

**Pró-Reitoria de Pós-Graduação e Pesquisa
Programa de Pós-Graduação Stricto Sensu em Economia**

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

**Autor: Fernanda Dantas Almeida
Orientador: Prof. Dr. José Angelo Divino**

**Brasília - DF
2013**

FERNANDA DANTAS ALMEIDA

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

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Economia da Universidade Católica de Brasília, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Angelo Divino

Brasília
2013

A447d Almeida, Fernanda Dantas.

Determinantes do *spread* bancário *ex-post* no Brasil: uma análise de fatores micro e macroeconômicos. / Fernanda Dantas Almeida – 2012.

76f. : il. 30 cm

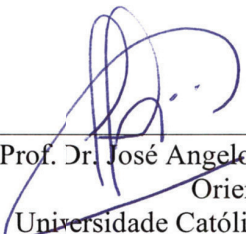
Dissertação (mestrado) – Universidade Católica de Brasília, 2013.

Orientação: Prof. Dr. José Angelo Divino

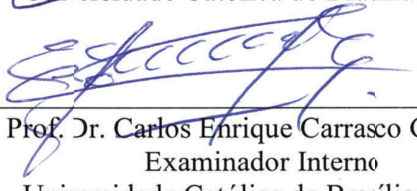
1. Bancos. 2. Economia. 3. Determinantes (Matemática). I. Divino, José Angelo, orient. II. Título.

CDU 336.71

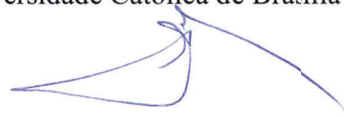
Dissertação de autoria de *Fernanda Dantas Almeida*, intitulada “Determinantes do Spread Bancário Ex-Post no Brasil: Uma Análise de Fatores Micro e Macroeconômicos”, requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia, defendida e aprovada, em 26 de março de 2013, pela banca examinadora constituída por:



Prof. Dr. José Angelo Costa do Amor Divino
Orientador
Universidade Católica de Brasília – UCB



Prof. Dr. Carlos Enrique Carrasco Gutierrez
Examinador Interno
Universidade Católica de Brasília – UCB



Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner
Examinador Externo
Universidade de Brasília- UnB

A minha família, em especial, a minha criatura favorita, pois sem eles nada disso seria possível.

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao Julio, companheiro de todas as horas, pela imensa paciência, apoio, incentivo e ajuda. Sem ele, todo esse processo teria sido muito mais difícil.

A minha mãe Ivonete por ter me mostrado a importância da educação e por tudo que fez por mim.

Ao meu irmão João Paulo, que apesar de ser mais novo é uma imensa fonte de inspiração e orgulho.

Aos meus avós Alzira e Varany por me mostrarem a importância da família em minha vida e por sempre me apoiarem e motivarem.

A minha amiga Taíze por estar sempre presente nos momentos que eu preciso e ter me dado uma grande ajuda na revisão desta dissertação.

Aos meus colegas de trabalho que foram extremamente compreensivos comigo.

A meu professor orientador José Angelo Divino por sua enorme paciência e imensa ajuda. Sem ele, eu com certeza não teria conseguido ir até o fim.

A banca examinadora pelos valiosos comentários e sugestões.

RESUMO

Referência: ALMEIDA, Fernanda Dantas. **Determinantes do *spread* bancário *ex-post* no Brasil**: uma análise de fatores micro e macroeconômicos. 2013. 76f. Dissertação de Mestrado em Economia – Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2013.

Esta dissertação tem como objetivo analisar os determinantes do *spread* bancário *ex-post* na economia brasileira. Para tanto, foram avaliadas 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). Esse modelo foi estimado empiricamente utilizando técnicas de dados em painel. A amostra cobriu 64 bancos com carteira comercial ativa no intervalo compreendido entre o primeiro trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2012. 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-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 último, mas não menos importante, o Índice *Herfindahl-Hirschman* indica que o sistema bancário mais concentrado oferece suporte a *spreads* mais elevados.

Palavras-chave: *Spread ex-post*. Instituição Financeira. Setor bancário.

ABSTRACT

The objective of this dissertation was to identify the major determinants of the ex-post banking spread in the Brazilian economy. Specific characteristics of the financial institutions, macroeconomic features of the economy, and microeconomic elements of the banking sector were all considered in the empirical analysis. The theoretical model was derived from Angbazo (1997), who extended the pioneer work by Ho and Saunders (1981). The model was empirically estimated using panel data techniques. The sample covered 64 commercial banks in the period from the first quarter of 2001 to the second quarter of 2012. The main results indicate that microeconomic variables, such as administrative expenses, revenue from services, and coverage index, play an important role as determinants of the ex-post banking spread. With respect to the macroeconomic environment, the positive effect coming from the Gross Domestic Product suggests that banking spreads are higher in scenarios of economic stability. Last but not least, the Herfindahl-Hirschman index reveals that higher ex-post banking spread is supported by more concentrated banking system.

Keywords: Spread ex-post. Financial Institution. Banking sector.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do spread bancário no Brasil	11
Figura 2 – Evolução da participação crédito/PIB.....	12
Figura 3 – Evolução da participação dos bancos públicos e privados no total de Operações de Crédito do SFN	13

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Variáveis significativas nas estimações de Ho e Saunders (1981) e Angbazo (1997).....	40
Quadro 2 - Variáveis utilizadas nos principais estudos realizados para o Brasil.	41
Quadro 3 - Relação entre as variáveis explicativas e o sinal esperado.....	54
Quadro 4 - Códigos das contas utilizadas no cálculo das variáveis explicativas.....	55
Quadro 5 - Comparação entre os sinais dos coeficientes esperados e obtidos	63
Quadro 6 - Comparativo entre os resultados desta dissertação e de outros estudos realizados para o Brasil.....	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas da Amostra	56
Tabela 2 - Resultado dos testes de raiz unitária para dados em painel.	58
Tabela 3 - Resultado dos testes de raiz unitária para a variável macroeconômica Volatilidade da Selic.	59
Tabela 4 - Resultado do teste Perron (1989) com seleção exógena.....	59
Tabela 5 - Resultado do Teste de Hausman	60
Tabela 6 - Resultado da estimação do modelo completo por efeitos fixos.....	61
Tabela 7 - Resultado final da estimação do modelo por efeitos fixos.....	62
Tabela 8 - Resultado da estimação por efeitos fixos e inclusão da variável dependente defasada.....	66
Tabela 9 - Resultado do Teste de Hausman para o modelo final.....	75
Tabela 10 - Resultado do Teste de Hausman para o modelo com a variável dependente defasada.....	75
Tabela 11- Resultados do teste de autocorrelação dos resíduos.....	76

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	9
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	14
2.1	METODOLOGIAS DE CÁLCULO E ANÁLISE DO <i>SPREAD</i> BANCÁRIO	14
2.2	LITERATURA EMPÍRICA SOBRE DETERMINANTES DO SPREAD BANCÁRIO NO BRASIL	17
3	METODOLOGIA	23
3.1	MODELO TEÓRICO	23
3.2	MODELO EMPÍRICO	32
3.3	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA SÉRIES TEMPORAIS.....	34
3.4	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL	36
3.5	TESTE DE HAUSMAN	37
4	RESULTADOS	40
4.1	DADOS	40
4.2	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	57
4.3	MODELOS ESTIMADOS PARA O SPREAD	60
5	CONCLUSÃO	69
	REFERÊNCIAS	71
	Apêndice A – Gráficos utilizados na escolha das quebras estruturais	74
	Apêndice B – Resultado dos testes de Hausman	75
	Apêndice C – Resultado do teste de autocorrelação dos resíduos para o modelo resultante da estimação da equação (27)	76

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. 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.

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, esta dissertação 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, o Índice *Herfindahl-Hirschman* – IHH. 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. Com base no exposto, acredita-se que esta dissertação possa contribuir para avanços na discussão sobre os determinantes do *spread* bancário concernente à mensuração *ex-post*.

