplicatas e capital de giro. Para a operação de desconto de duplicatas, as variáveis mais relevantes identificadas pela estimação foram inflação e choques econômicos, ambas positivas. Já para o capital de giro, embora as estimativas tenham sido menos eficientes, destacaram-se a inflação, com coeficiente positivo, e o nível da atividade, com coeficiente negativo. Posteriormente, Koyama e Nakane (2002a) também avaliaram os determinantes do comportamento do *spread ex-ante*. Sua amostra baseou-se em dados mensais no período entre 1996 e 2001. Seus resultados sugerem que o *spread* é significativamente relacionado com a Selic, a inflação, o nível de atividade econômica, as despesas administrativas, a taxa média do compulsório sobre o depósito à vista, os impostos indiretos e uma *proxy* para o risco macroeconômico. Posteriormente, Koyama e Nakane (2002b) investigaram as variações dos componentes da decomposição contábil realizada pelo Banco Central do Brasil – BCB, concluindo pela significância estatística das variáveis Selic, despesas administrativas, impostos indiretos e risco macroeconômico. A partir do modelo teórico de Ho e Saunders (1981), Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) estimaram o modelo de determinantes do *spread ex-ante* para o Brasil utilizando dados mensais de 1997 a 2000. Os autores concluíram que as despesas operacionais e as receitas com serviços são positivamente relevantes para a determinação do *spread ex-ante*. Referente aos fatores macroeconômicos, a Selic e sua volatilidade, bem como o nível de atividade econômica demonstraram-se relevantes e positivos, enquanto a taxa de inflação mostrou-se relevante, porém, negativa. Por sua vez, Oreiro et al. (2005) fundamentaram sua pesquisa na avaliação específica dos efeitos de variáveis macroeconômicas sobre o *spread* bancário. A estimação foi efetuada com base em um modelo VAR com dados mensais do período entre 1995 e 2003. Como resultado às análises impulso-resposta, os autores identificaram reação positiva e relevante do *spread* aos impulsos dados nas variáveis Selic, volatilidade da taxa de juros e crescimento econômico. Por meio da decomposição da variância, as evidências sugerem que a variação do *spread* é explicada pela Selic (38%) e por sua volatilidade (26%), produção industrial (22%) e o próprio *spread* (13%). Em suma, Oreiro et al. (2005) sugerem que o elevado nível da taxa de juros e sua volatilidade são os principais determinantes macroeconômicos das altas taxas de *spread* bancário no Brasil. Igualmente fundamentados no modelo teórico de Ho e Saunders (1981), Bignotto e Rodrigues (2006) constituíram sua amostra com dados trimestrais para o período entre 2001 e 2004. Os resultados obtidos indicam a relevância estatística

positiva das variáveis despesas administrativas, receitas com serviços, tamanho da instituição, compulsório, ativo total⁴, risco de crédito, risco de juros e taxa Selic. Do ponto de vista das variáveis negativamente relacionadas com o *spread*, destacaram-se o *market-share* e a inflação medida pelo IPCA⁵.

No tocante à análise dos determinantes do *spread* por meio da medida *ex-post*, poucos foram os estudos realizados para a economia brasileira, destacando-se, Guimarães (2002) e Dantas, Medeiros e Capelletto (2011). O primeiro efetua a investigação dos componentes da decomposição contábil e da participação dos bancos estrangeiros em diversos indicadores de desempenho das instituições domésticas. Com essa finalidade, a amostra examinada foi composta por dados de 1995 a 2001. Foram realizadas duas estimações distintas nas quais a variável dependente consiste na primeira diferença da margem líquida dos bancos. O primeiro modelo contém todas as variáveis explicativas, também, em primeira diferença. O segundo estudo calcula as médias das variáveis do setor bancário doméstico em valor corrente, acrescentando-se ao conjunto de variáveis independentes os impostos e a concentração do setor bancário. Em ambas as estimações, a participação dos bancos estrangeiros apresentou significância, sugerindo que o *spread* das instituições estrangeiras é inferior ao das nacionais. Adicionalmente, ao segregar a amostra entre bancos domésticos privados e públicos, inferiu-se que as instituições públicas auferem menores margens e lucros em comparação às instituições estrangeiras. No que tange às demais variáveis explicativas, somente o caixa e depósitos de curto prazo confirmou-se estatisticamente significativo. Quanto ao estudo de Dantas, Medeiros e Capelletto (2011), esses buscam identificar os determinantes do *spread ex-post*, privilegiando as características específicas das instituições, ou seja, as variáveis microeconômicas. Com esse propósito, a amostra foi composta por dados de balancete referentes ao período entre os anos de 2000 a 2009. Da estimacão, constatou-se que o *spread ex-post* possui relação significativa com o risco de crédito, grau de concentração bancária, nível da atividade econômica e a participação relativa de cada instituição. Essa última obteve coeficiente significativo, porém, negativo.

Tendo em vista as principais análises desenvolvidas na literatura empírica sobre determinantes do *spread* no Brasil, nota-se que grande parte dos estudos utilizou a medida de *spread ex-ante*. Supõe-se que essa prevalência pode ser explicada por questões como: (i) os relatórios anuais de acompanhamento do *spread* bancário ter por base a medida *ex-ante*; (ii) a divulgação de séries temporais sobre a evolução do *spread* bancário no sistema financeiro nacional utiliza a métrica *ex-ante*; e (iii) a dificuldade de acesso a informações analíticas sobre os resultados das instituições, o que dificulta a utilização da métrica *ex-post*. Assim, acredita-se que este artigo possa contribuir para avanços na discussão sobre os determinantes do *spread* bancário concernente à mensuração *ex-post*.

Este artigo está organizado do seguinte modo. A seção dois apresenta o modelo teórico, no qual este artigo fundamentou-se, e discorre sobre a metodologia de estimacão e testes realizados para as variáveis do modelo empírico. A seção três é responsável por definir todas as variáveis utilizadas no modelo e por realizar as estimativas, com posterior apresentação e discussão dos resultados obtidos. A quarta e última sessão expõe as conclusões obtidas nesta análise.

2 METODOLOGIA

2.1 MODELO TEÓRICO

O modelo teórico no qual este artigo balizou-se é o modelo proposto por Ho e Saunders (1981) e posteriormente estendido por Angbazo (1997). A metodologia aplicada por esses autores é baseada em uma adaptação do modelo de preços *bid-ask* de Ho e Stoll (1980), para a determinação da margem de juros bancária. O modelo integra as hipóteses de hedge⁶ e da teoria econômica da firma⁷, considerando o banco como negociador avesso ao risco.

No modelo de Ho e Saunders (1981), considera-se um banco representativo, avesso ao risco, o qual atua como um negociador no mercado de crédito, sendo responsável pelo fornecimento imediato de depósitos e empréstimos. Por ser avesso ao risco, o objetivo do banco não é a maximização do lucro

⁴ O ativo total foi utilizado como uma *proxy* para o tamanho dos bancos.

⁵ Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

⁶ Equilíbrio da maturidade do ativo e passivo.

⁷ Maximização da utilidade esperada do lucro.

esperado, mas sim a maximização da utilidade esperada de suas riquezas em um único período de decisão. Além disso, considera-se que todos os depósitos e empréstimos são processados sem custos. Assim, após resolver o problema de decisão do banco, chega-se a seguinte equação:

$$s = a + b = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{2}R\sigma_I^2Q \quad (1)$$

onde:

s : *spread* puro;

a e b : taxas de provisão pelo serviço imediato de depósitos e empréstimos, respectivamente;

α/β : *spread* de risco neutro do banco;

R : coeficiente de aversão ao risco;

σ_I^2 : volatilidade da taxa de juros;

Q : tamanho médio das transações de depósitos e empréstimos.