Em relação ao conceito de *spread* bancário, há na literatura 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

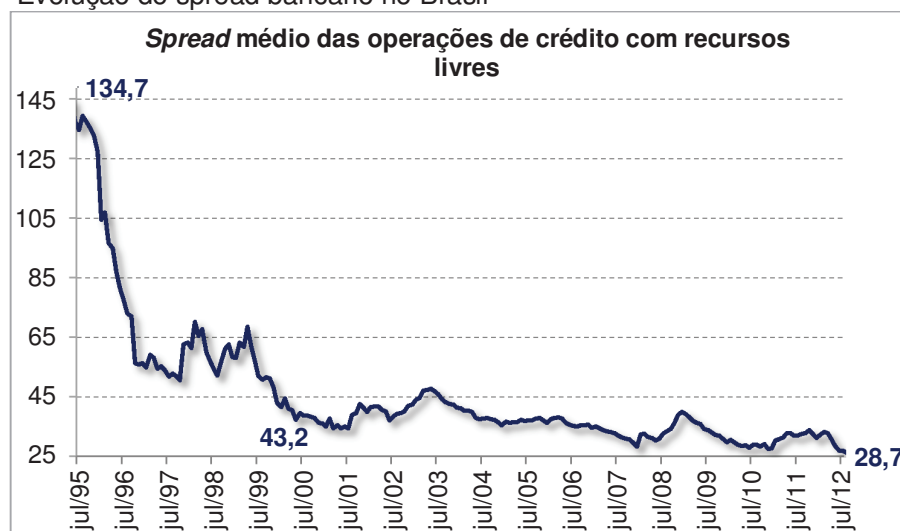
depósito. Sob a ótica dos bancos, Leal (2006) considera que o *spread* consiste na diferença entre as receitas de aplicações em concessões de crédito e a despesa associada aos recursos que financiam essas concessões, sendo um importante componente do lucro bancário. É relevante destacar a diferença entre 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.

Quanto à evolução do *spread* bancário no Brasil, os níveis elevados de suas taxas 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, como ilustra a Figura 1, ocorreu uma acentuada queda iniciada em 1995, na qual partiu de uma taxa de 134,7% a.a. e alcançou 43,2%, a.a. em Dez/1999. Após o ano 2000, verificou-se uma trajetória estável, na qual se atingiu uma média de 38,6% a.a. entre 2000 e 2006.

¹ PIB: Produto Interno Bruto.

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

Figura 1 – Evolução do spread bancário no Brasil

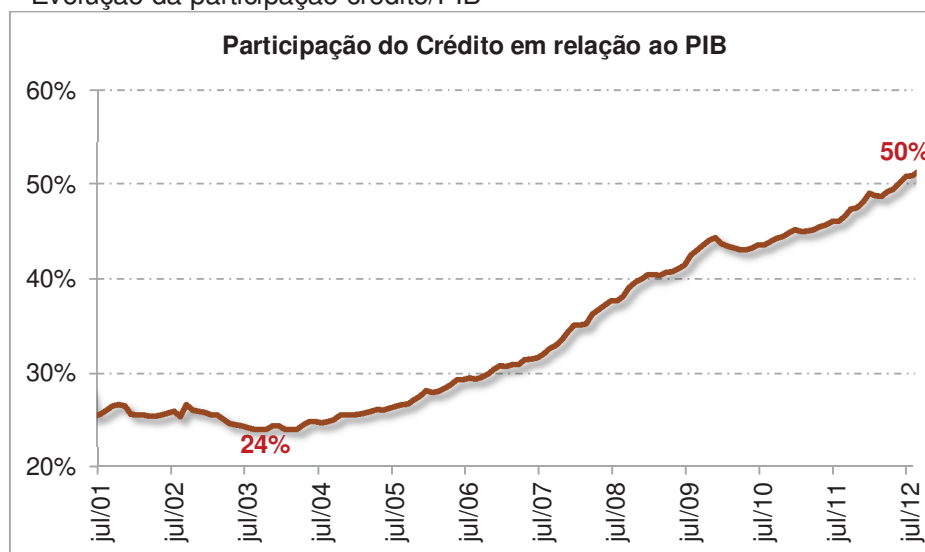


Fonte: Banco Central do Brasil, adaptado³

Já a oferta de crédito apresentou trajetória crescente no período imediatamente após implantação da nova moeda. Não obstante, esta trajetória não se sustentou e o crédito voltou a diminuir no período entre 1995 e 2003, chegando a uma relação crédito/PIB de 24% em Jul/2003, conforme Figura 2. A partir de 2004, todavia, recuperou o crescimento, alcançando 50% em Jul/2012. 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.

³ Gráfico elaborado a partir da série 3955, baseada no *spread ex-ante* que é calculado como o diferencial entre as taxas de juros consolidadas das operações de crédito, contempladas na Circular 2.957/1999, e os custos de captação.

Figura 2 – Evolução da participação crédito/PIB

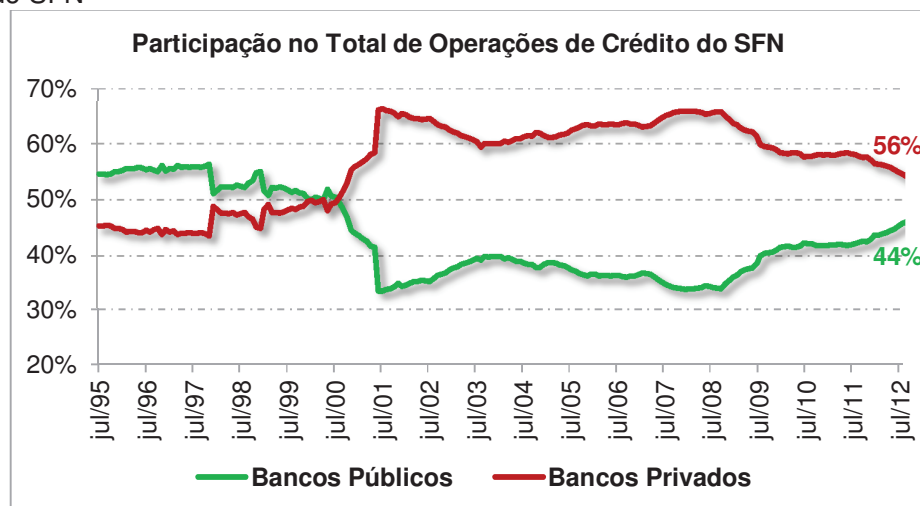


Fonte: Banco Central do Brasil, adaptado⁴

O governo brasileiro iniciou, em 2012, 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 taxa média de 30% a.a., com mínima de 28,7% a.a. em Jul/2012, conforme Figura 1. Essa estratégia resultou em aumento da participação do crédito das instituições públicas que alcançaram 44% do total do Sistema Financeiro Nacional – SFN, enquanto as instituições privadas, nacionais e estrangeiras, obtiveram 56%, como pode ser visto na Figura 3. 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*.

⁴ Gráfico elaborado a partir da série 17474. Esse gráfico começa no ano 2001, pois a série 17474 somente teve início em 01/01/2001.

Figura 3 – Evolução da participação dos bancos públicos e privados no total de Operações de Crédito do SFN



Fonte: Banco Central do Brasil, adaptado⁵

Nesse contexto, no primeiro capítulo, foi realizada a introdução com um breve histórico do *spread* bancário, demonstrando a importância das instituições financeiras para a economia de um país e apresentando os objetivos dessa pesquisa. No segundo capítulo, delimitaram-se as metodologias de cálculo e análise do *spread* bancário, abordando características mais importantes de cada uma. Adicionalmente, realizou-se a revisão da literatura considerando os estudos mais relevantes na literatura empírica brasileira tendo como base as medidas *spread ex-ante* e *ex-post*. O terceiro capítulo apresenta o modelo teórico, no qual esta dissertação fundamentou-se, e discorre sobre a metodologia de estimação e testes realizados para as variáveis do modelo empírico. O quarto e último capítulo é responsável por definir todas as variáveis utilizadas no modelo, bem como por realizar as estimativas, com posterior apresentação e discussão dos resultados obtidos.

⁵ Gráfico elaborado a partir das séries 2007, 2052 e 2043.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Dentre os diversos conceitos existentes na literatura econômica, a presente dissertação parte do pressuposto que o *spread* bancário corresponde à diferença entre as receitas com operações de crédito a as despesas de captação associadas aos recursos que financiam essas concessões. Todavia, não basta apenas delimitar o conceito, deve-se também identificar os diferentes modos de mensuração e análise. Para melhor tratar essas definições, este capítulo foi dividido em duas partes. A primeira discorre sobre as metodologias de cálculo e análise do *spread*, visando a facilitar o entendimento das demais sessões. A segunda realiza a revisão da literatura abordando, sobretudo, os métodos adotados e resultados obtidos nos principais trabalhos para o Brasil.

2.1 METODOLOGIAS DE CÁLCULO E ANÁLISE DO *SPREAD* BANCÁRIO

Para mensuração do *spread*, Leal (2006) propõe três tipos de classificações de acordo com:

- Abrangência da amostra: agregada ou desagregada;
- Conteúdo: se contém ou não receitas de tarifas;
- Origem da informação: *ex-ante* ou *ex-post*.

Inicialmente, em relação à abrangência da amostra, cabe ressaltar a metodologia de cálculo do indicador oficial do Banco Central do Brasil - BCB. Segundo Nakane e Costa (2005), o indicador calculado pelo BCB é construído a partir da agregação de informações de vários bancos e modalidades de operações de crédito. Portanto, ao tratar de diversas modalidades distintas, é relevante identificar quais são consideradas no cálculo do indicador geral e em que medida seus respectivos pesos, nessa agregação, podem influenciar os resultados. Referente à abrangência dos bancos, deve-se verificar que tipo de agregação é utilizado para o cálculo, isto é, contemplam-se todos os bancos ou apenas um subconjunto formado por características específicas como, por exemplo, tamanho. Ainda sobre essa temática, Brock e Suarez (2000) atentaram para o fato de que pode ser enganoso o foco em agregados para entender o comportamento do *spread*, principalmente,

considerando o fato de que o indicador geral não reflete a diversidade de comportamento entre os bancos.

No que se refere ao conteúdo, é muito importante identificar qual é a definição dada às taxas de receita e de despesa de intermediação financeira utilizadas no cálculo do *spread*. Segundo Leal (2006), deve-se averiguar se o indicador de *spread* utilizado na análise contempla tarifas e comissões cobradas pelos bancos de seus clientes. No caso específico do *spread ex-ante*, o indicador não inclui estes custos indiretos devido a dificuldade de obtenção das informações.

Concernente à origem dos dados utilizados, a mensuração do *spread* apresenta duas formas distintas: *ex-ante*, e *ex-post*. A primeira é medida a partir das expectativas das instituições financeiras para a concessão do crédito, anteriormente à realização de seu resultado. A segunda é apurada em função dos valores efetivamente realizados das receitas de intermediação financeira e dos custos de captação, refletindo o resultado real da intermediação financeira.

O *spread ex-ante* é calculado com base na diferença entre as taxas de juros de empréstimo e captação, a partir de informações sobre as operações bancárias. O BCB calcula o *spread ex-ante* como sendo a diferença entre a taxa de empréstimo média e a taxa de captação média consolidada. Para esse cálculo são consideradas sete modalidades de operações de crédito para Pessoa Jurídica - PJ⁶ e quatro modalidades para Pessoa Física - PF⁷. As medidas de taxas de empréstimo ou captação podem apresentar diferentes definições. Franken (2003) diferencia as operações de crédito de acordo com o prazo. Nakane e Costa (2005) as diferenciam pela classificação de risco do tomador e também adotam medidas distintas para a taxa de captação. Eles consideram três medidas utilizadas na comparação internacional: taxa paga sobre depósitos, taxa praticada pelo mercado monetário e taxa de remuneração dos títulos públicos.

Quanto ao *spread ex-post*, esse é calculado a partir de dados contábeis e representa a margem realizada pelos bancos com operações de crédito. Por isso, é interpretado como um importante componente do lucro dos bancos. Embora seja considerado um indicador da eficiência do setor financeiro, Leal (2006) atenta para o fato de que uma redução no *spread ex-post* não significa, necessariamente, melhora

⁶ *Hot Money*, desconto de duplicatas, desconto de notas promissórias, capital de giro, conta garantida, aquisição de bens e *vendor*.

⁷ Cheque especial, crédito pessoal, aquisição de bens veículos e aquisição de outros bens.

da eficiência da intermediação financeira. Segundo o autor, um aumento da inadimplência, impacta diretamente na redução da receita. Neste caso, o *spread* diminui devido a menor eficiência da intermediação financeira e não o contrário. O cálculo do *spread ex-post* pode apresentar diferentes métodos de mensuração. Ho e Saunders (1981), bem como Angbazo (1997) consideraram o *spread* como sendo a diferença entre a receita de juros sobre os ativos bancários e a despesa de juros sobre os passivos bancários ponderados pelo valor médio dos ativos rentáveis⁸. Demirguç-Kunt e Huizinga (1999) adotaram como medida de *spread* o percentual que a margem líquida de intermediação⁹ representa sobre o ativo total. Um estudo realizado pela Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras – FIPCAFI em 2004 considerou duas medidas diferenciadas. A primeira, denominada *spread*, foi calculada a partir da diferença entre as receitas de operação de crédito e o custo de captação em relação ao volume de capital emprestado. De forma similar, a segunda, denominada margem, é expressa como a razão entre o resultado da operação de crédito (diferença entre as receitas de operação de crédito e o custo de captação) e o total das receitas de operação de crédito.

Dentro desse enfoque, Brock e Suarez (2000), apresentaram seis alternativas de indicadores que são subdivididos em duas categorias. A primeira abrange uma conceituação específica (*n*), que utiliza, do lado do ativo, as contas de empréstimos (*EMP*) do lado do ativo e as contas de depósitos (*DEP*). A segunda categoria possui uma conceituação mais ampla (*w*), contemplando, não somente as operações de empréstimos e depósitos, mas todas as operações que rendem juros, sejam elas ativas (*At_j*) ou passivas (*Pa_j*).

$$1n = (\text{juros recebidos}/EMP) - (\text{juros pagos}/DEP) \quad (1)$$

$$1w = (\text{juros recebidos}/At_j) - (\text{juros pagos}/Pa_j) \quad (2)$$

$$2n = (\text{juros mais comissões recebidos}/EMP) - (\text{juros mais comissões pagos}/DEP) \quad (3)$$

$$2w = (\text{juros mais comissões recebidos}/At_j) - (\text{juros mais comissões pagos}/Pa_j) \quad (4)$$

$$3n = (\text{juros recebidos em empréstimos}/EMP) - (\text{juros pagos em depósitos}/DEP) \quad (5)$$

$$4w = (\text{juros recebidos} - \text{juros pagos})/\text{Ativo Total} \quad (6)$$

⁸ Esta medida de *spread* também é denominada *mark-up*.

⁹ Diferença entre a receita e a despesa de intermediação financeira.

Existem, ainda, outros indicadores como o proposto por Laeven e Majnoni (2003) que realiza o cálculo do *spread ex-post* para um segmento homogêneo de bancos, corrigindo os efeitos da inflação e considerando o volume de crédito e depósitos no período atual e anterior. Entretanto, esta medida apresentou a desvantagem de não conseguir representar todo o setor. Apesar dos problemas metodológicos na mensuração do *spread ex-post*, Demirguç-Kunt e Huizinga (1999) o consideram mais adequado para comparações internacionais, pois esse é apurado com base em dados contábeis públicos. Entretanto, no Brasil, a maior parte dos estudos sobre *spread* é baseada no *spread ex-ante*.

Visualizando por outra temática, uma das maneiras de analisar o comportamento do *spread* bancário é por meio de sua evolução, ou seja, mediante acompanhamento da medida ao longo do tempo. Dick (1999) adota outras duas formas de análise empírica: por determinantes e por estrutura. A estrutura procura explorar os diversos componentes do *spread* bancário, por meio de modelos de decomposição contábil. Nesses modelos, geralmente, são considerados as despesas operacionais, a inadimplência, a tributação, o lucro e as receitas líquidas de serviços. Por outro lado, a análise realizada pelos determinantes consiste em investigar os efeitos quantitativos sobre o *spread* oriundos de modificações em outras variáveis, podendo utilizar, para isso, estimativas econométricas.

2.2 LITERATURA EMPÍRICA SOBRE DETERMINANTES DO SPREAD BANCÁRIO NO BRASIL

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 realizou estimativas por meio de Mínimos Quadrados Ordinários - MQO e Mínimos Quadrados em 2 Estágios – MQ2E com o uso de dados trimestrais para o período entre 1986 e 1992. Utilizou-se, ainda, uma amostra agregada por bancos, mas desagregada por operação de crédito, optando por apenas duas: operações de desconto de duplicatas e de capital de giro. Por isso, os dois indicadores de *spread* empregados foram mensurados a partir da razão entre a taxa de empréstimo de cada modalidade e a taxa de remuneração do CDB e da letra de câmbio. 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 agregados no período entre 1996 e 2001. O indicador utilizado consistiu na diferença entre a taxa de juros de operações ativas pré-fixadas no segmento livre e a taxa de captação de CDB de 30 dias. A estimação foi realizada por meio de modelos ARFIMA¹⁰ e os 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 medida pela média diária capitalizada mensalmente do *yield spread* do C-Bond sobre os títulos do tesouro americano. Posteriormente, Koyama e Nakane (2002b) investigaram as variações dos componentes da decomposição contábil realizada pelo BCB mediante um modelo de Vetor Auto Regressivo – VAR. Quanto aos resultados, os autores concluíram pela significância estatística das variáveis: Selic; despesas administrativas; impostos indiretos e o risco macroeconômico medido pelo *spread* do rendimento dos C-Bonds sobre o rendimento do título do Tesouro americano com mesma maturidade.