Essa equação representa o equilíbrio da margem de juros bancários, o qual foi denominado *spread* puro, onde o primeiro termo, α/β , foi definido pelos autores como uma medida para o *spread* de risco neutro do banco⁸. A relação entre seus elementos pode determinar o tamanho do *spread*, fornecendo uma medida de poder de mercado, uma vez que, considerando que o banco enfrente funções de demanda e oferta relativamente inelásticas, ele poderá exercer tal poder cobrando *spreads* mais elevados do que ele cobraria em mercados competitivos (menor razão α/β). O segundo é o termo de prêmio de risco que depende de três fatores: o coeficiente de aversão ao risco, o tamanho médio das transações de depósitos e empréstimos e a volatilidade “instantânea” da taxa de juros.

Esse modelo, posteriormente foi estendido por Angbazo (1997) que inclui o risco de crédito e sua interação com o risco de taxa de juros como outras fontes de incerteza. O autor testa a hipótese de que bancos com empréstimos mais arriscados e maior exposição ao risco de taxa de juros devem praticar taxas de empréstimos e depósitos mais altas de forma a alcançar uma maior margem de juros líquida. Ele trata da relação entre estes riscos e demonstra que a margem de juros líquida praticada por bancos comerciais reflete ambos os prêmios de risco. Assim, para ele, o *spread* puro é dado por:

$$s = \frac{\alpha}{\beta} - \frac{1}{4}R[(Q + 2L_0)\sigma^2(L) + 2Q\sigma^2(C) + 2(C_0 - Q)\sigma(CL)] \quad (2)$$

onde

α/β : *spread* de risco neutro;

R : coeficiente de aversão ao risco;

Q : tamanho médio das transações;

L : empréstimos;

C : posição no mercado monetário.

O *spread* puro dessa equação caracteriza os fatores de risco subjacentes ao *spread* desejado, contemplando os ajustes pelos riscos de inadimplência, $\sigma^2(L)$, volatilidade da taxa de juros no mercado monetário, $\sigma^2(C)$ e a interação entre risco de inadimplência e a volatilidade da taxa de juros, $\sigma(CL)$.

⁸ De acordo com Ho & Saunders, será o valor do *spread* caso o coeficiente de aversão ao risco, R , seja zero e o banco seja um maximizador de sua utilidade esperada, isto é, consiste no valor do *spread* que seria escolhido por um banco neutro ao risco.

2.2 MODELO EMPÍRICO

Com base no modelo teórico e tendo em vista as variáveis utilizadas nas principais análises empíricas sobre determinantes do *spread* bancário no Brasil, o modelo empírico a ser estimado neste artigo é representado por:

$$\begin{aligned} \ln M_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln LIq_{it} + \beta_2 \ln Adm_{it} + \beta_3 \ln Rec_{it} + \beta_4 \ln ICob_{it} + \beta_5 \ln Trib_{it} + \beta_6 \ln RCred_{it} \\ & + \beta_7 \ln Mkt_{it} + \beta_8 \ln Qual_{it} + \beta_9 \ln Oport_{it} + \beta_{10} \ln Pglmp_{it} + \beta_{11} \ln IHH_t + \beta_{12} \ln Selic_t \\ & + \beta_{13} \ln VolSelic_{it} + \beta_{14} \ln IPCA_t + \beta_{15} \ln PIB_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

onde:

M: margem financeira dos bancos;

β_0 : constante que representa o *spread* puro;

Liq: índice de liquidez;

Adm: despesa administrativa;

Rec: receita com prestação de serviços;

ICob: índice de cobertura;

Trib: despesa com tributos;

RCred: risco de crédito;

Mkt: *market-share*;

Qual: qualidade da administração;

Oport: custo de oportunidade;

Pglmp: pagamento implícito de juros;

IHH: índice de concentração bancária;

Selic: taxa de juros;

VolSelic: volatilidade da taxa de juros;

IPCA: inflação;

PIB: produto interno bruto da economia.

Optou-se por trabalhar com dados em painel, considerando que as técnicas de estimação em painel podem analisar explicitamente variáveis individuais específicas. A estimação econométrica em painel consiste em aplicar modelos econômicos a dados de natureza *cross-section* com sucessão cronológica. O uso dessa metodologia permite controlar variáveis individuais que não são passíveis de observação ou mensuração ou variáveis que mudem ao longo do tempo, mas não se modifiquem entre os indivíduos.

2.3 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Para os dados em painel, utilizaram-se os testes Levin-Lin-Chu - LLC e Im-Pesaran-Shin - IPS. Conforme Hsiao (2003), o primeiro é baseado em uma extensão do teste Augmented Dickey-Fuller - ADF para séries de tempo, sob a hipótese nula de que cada série temporal no painel contém raiz unitária. O teste é realizado considerando o seguinte modelo:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \alpha_i + \delta_i t + \gamma_i y_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{p_i} \phi_{il} \Delta y_{it-l} + \varepsilon_{it} \\ & i = 1, \dots, N \\ & t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (4)$$

onde se assume que ε_{it} é independente e identicamente distribuído, *i. i. d.* A escolha de p_i pode ser feita via critério Akaike - AIC. A estatística t do teste consiste em $t_{\tilde{\gamma}} = \tilde{\gamma}/sd_{\tilde{\gamma}}$. Nota-se que esse teste é muito restritivo, haja vista a hipótese nula de que cada série contém raiz unitária contra a hipótese alternativa de que cada série é estacionária.

Para contornar esse problema, utilizou-se, também, o teste IPS que, conforme Hsiao (2003), relaxa a forte suposição de homogeneidade do modelo (4), postulando a seguinte hipótese alternativa:

$$H_a: \gamma_i < 0, \text{ pelo menos para algum } i$$

A estatística de teste, sob a hipótese nula de $\gamma_i = 0$ para todo i , consiste em t_{γ_i} . Assim, o teste é balizado na média das estatísticas individuais de cada ADF $\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\gamma_i}$. Ao normalizar corretamente essa estatística ela é assintoticamente distribuída $N(0,1)$.

2.4 TESTE DE HAUSMAN

Após analisar a estacionaridade de todos os dados utilizados no modelo, deve-se realizar o teste de Hausman para identificar se o modelo estático possui efeitos fixos ou aleatórios e, assim, proceder à estimação mais adequada. O teste considera a equação do modelo em que a variável dependente é uma função de características individuais e variantes no tempo, X_{it} , de características variantes no tempo, mas não entre os indivíduos, Z_t , e de um termo de erro composto, $\gamma_i + \varepsilon_{it}$, conforme a seguir:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \theta Z_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Neste modelo, o termo de erro, $v_{it} = \gamma_i + \varepsilon_{it}$, é composto por um elemento γ_i que capta todos os fatores não observados, constantes no tempo e que afetam Y_{it} . Genericamente, esse termo é chamado de efeito não observado ou, simplesmente, efeito fixo. Por sua vez, o termo ε_{it} pode ser chamado de erro de variação temporal, visto que apresenta fatores não observados variantes no tempo e que também afetam Y_{it} . Para estimar o modelo por meio da metodologia MQO, deve-se levar em conta suas premissas⁹ de forma a gerar estimadores consistentes. Por isso, pressupõe-se que o termo de erro não seja correlacionado com X_{it} . Para que isso ocorra, não basta apenas que ε_{it} seja não correlacionado com X_{it} , mas também γ_i não deve ter correlação com X_{it} . Caso isso não ocorra, o estimador será viesado e inconsistente. Desse modo, o teste de Hausman possui as seguintes hipóteses:

$$H_0: \text{Corr}(X_{it}, \gamma_i) = 0 \rightarrow \text{Efeitos Aleatórios}$$

$$H_a: \text{Corr}(X_{it}, \gamma_i) \neq 0 \rightarrow \text{Efeitos Fixos}$$

O modelo de efeitos fixos pode ser estimado de três maneiras distintas, são elas: transformação por primeira diferença, transformação de efeitos fixos com dados centrados na média e regressão de variáveis *dummy*.

2.5 PAINEL DINÂMICO

De acordo com Greene (2008), a estimação de painel dinâmico possui uma complicação, pois a variável dependente defasada é correlacionada com o termo de erro, mesmo que se assuma que este não é autocorrelacionado. Por isso, esse tipo de estimação requer um tratamento diferenciado. Existem na literatura algumas formas de tratar esse problema, destacando-se os estimadores de Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995). De acordo com Roodman (2006), esses estimadores foram desenvolvidos para situações com i) poucos períodos de tempo, T , e muitos indivíduos, N ; ii) relação linear, iii) inclusão da variável dependente defasada entre as variáveis explicativas; iv) variáveis independentes que não sejam estritamente exógenas; v) efeitos fixos para os indivíduos e vi) heterocedasticidade e autocorrelação dentro dos indivíduos, mas não entre eles.

⁹ O modelo deve ser linear nos parâmetros, homocedástico, não possuir autocorrelação, possuir resíduos aleatórios devem ter média zero e distribuição normal.

O estimador de Arellano e Bond (1991) elimina os efeitos fixos de cada indivíduo por transformação de primeira diferença e utiliza GMM para estimar os parâmetros. Por essa razão, é conhecido como Diferença GMM. Já o estimador Arellano e Bover (1995) desenvolvido por Blundell e Bond (1998) corresponde ao estimador original de Arellano e Bond (1991) consistente com uma metodologia que combina um sistema de regressões em diferenças com regressões em nível e, por isso, é conhecido como Sistema GMM. Os instrumentos utilizados para as regressões em diferença são os mesmos propostos por Arellano e Bond (1991). Por outro lado, as variáveis instrumentais das regressões em nível são compostas pelas defasagens da variável explicativa em diferenças. Assim, Blundell e Bond (1998) demonstram que, sob a hipótese de estacionaridade do painel, o estimador proposto é mais eficiente, isto é, apresenta menor variância que o estimador de Arellano e Bond (1991).

Como a consistência do estimador depende da validade dos instrumentos, deve-se realizar o teste de sobreidentificação de Sargan, que verifica se os instrumentos, como grupo, são exógenos. Tendo em vista que a estatística de Sargan não é robusta para heterocedasticidade e autocorrelação, deve-se realizar, também, o teste de sobreidentificação de Hansen, o qual possui a hipótese nula de que os instrumentos são não correlacionados com o termo de erro, $E_t = [Z_{it}, \varepsilon_{it}] = 0$, onde Z_{it} corresponde ao vetor de instrumentos. A estatística desse teste possui distribuição qui-quadrado com $(q - k)$ graus de liberdade, onde q e k são, respectivamente, as condições de momento e os parâmetros estimados. Entretanto, esse teste pode ser enfraquecido pela proliferação dos instrumentos.

Quanto à autocorrelação, o teste proposto por Arellano e Bond é aplicado aos resíduos em diferença. Normalmente, a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem, $AR(1)$, é rejeitada. No entanto, não se considera que isto seja um problema, pois $\Delta\varepsilon_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ pode correlacionar com $\Delta\varepsilon_{i,t-1} = \varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2}$ tendo em vista que ambos possuem o termo $\varepsilon_{i,t-1}$. Por isso, deve-se realizar, também, o teste de autocorrelação de segunda ordem, $AR(2)$. A não rejeição dessa hipótese indica que as condições de momento utilizadas são válidas.

3 RESULTADOS

3.1 DADOS

Dentre os objetivos específicos desse estudo destacam-se: evidenciar o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o *spread*, explorar os efeitos de características específicas das instituições financeiras e averiguar os efeitos da variável representativa do sistema bancário. Com essa finalidade, foram colhidos dados de três categorias distintas: séries referentes às características individuais das instituições¹⁰, série representativa do sistema financeiro¹¹ e séries referentes às condições macroeconômicas¹² do país. A seleção das variáveis do modelo baseou-se nos principais trabalhos realizados na literatura empírica brasileira a respeito dos determinantes do *spread* bancário, seja ele *ex ante* ou *ex post*, e nas pesquisas cujos modelos teóricos balizaram essa análise. O quadro 1 apresenta as variáveis significativas obtidas nas estimações de Ho e Saunders (1981) e Angbazo (1997) e o quadro 2 apresenta as principais variáveis utilizadas nos estudos realizados para o Brasil.

Quadro 1 - Variáveis significativas nas estimações de Ho e Saunders (1981) e Angbazo (1997).

Estudo	Variáveis
Ho e Saunders (1981)	Pagamento Implícito de Juros, Volatilidade da Taxa de Juros
Angbazo (1997)	Risco de Crédito, Taxa de Juros, Exigência de Capital, Custo de Oportunidade, Qualidade da Administração, Risco de Liquidez

¹⁰ Margem bruta, risco de crédito, índice de liquidez, despesa administrativa, receita com prestação de serviços, índice de cobertura, despesa com tributos, *market-share*, qualidade da administração, custo de oportunidade, pagamento implícito de juros, tamanho da instituição, nacionalidade, origem do capital.

¹¹ Índice de *Herfindahl-Hirschman* – *IHH*.

¹² Taxa Selic, Volatilidade da taxa Selic, IPCA, PIB.

Quadro 2 - Variáveis utilizadas nos principais estudos realizados para o Brasil.

Estudo	Variáveis
Aronovich (1994)	Inflação, Choques Econômicos
Koyama e Nakane (2002a)	IGP, Produto Industrial, Selic, <i>Spread over treasury</i> , Impostos, Requerimento de Reserva
Koyama e Nakane (2002b)	Selic, <i>Spread over treasury</i> , Impostos, Despesa Administrativa
Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002)	Despesa operacional, Captação sem custo de juros, Receita Serviços, Banco Estrangeiro
	IGP, Crescimento do Produto Industrial, Selic, <i>Spread over treasury</i> , Impostos
Guimarães (2002)	Bancos estrangeiros, Caixa e depósitos de curto prazo
Oreiro et al. (2005)	Produto Industrial, Selic, Volatilidade Selic
Bignotto e Rodrigues (2006)	IPCA, Selic, Despesa Administrativa, Risco de Juros, Risco de Crédito, Parcela de mercado, Liquidez, Receita Serviços, Compulsório, Ativo Total
Dantas, Medeiros e Capelletto (2011)	Risco de Crédito, Market-share, IHH, PIB

Fonte: Leal (2006) com adaptações

Os dados concernentes às características individuais das instituições financeiras foram extraídos das demonstrações contábeis 7002 – Balanço Patrimonial - BP e 7003 – Demonstração de Resultado – DRE. Tais dados são divulgados nas Informações Financeiras Trimestrais – IFT no sítio do Banco Central do Brasil - BCB. Para esta pesquisa, montou-se um banco de dados, selecionando as instituições atuantes no Brasil com carteira comercial que permaneceram ativas durante todo o período analisado, chegando a um total de 64 instituições financeiras¹³. Pelo fato de a divulgação dos dados da IFT ter sido iniciada durante o primeiro trimestre de 2001, definiu-se como período analisado o intervalo de tempo entre 2001:1 e 2012:2 com uma frequência trimestral.