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 agregados de 1997 a 2000. Com esse propósito, foi utilizada a metodologia de dados em painel desbalanceado, realizando uma regressão em dois estágios - MQ2E. Assim como Koyama e Nakane (2002a), a medida de *spread ex- ante* utilizada foi dada pela diferença da taxa média das operações livres pré-fixadas pela taxa de captação do CDB de 30 dias. 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

¹⁰ O modelo ARFIMA baseia-se no modelo autoregressivo integrado a média móvel (ARIMA) em que o parâmetro grau de diferenciação da série pode assumir valores não inteiros.

mostrou-se relevante, porém, negativa. Uma característica específica analisada por eles foi a variável *dummy* indicativa de bancos estrangeiros, a qual confirmou-se significativa e negativa. Ainda sobre esse estudo, os autores confrontaram fatores macro ou microeconômicos, encontrando maior relevância para as variáveis macroeconômicas na explicação do comportamento do *spread* bancário no mercado nacional.

Embasados nos resultados anteriores, 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. Aplicou-se o indicador de *spread* médio das operações de crédito com recursos livres pré-fixados¹¹ disponibilizado pelo BCB. 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 agregados para o período entre 2001 e 2004. Esses dados foram organizados em painel e a estimação foi feita pelo método de um estágio com Mínimos Quadrados Generalizados - MQG. A medida de *spread* utilizada foi mensurada baseada na diferença entre a taxa média de empréstimos com recursos livres domésticos¹² e a taxa média de captação por banco no último mês do trimestre. Ambas as taxas foram calculadas ponderadas pelo volume de cada modalidade. Os resultados obtidos indicam a relevância estatística positiva das variáveis despesas administrativas, receitas com serviços, tamanho da instituição, compulsório, ativo total¹³, risco de crédito, risco de juros e taxa Selic. Do ponto de vista das variáveis negativamente

¹¹ Mesma medida utilizada por Koyama e Nakane (2002a) e Afanasieff, Lhacer e Nakane. (2002).

¹² Para essa medida foram consideradas as taxas pré-fixadas.

¹³ O ativo total foi utilizado como uma *proxy* para o tamanho dos bancos.

relacionadas com o *spread*, destacaram-se o *market-share* e a inflação medida pelo IPCA¹⁴.

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 agregados de 1995 a 2001 e estimada por meio de um modelo econométrico via MQO. Para a estimação, empregou-se uma medida de margem líquida mensurada pela diferença entre a receita e a despesa de juros ponderada pelo ativo total¹⁵. 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 contempla dados agregados, calculando 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, esses oriundos de bancos com carteira de crédito ativa e estimada por um modelo de painel dinâmico. Da estimação, constatou-se que o *spread ex-post* possui relação significativa com o risco de crédito, grau de

¹⁴ Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo.

¹⁵ Essa medida de margem líquida não engloba receitas com prestação de serviços.

concentração bancária, nível da atividade econômica e a participação relativa de cada instituição. Essa última obteve coeficiente significativo, porém, negativo.

Cabe destacar aqui, o estudo realizado pela FIPECAFI em 2004 e aprimorado em 2005, sob encomenda da Federação Brasileira de Bancos - FEBRABAN. Apesar de sua análise ter se desenvolvido sobre um modelo de apuração da estrutura do *spread* bancário, o relatório apresentou resultados importantes sobre a medida de *spread ex-post*, destacando-se os impostos, as provisões, o Fundo Garantidor de Crédito – FGC e as despesas operacionais e com pessoal. Considerou-se no estudo, a decomposição contábil para seis modalidades de operação de crédito PF¹⁶ e sete modalidades PJ¹⁷, as quais não se restringiram às operações de crédito com recursos livres. O relatório identificou que a apuração de resultados por produto é mais complexa em empresas financeiras do que em empresas não financeiras, registrando que as instituições financeiras estão focadas na “gestão por cliente”. Por essa razão, pode haver viés nos resultados da análise efetuada por produto, principalmente, ao se considerar os subsídios cruzados¹⁸. Esse aspecto pode ser um limitador para a análise subdividida por produto, embora demonstre a importância da análise por tipo de cliente, segmentando os resultados entre PF e PJ.

Com base nas 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*.

Em síntese, os resultados analisados para a medida *ex-ante* indicam que, dentre os diversos indicadores do ambiente macroeconômico, há uma persistência da taxa Selic como variável explicativa, apresentando, em grande parte dos estudos, relação positiva e significativa com o *spread*. As evidências sugerem que esse comportamento ocorre devido à alta correlação entre a taxa Selic e a taxa de

¹⁶ Crédito pessoal, cheque especial, CDC veículos, CDC geral, empréstimo em folha de pagamento e crédito rural.

¹⁷ Descontos de duplicatas e cheques, operações de hot money, empréstimo de capital de giro, conta garantida, crédito rural, repasse BNDES/FINAME, operações ACC.

¹⁸ O subsídio cruzado consiste na renúncia de receita de um determinado produto em detrimento de uma maior margem de ganho em outro, para o mesmo cliente.

remuneração da principal fonte de captação dos bancos – o CDB¹⁹ – haja vista que os bancos tendem a aumentar as taxas das operações de crédito à medida que há aumento no custo de captação. Outro fator que merece destaque é o risco macroeconômico. Koyama e Nakane (2002a e 2002b) e Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) mensuraram esse risco por meio do *spread over treasury* e encontram uma relação positiva e significativa. Do mesmo modo, Oreiro et al. (2005) obteve resultado semelhante ao considerar a volatilidade da taxa de juros. Variáveis como inflação e nível de produto não exibiram resultados conclusivos, podendo apresentar diferença em sinais de acordo com a medida utilizada.

Por outro lado, as variáveis microeconômicas, apresentaram coeficientes positivos e significativos no que tange as despesas administrativas e as receitas com serviços. Em relação ao tamanho do banco, o resultado mostrou-se dependente da medida utilizada, manifestando significância apenas quando representado pelo ativo total. Outra característica individual que demonstrou relevância foi o tipo de propriedade, indicando que bancos estrangeiros possuem menores *spreads*. Apesar de que, ao classificar as instituições nacionais entre públicas e privadas, os bancos públicos apresentaram *spreads* inferiores aos dos bancos estrangeiros.

¹⁹ Os Certificados de Depósito Bancário - CDB são títulos privados, emitidos pelos bancos comerciais e representativos de depósitos a prazo feitos pelo cliente. Muitos desses certificados possuem sua rentabilidade atrelada ao Certificado de Depósito Interbancário – CDI que é altamente correlacionado com a taxa Selic.

3 METODOLOGIA

Nesta parte descreve-se o modelo teórico proposto por Ho e Saunders (1981) sobre determinantes do *spread* bancário *ex-post*, o qual fundamentou esta dissertação. 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 *hedge* (equilíbrio da maturidade do ativo e passivo) e da teoria econômica da firma (maximização da utilidade esperada do lucro), considerando o banco como negociador avesso ao risco.

3.1 MODELO TEÓRICO

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 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.

De acordo com esses autores, o banco possui três componentes em seu *portfólio* de riqueza, designado na equação por W . O primeiro é sua riqueza base, chamada de Y , que é reinvestida em um *portfólio* diversificado. O segundo é o estoque líquido créditos, indicado como I e definido como a diferença entre os valores de mercado dos empréstimos e dos depósitos, $I = L - D$. Ambos possuem uma data de vencimento que acontece após o período de decisão. Pela possibilidade de descasamento entre esses vencimentos, o estoque líquido de créditos está sujeito ao risco da taxa de juros. A última componente é sua posição no mercado monetário²⁰, representada por C e tida como a diferença entre os empréstimos concedidos e tomados no mercado de crédito, C^L e C^B respectivamente, cujo vencimento também ocorre após o período de decisão. Assim, o *portfólio* de riqueza de um banco ao final do período de decisão é dado como:

²⁰ Pode ser entendido como caixa líquido de curto prazo, isto é, a posição líquida de um banco em títulos públicos, aplicações interfinanceiras ou quaisquer aplicações de curto prazo.

$$\tilde{W} = \tilde{Y} + \tilde{I} + C \quad (7)$$

onde:

$$W = (1 + r_Y)Y_0 + Y_0\tilde{z}_Y$$

$$I = (1 + r_I)I_0 + I_0\tilde{z}_I$$

$$C = (1 + r)C_0$$

em que:

W : portfólio de riqueza;

Y : riqueza base;

I : estoque líquido de créditos;

C : posição no mercado monetário;

r_Y : taxa de retorno esperada da riqueza inicial;

r_I : taxa de retorno esperada do estoque líquido de créditos;

r : taxa de retorno esperada da posição no mercado monetário;

\tilde{z}_Y e \tilde{z}_I : são variáveis aleatórias que impactam nas taxas de retorno

\tilde{z}_Y e \tilde{z}_I são normalmente distribuídos com $E(\tilde{z}_Y) = E(\tilde{z}_I) = 0$ e estacionários em relação a todos os parâmetros econômicos do modelo. Os retornos possuem distribuição normal bivariada.