Optou-se por utilizar as instituições financeiras em detrimento dos conglomerados financeiros, pois esses podem ser formados por bancos comerciais, bancos de investimento, sociedades financeiras, sociedades de *leasing* e arrendamento mercantil, corretoras e distribuidoras de títulos. Como esse artigo visa a analisar o *spread* bancário gerado pelas operações de crédito, as instituições mais adequadas para a análise são os bancos múltiplos ou comerciais com carteira de crédito.

Os indicadores macroeconômicos foram obtidos no sítio do IPEADATA e as variáveis representativas do sistema financeiro foram calculadas com base em dados obtidos nas demonstrações financeiras.

A seguir encontra-se quadro resumo contendo as variáveis explicativas utilizadas no modelo, bem como, o respectivo sinal esperado, fonte e fórmula de cálculo:

¹³ As instituições financeiras analisadas foram: Banco Do Brasil, BRB - Banco de Brasília, Banco Pottencial, Caixa Econômica Federal, Banco Ribeirão Preto, Banco BGN, Banco Rabobank Intl Brasil, Banco Cooperativo Sicredi, Banco BNP Paribas Brasil, HSBC Bank Brasil, Bancoob, Hipercard BM, Banco CR2, Banco Da Amazônia, Banco do Est. Do PA, Banco Bradesco Financ., Banco do Nordeste do Brasil, Banco Industrial e Comercial, Banco do Est. de SE, Paraná Banco, Banco BBM, Banco Mercantil do Brasil, Banco Triangulo, Banco Banestes, Banco ABC Brasil, Banco BTG Pactual, Banco Modal, Banco Guanabara, Banco Industrial do Brasil, Banco La Nacion Argentina, Banco Rural, Banco Cédula, Banco Cacique, Banco Citibank, Banco Brascan, Banco Rep Oriental Uruguay, Banco Arbi, Banco Safra, Banco Fibra, Banco Luso Brasileiro, Banco Panamericano, Banco Votorantim, Banco Tokyo-Mitsubishi, Banco Sumitomo Mitsui Brasil, Itaú Unibanco, Banco Bradesco, Banco Pecúnia, Banco Sofisa, Banco Indusval, Banco Westlb Brasil, Banco BMG, Banco Ficsa, Banco Paulista, Banco Pine, Banco Daycoval, Banco Cifra, Banco Rendimento, Banco Bonsucesso, NBC Bank Brasil, Banco Santander, Banco John Deere, Banco do Est. do RS, Banco A.J. Renner, Banco Original.

Quadro 3 - Variáveis explicativas utilizadas no modelo.

Variável	Sinal Esperado	Fonte ¹	Fórmula de cálculo
Margem Bruta	+	IFT	$M = \frac{\text{Receita de Operação de Crédito} - \text{Despesas de Captação}}{\text{Receita de Operação de Crédito}}$
Risco de Crédito	+	IFT	$Rcred = \frac{\text{Provisão para Operação de Crédito}}{\text{Operação de Crédito Bruta}}$
Índice de Liquidez	+	IFT	$ILiq = \frac{\text{Ativo Circulante}}{\text{Passivo Circulante}}$
Despesa Administrativa	+	IFT	$Adm = \frac{\text{Despesa Administrativa}}{\text{Ativo Total}}$
Receita com Prestação de Serviços	-	IFT	$Rec = \frac{\text{Receita com Prestação de Serviços}}{\text{Ativo Total}}$
Índice de Cobertura	+	IFT	$ICob = \frac{\text{Receita com Prestação de Serviços}}{\text{Despesa Administrativa}}$
Despesa com Tributos	+	IFT	$Trib = \frac{\text{Despesa com Tributos}}{\text{Ativo Total}}$
Market-Share	+	IFT e série 2052 do BCB	$Mkt = \frac{\text{Operação de Crédito}}{\text{Total de Operações de Crédito do SFN}}$
Qualidade da Administração	+	IFT	$Qual = \frac{\text{Ativos Rentáveis}}{\text{Ativo Total}}$
Custo de Oportunidade	+	IFT	$Oport = \frac{\text{Ativos não Rentáveis}}{\text{Ativos Rentáveis}}$
Pagamento Implícito de Juros	+	IFT	$= \frac{Pglmp}{\text{Ativos Rentáveis}} = \frac{\text{Desp. que não rendem juros} - \text{Rec. que não rendem juros}}{\text{Ativos Rentáveis}}$
Dummy Tamanho	+	IFT	1 para bancos grandes e 0 para bancos pequenos
Dummy Nacionalidade	-	IFT	1 quando o banco é estrangeiro e 0 quando é nacional
Dummy Origem do Capital	-	IFT	1 quando o banco é público 0 quando é privado
IHH - Índice de Herfindahl-Hirschman	+	IFT	$IHH = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\text{Operação de Crédito}_{it}}{\text{Total Operação de Crédito}_t} \right)^2$
SELIC	+	BCB	Taxa Selic mensal transformada em taxa acumulada trimestral
Volatilidade da Taxa de Juros	+	Cálculo próprio ²	Média móvel de um único período do desvio-padrão trimestral da taxa Selic
IPCA	+	IBGE	Taxa mensal do IPCA transformada em taxa acumulada trimestral.
PIB	+	IBGE	PIB trimestral a preços de mercado, deflacionado pelo índice do IPCA e, posteriormente, dessazonalizado por meio da Metodologia X12-ARIMA.

¹ As variáveis cuja fonte é a IFT, foram calculadas com base nos dados dos demonstrativos contábeis.

² Cálculo próprio baseado na média móvel de um período do desvio-padrão trimestral da taxa Selic.

No quadro 4 encontram-se as contas das demonstrações contábeis Balanço Patrimonial e Demonstração do Resultado, utilizadas para o cálculo das variáveis individuais e do sistema financeiro. Ressalta-se que os códigos utilizados são os códigos obtidos nos documentos 7002 e 7003 da IFT.

Quadro 4 - Códigos das contas utilizadas no cálculo das variáveis explicativas

CONTAS DE BALANÇO - 7002 - IFT	
Item	Códigos das contas
Ativo Total	10.0.0.00.00.00
Ativo Circulante	10.1.0.00.00.00
Passivo Circulante	40.1.0.00.00.00
Operação de Crédito Bruta	10.1.6.10.00.00 / 10.2.6.10.00.00
Arrendamento Mercantil	10.1.7.10.00.00 / 10.2.7.10.00.00
Provisão para Créditos de Liquidação Duvidosa	10.1.6.90.00.00 / 10.2.6.90.00.00
Ativos Rentáveis	10.1.2.00.00.00 / 10.2.2.00.00.00 / 10.1.3.00.00.00 / 10.2.3.00.00.00 / 10.1.6.00.00.00 / 10.2.6.00.00.00 / 10.1.7.00.00.00 / 10.2.7.00.00.00 / 10.1.8.10.00.00 / 10.2.8.10.00.00 / 10.1.8.20.00.00 / 10.2.8.20.00.00
CONTAS DA DRE - 7003 - IFT	
Despesa de Captação	10.1.1.10.20.12
Rendas com Operação de Crédito	10.1.1.10.10.11
Receita com Prestação de Serviços	10.1.1.20.21.00
Despesas Administrativas	10.1.1.20.24.00
Despesa com Pessoal	10.1.1.20.22.00
Tributos	10.1.1.20.26.00
Receitas que não rendem juros	10.1.1.20.21.00 / 10.1.1.20.23.00 / 10.1.1.20.25.00
Despesas que não rendem juros	10.1.1.20.22.00 / 10.1.1.20.24.00 / 10.1.1.20.26.00 / 10.1.1.20.32.00

Esse quadro necessita de algumas considerações. Os itens operação de crédito, arrendamento mercantil e provisão para créditos de liquidação duvidosa possuem duas contas, a primeira encontra-se no Ativo Circulante e a segunda no Ativo Realizável a Longo Prazo.

O item Ativos Rentáveis é formado pelo somatório das contas Aplicações Interfinanceiras de Liquidez, Títulos e Valores Mobiliários e Instrumentos Derivativos, Operações de Crédito, Operações de Arrendamento Mercantil, Créditos por Avais e Fianças Honrados e Carteira de Câmbio, todas classificadas tanto no Ativo Circulante quanto no Realizável a Longo Prazo. A variável Ativos não Rentáveis foi calculada pela diferença entre Ativo Total e Ativos Rentáveis.

O item Receitas que não Rendem Juros é formado pela soma das contas Receitas de Prestação de Serviços, Resultado de Participação em Coligadas e Controladas e Outras Receitas Operacionais.

O item Despesas que não Rendem Juros é formado pelas contas Despesa de Pessoal, Outras Despesas Administrativas, Despesas Tributárias e Outras Despesas Operacionais.

Por ultimo, considerou-se para o cálculo do *market-share* a série 2052 – Operações de Crédito Totais do Sistema Financeiro obtida no sítio do BCB.

Uma vez aplicados todos os critérios mencionados na descrição das variáveis para a seleção dos bancos e definidas quais variáveis utilizar, a amostra resultante é formada por 64 instituições financeiras no período entre 2001:1 à 2012:2, com periodicidade trimestral, totalizando 2.944 observações em um painel balanceado.

3.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Precedeu-se, anteriormente à estimação do modelo, com os testes de raiz unitária das séries utilizadas. Para os dados em painel, utilizaram-se os testes LLC e IPS, cujos resultados encontram-se na Tabela 1.

Tabela 1 - Resultado dos testes de raiz unitária para dados em painel.

Variável	LLC		IPS	
	sem constante	com constante	com constante	IPS nodemean ¹
ILiq	-16,59*	-5,20**	-2,05*	-1,99*
Adm	-10,37*	-5,68	-0,093	-1,63***
Rec	-11,51*	-4,94**	-1,52***	-1,73*
ICob	-13,17*	-1,81**	-1,82*	-1,70**
Trib	-14,35*	-7,38	-1,99*	-1,74*
Rcred	-13,54*	-8,53**	-1,88*	2,09*
MKT	-16,04*	-20,40	-0,53	-1,73*
Qual	-13,44*	-5,95**	-2,11*	-2,14*
Oport	-13,09*	-6,04	-2,01*	-2,16*
PgImp	-14,10*	-7,97	-1,86*	-2,02*
Margem	-38,15*	-39,82*	-33,67*	-6,36*

¹ Esse teste omite a eliminação dos efeitos de tempo comuns.

Todos os testes foram realizados com 4 defasagens.

*** significativo a 10%

** significativo a 5%

* significativo a 1%

Ambos os testes consideram uma hipótese nula de que as todas as séries possuem raiz unitária. Entretanto o teste LLC é mais restritivo, assumindo uma hipótese alternativa de que todas as séries são estacionárias, não permitindo casos intermediários. Por outro lado, o teste IPS supre esta deficiência, pois possui a hipótese alternativa de que algumas das séries, mas não necessariamente todas, são estacionárias. Nota-se que, em sua maioria, as variáveis são estacionárias.

Como os testes tradicionais de raiz unitária para séries de tempo, ADF e Phillips-Perron – PP, são muito criticados por terem baixo poder estatístico e gerar distorções de tamanho, utilizou-se os testes $MADF^{GLS}$ e MPP^{OLS} . Elliott, Rothenberg e Stock (1996) demonstraram que é mais eficiente utilizar GLS para eliminar os termos deterministas. Ng e Perron (2001), complementarmente, sugeriram aplicar o critério Akaike modificado – MAIC para selecionar o número ótimo de defasagens. Entretanto, para obter um melhor desempenho, devem-se aplicar os dois métodos conjuntamente, GLS¹⁴ e MAIC. Recentemente, Perron e Qu (2007) demonstraram que, no caso do teste PP, o uso de OLS¹⁵ é mais eficiente. Para as séries de tempo representativas das variáveis macroeconômicas, foram utilizados, a princípio, os testes $MADF^{GLS}$ e MPP^{OLS} . Entretanto, somente a variável *VolSelic* foi estacionária ao nível de 5%.

Tabela 2 - Resultado dos testes de raiz unitária para a variável macroeconômica Volatilidade da Selic.

Variável	$MADF^{GLS}$		MPP^{OLS}			
	t-Statistic	P-valor	Mza	Valor Crítico (5%)	Mzt	Valor Crítico (5%)
VolSelic	-2,43	0,02	-10,04	-8,10	-2,23	-1,98

Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews 7.1

Ambos os testes foram realizados sob modelos com constante.

¹⁴ Do inglês Generalized Least Squares.

¹⁵ Do inglês Ordinary Least Squares.

Como o comportamento das demais séries sugere a presença de quebra estrutural, realizou-se o teste de Perron (1989) com seleção exógena¹⁶. Devido à multiplicidade de quebras apresentadas na série da taxa Selic, testou-se, inicialmente, uma quebra em 2003:2, porém, o teste resultou em raiz unitária com quebra de impulso. Posteriormente, testou-se outra quebra em 2005:3, a qual resultou em uma série estacionária. Para o IPCA e o PIB, testaram-se quebras em 2002:4 e 2002:2, respectivamente. Na Tabela 3, encontram-se os resultados dos testes.

Tabela 3 - Resultado do teste Perron (1989) com seleção exógena

Variável	Período da quebra	Perron (1989)			
		τ	λ	t-Statistic	Perron (5%)*
SELIC	2005:3	19	39%	-4,55	-2,83
IPCA	2002:4	8	15%	-5,17	-3,90
PIB	2002:2	6	11%	-3,46	-3,41

Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews 7.1

* Estatísticas obtidas em Perron (1989)

Os resultados sugerem que as séries Selic e IPCA são estacionárias com quebra de nível e o PIB é estacionário com quebra de nível e tendência.

3.3 MODELO ESTÁTICO ESTIMADO PARA O SPREAD

Com o propósito de identificar se o modelo possui efeitos fixos ou aleatórios, e assim, proceder à estimação mais adequada realizou-se o teste de Hausman. De acordo com os resultados, p-valor de 0,0011, rejeitou-se a hipótese nula de efeitos aleatórios e o modelo deve ser estimado com efeitos fixos. Assim, iniciou-se a estimação via Mínimos Quadrados Ordinários - MQO considerando o modelo completo representado pela equação (3). Deve-se frisar que a estimação considera as variáveis em logaritmo a fim de obter os coeficientes em termos de elasticidade e estabilizar a variância do erro.