O banco recebe depósitos e concede empréstimos de forma passiva, isto é, definem-se os preços dos depósitos e empréstimos, P_D e P_L , e suas quantidades são obtidas de forma exógena. Os preços são definidos como:

$$P_L = p - b$$

$$P_D = p + a$$

onde p é uma suposição feita pelo banco do preço “verdadeiro” dos depósitos ou empréstimos, e a e b são taxas pela provisão do serviço imediato. Esses preços são definidos no início do período e permanecem inalterados até o fim. Assume-se, então, que ocorre ao menos um depósito ou empréstimo neste período com o mesmo tamanho Q . Vale destacar, que o tamanho da transação é dado em valores

monetários e que, caso haja vários depósitos ou empréstimos, Q será a soma de todas as transações ocorridas.

Ainda Segundo Ho e Saunders (1981), a probabilidade da ocorrência de novos depósitos, λ_a , ou empréstimos, λ_b , é dada por um processo de Poisson e depende das respectivas taxas a e b , ou seja, se houver aumento em a , o preço P_D também aumentará, desestimulando novos depósitos. Por outro lado, um aumento em b provoca uma queda em P_L , estimulando a demanda por empréstimos. Dessa forma, o banco pode exercer influência na probabilidade de novos depósitos e empréstimos por meio da manipulação destas taxas e, conseqüentemente, do *spread* de juros $s = a + b$.

Considera-se que o banco lida com duas incertezas, a saber, o prazo de vencimento dos depósitos e empréstimos e a ocorrência de novas transações. A primeira incerteza expõe o banco ao risco de taxa de juros sempre que houver descasamento nos prazos de ativos e passivos ao final do período de decisão. A segunda aumenta a sensibilidade do banco ao risco das taxas das aplicações de curto prazo, pois, caso ocorram entradas de depósitos sem simultâneas operações de crédito, o banco terá de investir esse montante em ativos de curto prazo. Da mesma forma, caso haja aumento da demanda por empréstimos sem a contrapartida de novos passivos, o banco terá de recorrer a empréstimos no mercado creditício a fim de adquirir fundos.

Nesse sentido, dado que as chegadas de novos depósitos e empréstimos afetam a exposição ao risco de taxa de juros e, assim, a sua riqueza final, Ho e Saunders (1981) consideram que o problema de decisão de um banco é maximizar a utilidade esperada de sua riqueza por meio de um *spread* considerado ótimo, s^* , isto é, mediante as taxas de depósitos e empréstimos, a e b . Assim, com base na equação (7), a função de utilidade esperada dos bancos é aproximada por meio da expansão de Taylor em torno do nível do *portfólio* esperado $\tilde{W} = E(W_0)$:

$$EU(\tilde{W}) = U(W_0) + U'(W_0)E(\tilde{W} - W_0) + \frac{1}{2}U''(W_0)(\tilde{W} - W_0)^2 \quad (8)$$

$$EU(\tilde{W}) = U(W_0) + U'(W_0)r_W W_0 + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2 I_0^2 + 2\sigma_{IY} I_0 Y_0 + \sigma_Y^2 Y_0^2) \quad (9)$$

onde

$$r_W = r_Y \frac{Y_0}{W_0} + r_I \frac{I_0}{W_0} + r \frac{C_0}{W_0}$$

W_0 : portfólio inicial;

Y_0 : riqueza base;

I_0 : estoque líquido de créditos inicial;

C_0 : posição inicial no mercado monetário;

r_W : taxa de retorno esperada do portfólio inicial;

r_Y : taxa de retorno esperada da riqueza inicial;

r_I : taxa de retorno esperada do estoque líquido de créditos;

r : taxa de retorno esperada da posição no mercado monetário;

σ_I^2 : variância do estoque líquido de créditos;

σ_Y^2 : variância da riqueza;

σ_{IY} : covariância entre estoque líquido de créditos e riqueza.

Assume-se que a função de utilidade do banco é contínua e diferenciável com $U' > 0$ e $U'' < 0$. Além disso, considera-se que as variâncias do estoque líquido de créditos e da riqueza representam as incertezas com as quais o banco tem de lidar.

Quando um novo depósito de tamanho Q é realizado, o estoque líquido de crédito será $I_0 - Q$ e sua posição no mercado de crédito será $C_0 + Q + aQ$, onde a é a taxa cobrada pelo depósito de acordo com seu tamanho. Substituindo na equação (9):

$$\begin{aligned} EU(\tilde{W} | \text{um novo depósito}) &= U'(W_0)aQ + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2 Q^2 + 2\sigma_I^2 Q I_0) + U(W_0) + \\ &U'(W_0)r_W W_0 + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2 I_0^2 + 2\sigma_{IY} I_0 Y_0 + \sigma_Y^2 Y_0^2) \end{aligned} \quad (10)$$

onde assume-se que a segunda ordem das taxas de depósito são insignificantes e que $r_I = r - \frac{1}{2} \frac{U''}{U'} \sigma_{IY}$.

Da mesma forma, quando um novo empréstimo de tamanho Q é concedido, o estoque líquido de crédito será $I_0 + Q$ e sua posição no mercado de crédito será $C_0 - Q + bQ$, onde b é a taxa cobrada pelo empréstimo. Substituindo na equação (9):

$$\begin{aligned} EU(\tilde{W} | \text{um novo empréstimo}) &= U'(W_0)bQ + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2 Q^2 + 2\sigma_I^2 Q I_0) + \\ &U(W_0) + U'(W_0)r_W W_0 + \frac{1}{2}U''(W_0)(\sigma_I^2 I_0^2 + 2\sigma_{IY} I_0 Y_0 + \sigma_Y^2 Y_0^2) \end{aligned} \quad (11)$$

Dado que a probabilidade de novas transações é dada por λ_a e λ_b , tem-se:

$$EU(\tilde{W}|a, b) = \lambda_a EU(\tilde{W}|um\ novo\ depósito) + \lambda_b EU(\tilde{W}|um\ novo\ empréstimo) \quad (12)$$

Considerando que a demanda por empréstimos e a oferta por depósitos são lineares e simétricas:

$$\lambda_a = \alpha - \beta_a \quad (13)$$

$$\lambda_b = \alpha - \beta_b \quad (14)$$

Uma vez que as taxas a^* e b^* são definidas de forma a maximizar a utilidade esperada da riqueza, as condições de primeira ordem serão:

$$\frac{\partial EU}{\partial a}(\tilde{W}/a^*, b^*) = 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial EU}{\partial b}(\tilde{W}/a^*, b^*) = 0 \quad (16)$$

Substituindo as equações (10), (11), (12) e (13), na equação (15), essa se torna:

$$-\beta \left[U'(W_0)aQ + \frac{1}{2} U''(W_0)\sigma_I^2(Q^2 + QI) \right] + (\alpha - \beta_a)U'(W_0)Q = 0 \quad (17)$$

e a equação (16) torna-se:

$$-\beta \left[U'(W_0)bQ + \frac{1}{2} U''(W_0)\sigma_I^2(Q^2 + QI) \right] + (\alpha - \beta_b)U'(W_0)Q = 0 \quad (18)$$

Simplificando (17) e (18) e rearranjando:

$$s = a + b = \frac{\alpha}{\beta} - \frac{1}{2} \frac{U''}{U'} \sigma_I^2 Q \quad (19)$$

Considerando $R = -\frac{U''}{U'}$ como o coeficiente de aversão ao risco absoluto, tem-se:

$$s = a + b = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{2}R\sigma_I^2Q \quad (19')$$

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 banco²¹. Esse termo consiste na razão entre o intercepto, α , e a inclinação, β , das funções de probabilidade de novos empréstimos e depósitos. A relação entre seus elementos pode determinar o tamanho do *spread*. Por exemplo, um α grande com um β pequeno resultará em uma taxa alta e, conseqüentemente, um *spread* alto. Assim, essa razão fornece 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: (i) R , o coeficiente de aversão ao risco, (ii) Q , o tamanho médio das transações de depósitos e empréstimos e (iii) σ_I^2 , volatilidade “instantânea” da taxa de juros.