Como não se obteve relevância estatística para todas as variáveis, as variáveis não significativas foram retiradas de forma individual e sequencial, com base na estatística t , até chegar-se a um modelo mais enxuto somente com variáveis significantes ao nível de 10%. Pelo fato do modelo possuir efeitos fixos, não se utilizou as variáveis *dummies* mencionadas no Quadro 3. Os resultados dessa estimação estão demonstrados na Tabela 4.

Tabela 4 - Resultado final da estimação do modelo por efeitos fixos

M	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.Interval]	
Adm	0,65	0,33	1,98	0,05	0,01	1,29
Rec	-2,55	1,34	-1,91	0,06	-5,17	0,07
Icob	0,14	0,03	4,23	0,00	0,07	0,20
PIB	0,05	0,02	2,96	0,00	0,02	0,09
IHH	0,76	0,35	2,15	0,03	0,07	1,46
Constante	4,76	0,26	18,35	0,00	4,25	5,27

F(63, 2875) = 2.72 Prob > F = 0.0000

Wooldridge - teste de autocorrelação para dados em painel – p-valor = 0,0729

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

¹⁶ Esse teste considera três tipos de quebras. Cada quebra é modelada por uma equação que possui uma versão sob a hipótese nula e outra sob a hipótese alternativa. Ambos os modelos possuem a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa de série estacionária com quebra. Os valores críticos são dados por Perron (1989) e dependem de $\lambda = \frac{\tau-1}{T}$, que consiste na fração de observações antes da quebra. A seleção exógena foi feita com base em análise gráfica.

O modelo resultante possui como variáveis explicativas e significantes as despesas administrativas, as receitas com serviços, o índice de cobertura, o nível de produção - PIB e o índice de concentração bancária - IHH. Desse total, as três primeiras representam aspectos individuais das instituições financeiras, o PIB indica o cenário macroeconômico e o IHH o setor bancário.

A despesa administrativa demonstrou-se significativa e positivamente relacionada com o *spread* bancário, sugerindo que essas despesas são repassadas aos tomadores de empréstimos, elevando as taxas de *spread*. Esse resultado tem respaldo nas análises realizadas por Koyama e Nakane (2002b), Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) e Bignotto e Rodrigues (2006). Sob outro ponto de vista, as despesas administrativas também têm destaque nas decomposições contábeis do *spread ex-post*, podendo obter uma participação relativa de até 22%, conforme Souza (2007). Esse resultado demonstra o peso que essas despesas exercem sobre as instituições financeiras, indicando que merecem destaque no gerenciamento administrativo dos bancos.

A receita com prestação de serviços mostrou-se negativamente relacionada com o *spread*. Embora Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) e Bignotto e Rodrigues (2006) também tenham identificado essa variável como sendo relevante em suas análises, o sinal obtido por esses autores foi positivo. Portanto, considera-se como justificativa para o coeficiente negativo encontrado neste artigo, o fato de que as tarifas bancárias exercem papel importante nas instituições financeiras, pois auxiliam na cobertura das despesas, eximindo a margem financeira de parte desses custos e possibilitando a redução dos *spreads*. O resultado obtido reafirma a hipótese de que bancos que arrecadam um volume maior de tarifas podem reduzir o valor do *spread*.

O índice de cobertura pode ter resultado em uma variável de destaque, visto que o banco que consegue cobrir as despesas administrativas em parte ou em sua totalidade com as tarifas de serviços bancários, deixa de utilizar parte da margem financeira para esse fim. Esse resultado corrobora a hipótese de que bancos com maiores índices de cobertura possuem *spread* mais elevado. Na literatura empírica sobre os determinantes do *spread* bancário, essa não foi uma variável comumente adotada, identificada apenas em Dantas, Medeiros e Capelletto (2011), que não encontrou relevância com o *spread ex-post*. Entretanto, dentre os estudos realizados com a medida *ex-ante* e que utilizaram como variáveis independentes as despesas administrativas e/ou as receitas com serviços, foi encontrada relação significativa e positiva para ambas¹⁷.

O nível de produto mensurado pelo PIB obteve resultado positivo e significativo como determinante do *spread ex-post*, fato esse que corrobora a hipótese de em um ambiente macroeconômico favorável as instituições financeiras obtêm *spreads* mais elevados. Um cenário econômico estável é marcado por taxas de juros mais baixas e menos voláteis, o que pode reduzir o risco de inadimplência e elevar a demanda por crédito, impactando positivamente no *spread* bancário. Dentre as estimações baseadas na métrica *ex-ante*, os resultados sobre o nível de produção mostrou-se ambíguo. Afanasieff, Lhacer e Nakane (2001 e 2002) e Oreiro et al. (2005) encontraram uma relação positiva e significativa, porém, com o uso dos indicadores crescimento do produto industrial e produto industrial, respectivamente. Em contraste, Koyama e Nakane (2002a), perceberam uma relação negativa entre o produto industrial e o *spread* bancário. Considerando a métrica *ex-post*, Dantas, Medeiros e Capelletto (2011) identificou uma relação significativa e positiva, utilizando o PIB como indicador e Guimarães (2002) não encontrou relação significativa entre o crescimento real do PIB e o *spread*.

O grau de concentração do sistema financeiro mostrou-se uma variável significativa e com um grande efeito sobre o *spread*, corroborando a hipótese de Ho e Saunders (1981) de que a estrutura de mercado é um fator extremamente importante na determinação do *spread* bancário, tendo em vista que um ambiente mais concentrado pode refletir um maior poder de mercado. Essa variável obteve relação positiva e significativa apenas em Dantas, Medeiros e Capelletto (2011), que utilizou o mesmo indicador IHH.

A constante apresentou-se significativa e positiva, com coeficiente de valor elevado, confirmando sua importância na composição total do *spread*. Segundo Ho e Saunders (1981) o *spread* puro traduzido

¹⁷ Cabe destacar que o índice de cobertura é calculado como a razão entre a receita com prestação de serviços e a despesa administrativa.

na constante representa as incertezas referentes aos descasamentos de prazos de ativos e passivos do banco. Por isso, o banco fica exposto ao risco de taxa de juros. Adicionalmente, existe a possibilidade de inadimplência por parte dos tomadores de empréstimos, fato esse que expõe o banco ao risco de crédito. Por ter de lidar com esses riscos, o banco sempre terá uma margem financeira positiva que será representada pelo *spread* puro.

Em relação aos resíduos da estimação, o teste para autocorrelação serial resultou em resíduos não correlacionados. Quanto à heterocedasticidade, conforme Greene (2008), em princípio, é desnecessária a realização do teste de heterocedasticidade, tendo em vista que se o modelo estiver correta e completamente especificado, então os efeitos individuais, γ_i , devem capturar a heterogeneidade, isto é, tendo por base o termo de erro composto da equação (5), $v_{it} = \gamma_i + \varepsilon_{it}$, dado que o modelo por efeitos fixos elimina o termo γ_i na estimação e que o termo ε_{it} é *i. i. d.*, pressupõe-se que os resíduos resultantes da estimação sejam homocedásticos.

3.4 MODELO DINÂMICO ESTIMADO PARA O *SPREAD*

Após a estimação do modelo estático, tentou-se incluir dinâmica no modelo, a fim de capturar o efeito inercial do *spread* bancário. Para isso, utilizou-se o estimador Sistema GMM em dois estágios de Blundell e Bond (1998). Como os testes de sobreidentificação podem ser enfraquecidos pela proliferação dos instrumentos, a matriz de instrumentos utilizada foi condensada (*collapse*) de forma a evitar esse problema. Os resultados dessa estimação podem ser observados na Tabela 5.

Tabela 5 - Resultado da estimação do painel dinâmico.

<i>M</i>	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.Interval]	
M_{t-1}	0,23	0,13	1,81	0,08	-0,02	0,48
Adm	0,55	0,31	1,76	0,08	-0,07	1,17
Icob	0,10	0,05	2,17	0,03	0,01	0,19
PIB	0,03	0,02	1,45	0,15	-0,01	0,07
<i>Market-Share</i>	-0,12	0,07	-1,69	0,10	-0,27	0,02
Constante	3,88	0,65	6,00	0,00	2,59	5,17

Arellano-Bond - AR(1): p-valor = 0.236
 Arellano-Bond - AR(2): p-valor = 0.170
 Teste de sobreidentificação de Sargan: p-valor = 1.000
 Teste de sobreidentificação de Hansen: p-valor = 1.000

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

A inclusão da variável dependente defasada trouxe algumas mudanças para os resultados. Inicialmente, nota-se que a receita com prestação de serviços não é mais significativa neste modelo. Depois, percebe-se a perda de significância do PIB e a troca da variável IHH pelo *Market-Share*. Adicionalmente, a margem defasada em um período mostrou-se relevante para a explicação do *spread*, demonstrando que a taxa de *spread* do período corrente depende da taxa do período anterior, ou seja, existe um efeito inercial no *spread* bancário. Segundo Dantas, Medeiros e Capelletto (2011), esse efeito é importante, principalmente, ao se considerar que o *spread ex-post* possui uma relação com o estoque de operações contratadas, refletindo toda a carteira da instituição e não apenas as operações contratadas naquele período.

Dentre as variáveis que permaneceram significantes, nota-se uma pequena variação em seus coeficientes: a despesa administrativa reduziu de 0,65 para 0,55, o índice de cobertura variou de 0,14 para 0,10 e a constante, que era 4,76, passou a ser 3,88. O PIB, apesar da perda de significância mudou de 0,05 para 0,03. Todas essas variáveis mantiveram o mesmo sinal do coeficiente.

Em relação ao *market-share*, Bignotto e Rodrigues (2006) encontraram resultado semelhante em seu estudo. Para eles, o coeficiente negativo dessa variável, apesar de contra intuitivo, pode ser explicado pelo fato de que bancos com uma maior participação em relação ao total de crédito da economia cobram um diferencial de taxas menor, podendo refletir ganhos de escala. Dessa forma, acredita-se que, nesse modelo, o IHH foi substituído pelo *market-share*, pois este não capta o efeito da estrutura de mercado sobre o *spread*, mas sim o efeito referente aos ganhos de escala dos bancos.

É importante ressaltar a irrelevância da taxa Selic no modelo estimado. Em grande parte dos estudos feitos para o *spread ex-ante*, a Selic foi identificada como variável significativa. Isso se deve ao fato de que essa medida é calculada a partir das expectativas das instituições financeiras para a concessão do crédito. Considerando que a Selic é altamente correlacionada com a taxa de CDB, essa medida torna-se muito mais suscetível a flutuações da taxa básica de juros da economia. Em contraste, a medida *ex-post*, trata de valores efetivamente realizados, não sendo afetada por mudanças de expectativas. Por consequência, a estabilidade do ambiente macroeconômico, mensurada pelo nível do produto, apresenta-se como uma medida mais adequada para explicar as oscilações do *spread ex-post*.

No que tange às análises efetuadas para o *spread ex-post* no Brasil, no Quadro 5, encontra-se um comparativo entre essas pesquisas e a realizada neste artigo:

Quadro 5 - Comparativo entre os resultados deste artigo e de outros estudos realizados para o Brasil.

Estudo	Período	Spread	Resultados
Aronovich (1994)	1ª Op. Crédito 1986 - 1992 ¹	<i>ex-ante</i>	Inflação(+), Choques Econômicos(+)
	2ª Op. Crédito 1986 - 1992 ²		Inflação(+), Nível da Atividade(-)
Koyama e Nakane (2002a)	1996 - 2001	<i>ex-ante</i>	IGP(+), Produto Industrial(-), Selic(+), <i>Spread over treasury</i> (+), Impostos(+), Requerimento de Reserva(+), D. Administrativa
Koyama e Nakane (2002b)	1994 - 2001	<i>ex-ante</i>	Selic(+), <i>Spread over treasury</i> (+), Impostos(+), Requerimento de Reserva(+), Despesa Administrativa
Afanasiëff, Lhacer e Nakane (2002)	1º Estágio 1997 - 2000	<i>ex-ante</i>	Despesa operacional(+), Captação sem custo de juros(+), Receita de Serviços(+), Banco Estrangeiro(-)
	2º Estágio 1997 - 2000		IGP(-), Cresc. Produto Industrial(+), Selic(+), <i>Spread over treasury</i> (+), Impostos(+)
Guimarães (2002)	1995 - 2001	<i>ex-post</i>	Bancos estrangeiros(-), Caixa e depósitos de curto prazo(+)
Oreiro et al. (2005)	1995 - 2003	<i>ex-ante</i>	Produto Industrial(+), Selic(+), Volatilidade Selic(+)
Bignotto e Rodrigues (2006)	2001 - 2004	<i>ex-ante</i>	IPCA(-), Selic(+), Despesa Administrativa(+), Risco de Juros(+), Risco de Crédito(+), Parcela de mercado(-), Liquidez(+), Receita Serviços(+), Compulsório(+), Ativo Total(+)
Dantas, Medeiros e Capelletto (2011)	2000 - 2009	<i>ex-post</i>	Risco de Crédito(+), Market-share(-), IHH(+), PIB(+)
Esta dissertação (2013)	2001 - 2012	<i>ex-post</i>	Despesa Administrativa(+), Receita Serviços(-), Índice de Cobertura(+), IHH(+), PIB(+)

Fonte: Leal (2006) com adaptações.

¹ Desconto de Duplicatas.

² Capital de Giro.

Percebe-se que os estudos divergem em diversos aspectos, dificultando uma comparação. Primeiro, eles utilizam tipos de *spread* diferentes, *ex-ante* e *ex-post*, sendo que até aqueles que tratam do mesmo tipo, possuem medidas diferenciadas. Outra divergência ocorre em relação ao período avaliado. Como já mencionado, definiu-se o período de análise em virtude dos dados da IFT terem início em Jan/2001. Adicionalmente, as pesquisas possuem bases de dados díspares e, conseqüentemente, metodologias de análises distintas. Todos esses aspectos podem produzir resultados heterogêneos. Entretanto, ao comparar os resultados obtidos nas análises que utilizaram o *spread ex-post*, percebe-se que esse estudo apresenta uma contribuição clara das variáveis microeconômicas. Acredita-se que os resultados alcançados neste artigo são importantes por evidenciarem que o *spread* bancário não depende somente do ambiente macroeconômico no qual está inserido e da estrutura do setor bancário. É importante considerar, também, os fatores individuais de cada instituição. Assim, fica evidente a importância e a necessidade de uma administração ativa e eficiente por parte dos bancos na obtenção de melhores resultados financeiros.