Baseados nessa equação, os autores inferem que mesmo em um mercado bancário altamente competitivo, considerando que a administração dos bancos seja avessa ao risco e enfrente os tipos de incertezas já mencionadas, margens bancárias positivas irão existir como preço para o fornecimento imediato de depósitos e empréstimos. Outro fato importante observado pelos autores, é que o valor do *spread* independe do tamanho do estoque líquido de créditos, I , pois esse não entra como um determinante na equação (19'). Em vez disso, ele apenas afeta o ajuste do *spread*, d , relativo ao preço verdadeiro p . Rearranjando as equações (17) e (18), tem-se:

$$d = b - a = -\frac{1}{2}R\sigma_I^2I \quad (20)$$

²¹ 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.

A equação (20) implica que, caso as entradas de depósitos sejam maiores do que a procura por empréstimos, o banco deverá aumentar suas dívidas de curto prazo no mercado monetário. Nesse caso, considerando as equações (19') e (20), a instituição reage ajustando para cima sua taxa de depósito, a , com vistas a desencorajar os depósitos adicionais, e para baixo sua taxa de empréstimos, b , com o objetivo de encorajar novos empréstimos de modo que taxa de *spread*, $a + b$, permaneça inalterada. Do mesmo modo, caso a procura por empréstimos seja maior que a entrada de novos depósitos, b será elevado e a reduzido. Ao seguir esse comportamento, o banco está tentando proteger sua carteira ou coincidir a *duration*²² de seus ativos e passivos. Isso pode ser observado pela equação (20), pois quando o banco está totalmente protegido, $I = 0$, como consequência $d = 0$, não havendo a necessidade de ajuste em nenhuma das taxas a e b .

Visando a estimar empiricamente o “*spread* puro” por meio da equação (19'), os autores perceberam que deveriam analisar algumas características específicas das instituições financeiras e imperfeições do mercado mediante dados de balanço. Esses dados, embora não tenham sido considerados explicitamente por eles nessa equação, impactam diretamente sobre as margens reais. Em relação ao critério de escolha das variáveis, optou-se por aquelas razoavelmente passíveis de mensuração. Assim, para proceder à estimação, os autores elaboraram a hipótese de que a margem financeira real engloba um *spread* puro, s , devido à incerteza subjacente das transações, além de margens para o pagamento implícito de juros, IR , para o custo de oportunidade das reservas requeridas legalmente, OR , e para o prêmio pelo risco de crédito, DP . Quaisquer outros fatores que impactem na margem financeira e que não tenham sido contemplados pelo modelo, estarão refletidos no resíduo da estimação, U . Assim:

$$M = f(s(\cdot), IR, OR, DP, U) \quad (21)$$

onde $s(\cdot)$ define os fatores que impactam no *spread* puro derivado na equação (19').

Dessa equação, (19'), Ho e Saunders (1981) inferiram que mesmo que um grupo de bancos apresente heterogeneidade na composição de seus ativos e passivos, I , enquanto eles compartilharem de atitudes semelhantes em relação ao

²² Prazo médio de um fluxo de caixa que leva em conta o valor do dinheiro no tempo.

risco, tenham transações com tamanhos similares, façam parte da mesma estrutura de mercado e enfrentem o mesmo risco de taxa de juros, o *spread* puro de cada um será o mesmo. Por isso, eles definiram a equação de regressão *cross-section* como sendo:

$$M_i = \delta_0 + \delta_1 IR_i + \delta_2 OR_i + \delta_3 DP_i + U_i \quad (22)$$

onde:

M_i : margem bancária;

δ_0 : *spread* puro;

IR_i : pagamento implícito de juros;

OR_i : custo de oportunidade das reservas requeridas;

DP : risco de crédito.

Os resultados da estimação demonstraram que os principais determinantes do *spread* bancário foram as incertezas advindas das transações traduzidas no *spread* puro, δ_0 , e o uso de parte da margem financeira para cobrir o pagamento implícito de juros, IR . Além disso, foi demonstrado que o *spread* puro medido por eles, correspondeu a 56% do tamanho total das margens reais para os bancos analisados. Por isso, considerando que a aversão ao risco, o tamanho das transações, e a estrutura do mercado alteram-se de forma relativamente lenta ao longo do tempo em relação à variação da taxa de juros, pode-se esperar, então, que o comportamento da série de tempo do *spread* puro estimada é altamente dependente de alterações na volatilidade ou variabilidade das taxas de juros. Assim, no segundo estágio, o *spread* puro obtido foi regredido contra a variância da taxa de juros conforme equação a seguir:

$$\delta_t = \gamma_0 + \gamma_1 \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (23)$$

onde segue do modelo teórico (19') que $\gamma_0 = \alpha/\beta$ é a estrutura do mercado, e $\gamma_1 = 1/2 (RQ)$ e σ_t é a variância "instantânea" da taxa de juros.

Devido a problemas de mensuração da taxa de juros e de sua variância, os autores utilizaram a variação trimestral de cada série com periodicidade semanal de juros de títulos como representante empírico da variância "instantânea", considerando, para isso, cinco maturidades diferentes. A única série, no entanto, que

se mostrou significativa, estatisticamente, foi a variância dos títulos com vencimento de um ano.

Esse modelo, posteriormente, foi estendido por Angbazo (1997) que incluiu 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:

$$s = \frac{\alpha}{\beta} - \frac{1}{4} R[(Q + 2L_0)\sigma^2(L) + 2Q\sigma^2(C) + 2(C_0 - Q)\sigma(CL)] \quad (24)$$

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, $\sigma(CL)$.

Em sua estimação, o autor utilizou uma amostra com 1.400 observações, as quais pertenciam a 286 bancos americanos no período de 1989 a 1993. Cabe destacar, aqui, que a análise realizada pelo autor não foi uma estimação direta do modelo de *spread* puro, pois, segundo ele, os dados disponíveis não somente refletem as margens líquidas de juros, mas também as taxas e retornos sobre todos os aspectos de um banco comercial. Adicionalmente, a análise não deve ser vista como um teste empírico do modelo teórico, haja vista que este último não explica o porquê de alguns bancos adotarem posturas mais agressivas em relação aos riscos do que outros. De fato, a estimação empírica foi realizada com base nas margens

líquidas reais, M_{it} , representadas por uma função do *spread* puro, $s_{it}(\cdot)$, por um vetor de características específicas dos bancos, X_{it} , e por um termo de erro, ε_{it} :

$$M_{it} = f(s_{it}(\cdot), X_{it}, \varepsilon_{it}) \quad (25)$$

Além das variáveis utilizadas na estimação de Ho e Saunders (1981), pagamento implícito de juros, custo de oportunidade, risco de crédito e risco da taxa de juros, o autor acrescentou ao modelo os seguintes fatores específicos das instituições financeiras: risco de liquidez, qualidade da administração e requerimento de capital.

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 NCO_{it} + \delta_2 SHORT_{it} + \delta_3 (NCO * SHORT)_{it} + \delta_4 LIQ_{it} + \delta_5 LEV_{it} + \delta_6 IMPLICIT_{it} + \delta_7 NIBR_{it} + \delta_9 MGMT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

onde:

M_{it} : margem dos bancos;
 δ_0 : constante que representa o *spread* puro;
 NCO : risco de crédito;
 $SHORT$: risco de taxa de juros;
 LIQ : risco de liquidez;
 LEV : requerimento de capital;
 $IMPLICIT$: pagamento implícito de juros;
 $NIBR$: custo de oportunidade;
 $MGMT$: qualidade da administração.

Como resultado da estimação do modelo (26), identificou-se que a margem é positivamente relacionada ao risco de crédito e ao prêmio de risco da taxa de juros; à exigência de capital; ao custo de oportunidade das reservas e à qualidade da administração e negativamente relacionada ao risco de liquidez.

3.2 MODELO EMPÍRICO

Com base na equação (26) e tendo em vista as variáveis usadas nas estimções das principais análises empíricas sobre determinantes do *spread* bancário no Brasil, o modelo empírico a ser estimado nesta dissertação é representado por:

$$\begin{aligned} \ln M_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln LIq_{it} + \beta_2 \ln Adm_{it} + \beta_3 \ln Rec_{it} + \beta_4 \ln ICob_{it} + \beta_5 \ln Trib_{it} + \\ & \beta_6 \ln RCred_{it} + \beta_7 \ln Mkt_{it} + \beta_8 \ln Qual_{it} + \beta_9 \ln Oport_{it} + \beta_{10} \ln PgImp_{it} + \beta_{11} \ln IHH_t + \\ & \beta_{12} \ln Selic_t + \beta_{13} \ln VolSelic_{it} + \beta_{14} \ln IPCA_t + \beta_{15} \ln PIB_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (27)$$

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;
PgImp: 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.

Nesse modelo, espera-se um coeficiente negativo para a variável receita com prestação de serviços e coeficientes positivos para as demais variáveis, inclusive para a constante.

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.

3.3 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA SÉRIES TEMPORAIS

Anteriormente à estimação do modelo, devem-se analisar os dados utilizados, procurando identificar se esses são estacionários²³. Segundo Bueno (2011), a constatação da estacionaridade é fundamental, pois permite proceder a inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados.

Visando a analisar a estacionaridade das séries, serão realizados testes de raiz unitária. Como o painel de dados contém algumas variáveis macroeconômicas que são variantes no tempo, mas comum a todos os indivíduos, aplicou-se, também, esses testes para as séries de tempo. Dentre os testes tradicionais destacam-se Dickey-Fuller - DF e Phillips-Perron – PP. O teste DF pode conter um termo aumentado constituído por defasagens da variável dependente. Por essa razão, ficou conhecido como Augmented Dickey-Fuller – ADF.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_a: \alpha < 0$$

No entanto, a escolha do número de defasagens, p , ótimo do termo aumentado pode ser um problema. O teste PP, por sua vez, apesar de ser semelhante ao ADF, realiza uma correção não paramétrica, permitindo, assim, que seja consistente mesmo que haja correlação serial nos erros.

Os testes tradicionais Augmented Dickey-Fuller – ADF e Phillips-Perron – PP são muito criticados por terem baixo poder estatístico e gerar distorções de tamanho. Nesse sentido, 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. Portanto, para obter um melhor desempenho, devem-se aplicar os dois métodos conjuntamente, GLS e MAIC. Entretanto, de acordo com Perron e Qu (2007), no caso do teste PP, o uso de OLS é mais eficiente. Por isso, utilizou-se, nesta dissertação, os testes $MADF^{GLS}$ e MPP^{OLS} .

²³ Processo estocástico que possui média e variância constantes e autocovariância que não depende do tempo.

Ainda assim, caso haja a presença de quebra estrutural, esses testes não serão adequados. Para tanto, um dos métodos para testar raiz unitária em uma série com quebra é o teste de Perron (1989) com seleção exógena. O teste considera três tipos de quebras. Cada quebra é modelada por uma equação que possui uma versão sob a hipótese nula, H_0 , e outra sob a hipótese alternativa, H_a :

$$H_0: Y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_P + \varepsilon_t \quad (29a)$$

$$H_a: Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \quad (29b)$$

$$H_0: Y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \quad (30a)$$

$$H_a: Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_T + \varepsilon_t \quad (30b)$$

$$H_0: Y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_P + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \quad (31a)$$

$$H_a: Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \mu_3 D_T + \varepsilon_t \quad (31b)$$

onde:

$D_P = 1$ se $t = \tau$ e 0 caso contrário

$D_L = 1$ se $t \geq \tau$ e 0 caso contrário

$D_T = t - \tau$ se $t \geq \tau$ e 0 caso contrário

$\tau = \text{período da quebra}$

Ambos os modelos possuem a hipótese nula de raiz unitária contra a hipótese alternativa de série estacionária com quebra. Os modelos designados pela letra a , representam a equação estimada para hipótese nula, H_0 , e os modelos designados pela letra b , a equação estimada para a hipótese alternativa, H_a . Em relação aos procedimentos do teste, inicialmente a equação é estimada sob H_a , salvando-se os resíduos obtidos. Logo após, testa-se esses resíduos pelos testes DF ou ADF. 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. Como esse teste só permite a presença de uma única quebra, caso haja mais de uma, deve-se testar cada quebra individualmente até encontrar aquela que gere uma série estacionária.

3.4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL

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 ADF sob a hipótese nula de que cada série temporal no painel contém raiz unitária. O teste é realizado considerando o seguinte modelo:

$$\begin{aligned}\Delta y_{it} &= \alpha_i + \delta_i t + \gamma_i y_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{p_i} \phi_{il} \Delta y_{it-l} + \epsilon_{it} \\ i &= 1, \dots, N \\ t &= 1, \dots, T\end{aligned}\tag{32}$$

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. De acordo com o autor, caso $\gamma_i = 0$, y_{it} contém uma raiz unitária. Por outro lado, se $\gamma_i < 0$ para todo i , então y_{it} é estacionário. Nesse sentido, foram especificadas as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned}H_0: \gamma_1 &= \gamma_2 = \dots = \gamma_N = 0 \\ H_a: \gamma_1 &= \gamma_2 = \dots = \gamma_N = \gamma < 0\end{aligned}$$

Ainda de acordo com Hsiao (2003), para testar H_0 contra H_a , deve-se, primeiro, regredir Δy_{it} e $y_{i,t-1}$ nas demais variáveis da equação (32) para cada i , obtendo os resíduos \hat{e}_{it} e $\hat{v}_{i,t-1}$. Logo após, estima-se γ pela seguinte equação:

$$\hat{e}_{it} = \gamma \hat{v}_{i,t-1} + \epsilon_{it}\tag{33}$$

Com o objetivo de ajustar para heterocedasticidade, utiliza-se MQO para computar a variância de \hat{e}_{it} , $\hat{\sigma}_{ei}^2 = (T - p_i - 1)^{-1} \sum_{t=p_i+2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\gamma} \hat{v}_{i,t-1})^2$, e depois divide-se (33) por $\hat{\sigma}_{ei}^2$ para cada i , obtendo um modelo ajustado:

$$\tilde{e}_{it} = \gamma \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\epsilon}_{it}\tag{34}$$

onde $\tilde{e}_{it} = \hat{e}_{it} / \hat{\sigma}_{ei}^2$ e $\tilde{v}_{it} = \hat{v}_{it} / \hat{\sigma}_{ei}^2$. A estatística t do teste consiste em $t_{\tilde{\gamma}} = \frac{\tilde{\gamma}}{sd_{\tilde{\gamma}}}$.

No entanto, 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 (32), 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 $N(0,1)$.

3.5 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 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 um vetor de características individuais e variantes no tempo, X_{it} , de características variantes no tempo e invariantes entre os indivíduos, Z_t , e de um termo de erro composto, $\gamma_i + \varepsilon_{it}$, conforme a seguir:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \theta Z_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

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 premissas²⁴ de forma a gerar estimadores consistentes. Por isso, pressupõe-se que o termo de erro não seja correlacionado com X_{it} . Para que

²⁴ O modelo deve ser linear nos parâmetros, homocedástico, não possuir autocorrelação, possuir resíduos aleatórios devem ter média zero e distribuição normal.

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. Os modelos com efeitos fixos e com efeitos aleatórios diferem pelo tratamento dado a γ_i . Desse modo, o teste de Hausman possui as seguintes hipóteses:

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

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

De acordo com Greene (2008), um elemento muito importante neste teste é a matriz de covariância do vetor de diferença, $[b - \hat{\beta}]$:

$$\text{Var}[b - \hat{\beta}] = \text{Var}[b] + \text{Var}[\hat{\beta}] - \text{Cov}[b, \hat{\beta}] - \text{Cov}[\hat{\beta}, b] \quad (36)$$

Ainda conforme o autor, o resultado essencial é que a covariância de um estimador eficiente com a sua diferença a partir de um estimador ineficiente é zero, o que implica:

$$\text{Cov}[(b - \hat{\beta}), \hat{\beta}] = \text{Cov}[b, \hat{\beta}] - \text{Var}[\hat{\beta}] = 0$$

ou simplesmente

$$\text{Cov}[b, \hat{\beta}] = \text{Var}[\hat{\beta}]$$

Ao incluir este resultado em (36), produz-se a matriz de covariância necessária para o teste:

$$\text{Var}[b - \hat{\beta}] = \text{Var}[b] - \text{Var}[\hat{\beta}] = \hat{\psi}$$

A estatística qui-quadrado do teste é baseada no critério de Wald:

$$W = \chi^2[K - 1] = [b - \hat{\beta}]' \hat{\psi}^{-1} [b - \hat{\beta}]$$

cuja hipótese nula é de que, no limite, W distribui-se em uma qui-quadrado com $(K - 1)$ graus de liberdade.

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*.

4 RESULTADOS

4.1 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, os dados foram classificados em três categorias distintas: séries referentes às características individuais das instituições, série representativa do sistema financeiro e séries referentes às condições macroeconômicas do país. A seleção das variáveis do modelo baseou-se nos resultados dos principais trabalhos realizados na literatura empírica brasileira a respeito dos determinantes do *spread* bancário e nos modelos empíricos e teóricos que balizaram esse estudo. Para isso, foram escolhidas aquelas empregadas nas pesquisas analisadas, considerando tanto a medida *ex-ante* quanto a medida *ex-post*. 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

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 BCB. Para esta pesquisa acadêmica, foram selecionadas as instituições atuantes no Brasil com carteira comercial que permaneceram ativas durante todo o período analisado, chegando a um total de 64 instituições financeiras²⁵. 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.

²⁵ 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.