4 CONCLUSÃO

O objetivo principal deste artigo foi analisar os determinantes do *spread* bancário na economia brasileira utilizando como métrica o *spread ex-post*. Em vista disso, foram propostos três objetivos específicos, a saber, evidenciar o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o *spread*, explorar os efeitos de características específicas das instituições financeiras e averiguar os efeitos da variável representativa do sistema bancário. Com esse propósito, utilizou-se como arcabouço o modelo teórico de Ho e Saunders (1981) estendido por Angbazo (1997), devido a sua capacidade de inclusão de variáveis sem perda das características fundamentais.

O modelo foi estimado por meio de dados em painel. Foram realizadas duas estimações: a primeira considerou um modelo estático com efeitos fixos e, a segunda um modelo dinâmico com o estimador de Blundell e Bond (1998). Ambas consideraram uma amostra de 64 bancos com carteira comercial. O resultado obtido na primeira estimação conseguiu contemplar as três categorias de variáveis propostas como relevantes. Em relação aos aspectos individuais, manifestaram significância as despesas administrativas, as receitas com prestação de serviços e o índice de cobertura. Referente ao ambiente macroeconômico, destacou-se o nível de produção representado pelo PIB. E, por último, a variável representativa do grau de concentração do setor bancário, expressa pelo IHH. Além disso, comprovou-se a importância do *spread* puro na composição total do *spread* das instituições financeiras.

Visando a determinar se o modelo resultante é o mais apropriado para a análise realizada, tentou-se, ainda, a inclusão de dinâmica. Como resultado, constatou-se a relevância da variável dependente defasada, além da perda de significância da receita de serviços e do PIB. Ademais, a variável representativa do sistema bancário, IHH, foi substituída pelo *market-share* com inversão do sinal de seu coeficiente. Acredita-se que essa troca deve-se ao fato de que o *market-share*, neste modelo, não capta o efeito da estrutura de mercado sobre o *spread*, mas sim o efeito advindo dos ganhos de escala dos bancos.

Dentre os fatores que não apresentaram significância estatística em ambos os modelos, destaca-se a taxa Selic que foi importante para quase todos os estudos destinados à análise do *spread ex-ante*. Percebeu-se, ainda, que para o *spread ex-post* o cenário macroeconômico como um todo é mais influente do que a taxa Selic e suas oscilações.

Os resultados obtidos neste artigo contribuem para evidenciar a importância das variáveis microeconômicas na explicação do comportamento do *spread* bancário no mercado nacional. Considera-se, aqui, que não seja razoável supor que somente o ambiente econômico seja responsável pela determinação dos *spreads* das instituições financeiras independente das atitudes de sua administração. As decisões tomadas pelos bancos podem afetar sua rentabilidade. Nesse sentido, com uma administração eficiente, principalmente, no tocante às despesas administrativas e arrecadação de tarifas bancárias, pode-se ter efeito direto na obtenção de melhores resultados financeiros. Assim sendo, considera-se que os objetivos propostos foram alcançados, encontrando-se um modelo adequado de determinantes do *spread* bancário *ex-post* para o Brasil.

REFERÊNCIAS

- AFANASIEFF, Tarsila S.; LHACER, Priscila M. V.; NAKANE, Márcio I. The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil. **Money Affairs**, v.15, n. 2, p. 183–207, 2002.
- ANGBAZO, Lazarus. Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest Rate Risk and Off-Balance Sheet Banking. **Journal of Banking & Finance**, v. 21, n. 1, p. 55-87, 1997.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies Limited**, n. 58, p. 277-297, 1991.
- ARELLANO, M; BOVER, O. Another look at instrumental variables estimation of error-component models. **Journal of econometrics**, n. 115, p. 125-157, 1995.
- ARONOVICH, S. Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o spread bancário. **Revista Brasileira de Economia**, v. 48, n. 1, p. 125-140, 1994.
- BIGNOTTO, Fernando G.; RODRIGUES, Eduardo A. S. **Fatores de risco e o spread bancário no Brasil**. Banco Central do Brasil, n. 110. 2005. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps110.pdf>>. Acesso em: 29/07/12.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, 1998.
- BROCK, Philip. L.; SUAREZ, Liliana R. Understanding the behavior of bank spreads in Latin America. **Journal of Development Economics**, v. 63, p. 113-134, 2001.
- COSTA, Ana Carla A.; NAKANE, Márcio I. **Revisiting the methodology for the bank interest spread decomposition in Brazil: An Application of the Theory of Cost Allocation**. 2005. CEMLA. Disponível em:< <http://www.cemla.org/old/red/papers/redx-br-abrao.pdf>>. Acesso em 15/10/12.
- DANTAS, José A.; MEDEIROS, Otávio R.; PAULO, Edilson. Relação entre concentração e rentabilidade no setor. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 22, n. 55, p. 5-28, 2011.
- DANTAS, José A.; MEDEIROS, Otávio R.; CAPELLETTO, Lúcio R. **Determinantes do Spread Bancário Ex-Post no Mercado Brasileiro**. Banco Central do Brasil, n. 242. 2011. Disponível em:< <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps242.pdf>>. Acesso em: 08/07/12.
- DICK, Astrid. **Banking Spreads in Central America: Evolution, Structure, and Behavior**. HIID Development Discussion Papers, n. 694. 1999. Disponível em: <<http://www.incae.edu/EN/clacds/publicaciones/pdf/hiid694-cen120.pdf>>. Acesso em: 10/08/12.
- ELLIOTT, Graham; ROTHENBERG, Thomas J.; STOCK, James H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.
- Federação Brasileira de Bancos – FEBRABAN. **Noções de Gestão de Risco de Liquidez e Políticas de Contingência**. FEBRABAN, 2005. 37p.
- Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras – FIPECAFI. **Estudo sobre a estrutura da taxa de juros no Brasil, apuração do spread da indústria bancária**. FIPECAFI, 2004. 61p.

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

GREENE, Willian H. **Econometric Analysis**. 6 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008

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

HO, Thomas; STOLL, Hans R. On Dealers' Markets under Competition. **Journal of Finance**, v. 35, Papers and Proceedings, 1980.

HSIAO, Cheng. **Analysis of Panel Data**. 2 ed. New York: Cambridge University Press. 2003

KOYAMA, Sérgio Mikio; NAKANE, Márcio I. **O spread bancário segundo fatores de persistência e conjuntura**. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n. 18. 2002a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/notastecnicas/port/2002nt18fatoresestruturaiseconjuntura.jsp>>. Acesso em: 10/03/12.

KOYAMA, Sérgio Mikio; NAKANE, Márcio I. **Os determinantes do spread bancário no Brasil**. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n. 19. 2002b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/notastecnicas/port/2002nt19composicaodospread2p.pdf>>. Acesso em: 10/03/12.

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

LEVINE, Ross. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. **Journal of Economic Literature**, v. 35, p.688-726, 1997.

NAKANE, Márcio I. **Concorrência e spread bancário: uma revisão da evidência no Brasil**. Relatório de Economia Bancária e Crédito, Dezembro de 2003. Banco Central do Brasil, 2003. cap. 6. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/ftp/rel_economia_bancaria_credito.pdf>. Acesso em: 23/10/12.

NG, Serena; PERRON, Pierre. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.

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

PERRON, Pierre; QU, Zhongjun. A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron's unit root tests. **Economics Letters**, v. 94, p. 12–19, 2007.

PERRON, Pierre. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361–1401, 1989.

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