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 essa dissertação 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, são definidas cada uma das variáveis utilizadas, destacando sua relação com o *spread* bancário e o sinal esperado na estimação. O objetivo é verificar, previamente, se as variáveis identificadas como relevantes para explicar o comportamento do *spread ex-ante* também são significativas para explicar o *spread ex-post*.

i) Séries referentes às características individuais das instituições:

a) *M* - Margem bruta

Devido ao grande número de definições de *spread* e margem financeira, adotou-se, nessa análise, o conceito utilizado no estudo realizado pela FIPECAFI em 2004, o qual considerou o *spread* como a diferença entre as receitas de operação de crédito e o custo de captação em relação ao volume de capital emprestado. Da mesma forma, a margem é expressa como a razão entre o resultado da operação de crédito e o total das receitas de operação de crédito.

Mantendo a semelhança com os trabalhos originais de Ho e Saunders (1981) e Angbazo (1997), utilizou-se como variável dependente a margem financeira²⁶.

$$M = \frac{\text{Receita de Operação de Crédito} - \text{Despesas de Captação}}{\text{Receita de Operação de Crédito}}$$

²⁶ Ressalta-se que a receita de operação de crédito considerada aqui está líquida das provisões para créditos de liquidação duvidosa – PDD.

b) *RCred* - Risco de Crédito

É inerente à atividade bancária ter que lidar com diversos tipos de riscos. Entretanto, conforme Souza (2007), “[...] apesar da existência dos mais variados tipos de riscos, o de crédito é considerado como o mais importante subjacente à atividade bancária”. De acordo com esse autor, o risco de crédito “consiste na probabilidade da ocorrência de perdas devido ao não cumprimento dos pagamentos na data contratada e/ou nas condições pactuadas previamente, por parte dos devedores das instituições financeiras”.

Como cada operação de crédito está sujeita a tal risco, o banco cobra de seus clientes um prêmio calculado com base nas perdas esperadas. Dessa forma, quanto maior o risco incorrido em uma operação, maior será o prêmio cobrado ao tomador do empréstimo e, conseqüentemente, maior será o *spread* dessa operação. Por isso, espera-se para essa variável um coeficiente positivo, em consonância com o resultado obtido por Angbazo (1997), Bignotto e Rodrigues (2006) e Dantas, Medeiros e Capelletto (2011).

Para o cálculo da variável risco de crédito, considerou-se a componente Provisão de Crédito para Liquidação Duvidosa – PCLD, a qual consiste no valor mínimo para cobrir a parte do risco incorrido pelos bancos relativo à perda esperada, conforme estabelecido pela Resolução 2.682/99. A mensuração desse valor considera a classificação da operação por um *rating* atribuído para cada nível de risco. Cada *rating* corresponde a um percentual de provisionamento que varia de 0% para o *rating* AA até 100% do valor total do empréstimo para o *rating* H. Apesar de o BCB determinar as faixas de risco e definir o percentual de provisionamento para cada uma delas, cabe à própria IF mensurar o risco do tomador ou da operação, por meio de modelos próprios.

Embasada no acima exposto, uma *proxy* para o risco de crédito pode ser a razão entre a PCLD e o total de operações de crédito líquidas de provisão.

$$Rcred = \frac{\text{Provisão para Operação de Crédito}}{\text{Operação de Crédito Bruta}}$$

c) *ILiq* - Índice de Liquidez

Apesar da importância do risco de crédito, o banco também lida com outros tipos de risco que podem impactar diretamente em seu resultado financeiro. Nesse sentido, faz-se necessário avaliar o risco de liquidez por ser um fator significativo para a determinação do *spread* bancário.

Conforme relatório FEBRABAN de 2005, a liquidez é a capacidade que possui uma instituição de honrar seus compromissos financeiros dentro do prazo estabelecido, com pouca ou nenhuma perda. Assim, percebe-se que o risco de liquidez consiste na possibilidade de uma instituição não conseguir honrar seus compromissos no prazo estabelecido ou somente fazê-lo com elevadas perdas financeiras.

Conforme Bignotto e Rodrigues (2006), “ao conceder um empréstimo, o banco perde a disponibilidade por algum período de parte de seus ativos, diminuindo, assim, sua capacidade de honrar as obrigações de prazo mais curto.”. Em complemento a isso, Angbazo (1997) argumenta que, caso um banco não tenha recursos suficientes para satisfazer os levantamentos de depósitos ou a demanda por novos empréstimos, será forçado a emprestar fundos de emergência a um custo potencialmente maior. Esse custo será repassado ao tomador final, elevando o valor do *spread*. Por outro lado, a medida em que os recursos investidos em caixa ou em ativos líquidos aumentam, o risco de liquidez diminui, podendo reduzir o *spread* por exigir um prêmio de risco menor. Nesse contexto, nota-se uma relação inversa entre o índice de liquidez de um banco e a taxa de *spread*.

Dentre as diversas formas de mensuração desse risco, escolheu-se o índice de liquidez corrente como *proxy* para o risco de liquidez, calculado como a razão entre o ativo circulante e o passivo circulante.

$$ILiq = \frac{\text{Ativo Circulante}}{\text{Passivo Circulante}}$$

O valor do índice pode ser analisado da seguinte forma:

- Maior que 1: demonstra excesso de disponível para uma possível liquidação das obrigações;
- Igual a 1: os direitos e obrigações a curto prazo são equivalentes;

- Menor que 1: não há disponibilidade suficiente para quitar as obrigações a curto prazo, caso seja necessário.

Quanto ao resultado esperado, Angbazo (1997) identificou em sua análise relevância estatística para o risco de liquidez de um banco, cujo coeficiente foi estimado com sinal negativo. Tendo como base a classificação supracitada, espera-se um sinal positivo para esse índice, haja vista que, quanto maior o índice, menor será o risco e, conseqüentemente, mais elevado será o *spread*.

d) *Adm* - Despesa Administrativa

A despesa administrativa é uma componente das despesas operacionais e consiste nos gastos com a estrutura administrativa do banco, incluindo as despesas com pessoal. É válido citar, então, que a despesa administrativa é um importante elemento da decomposição contábil do *spread*, podendo ter uma participação relativa de aproximadamente 22%, conforme Souza (2007). Esta variável justifica-se, pois se espera que as despesas administrativas sejam repassadas para o *spread*, de forma que, quanto maior a despesa, maior será o *spread*.

Essa foi uma das características específicas dos bancos que mais se mostrou significativa, apresentando relevância estatística nos estudos realizados por Koyama e Nakane (2002a e 2002b), Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) e Bignotto e Rodrigues (2006). Com base nesses resultados, espera-se que o sinal dessa despesa seja positivo.

Adotou-se, então, como medida para esta variável a razão entre a despesa administrativa e o ativo total.

$$Adm = \frac{Despesa\ Administrativa}{Ativo\ Total}$$

e) *Rec* - Receita com Prestação de Serviços

Consiste, basicamente, na receita com tarifas bancárias e pode ser uma variável muito importante na determinação do *spread* bancário, destacando-se nos

resultados obtidos por Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) e Bignotto e Rodrigues (2006). Acredita-se que caso um banco consiga gerar receita suficiente para cobrir as suas despesas, pode desonerar o *spread* e, conseqüentemente, reduzi-lo. Isto posto, o sinal esperado para essa receita é negativo.

A medida utilizada nesta dissertação foi a razão entre a receita de serviços e o ativo total.

$$Rec = \frac{Receita\ com\ Prestação\ de\ Serviços}{Ativo\ Total}$$

f) *ICob* - Índice de Cobertura

Esse índice expressa a capacidade de cobertura parcial ou total das despesas administrativas e de pessoal somente com as receitas de prestação de serviços. Quanto à expectativa sobre o sinal esperado, considera-se que a IF 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. Assim, espera-se um coeficiente positivo.

Embora esse índice não tenha sido utilizado com frequência por outros trabalhos, sendo identificado apenas em Dantas, Medeiros e Capelletto (2011), compõe o elenco das variáveis explicativas do modelo adotado nessa dissertação, por se acreditar que ele consegue capturar, simultaneamente, os efeitos das despesas administrativas e receitas com serviços, visto que essas duas variáveis microeconômicas foram as mais importantes para grande parte das análises realizadas no Brasil.

Para mensurar este índice, considerou-se a razão entre a receita com prestação de serviços e a despesa administrativa.

$$ICob = \frac{Receita\ com\ Prestação\ de\ Serviços}{Despesa\ Administrativa}$$

g) *Trib* - Despesa com tributos

Os tributos constituem uma importante despesa para os bancos brasileiros, sendo um dos principais componentes da decomposição contábil do *spread*. De acordo com o relatório da FIPECAFI (2004), de cada R\$ 1,00 de juro cobrado nas operações de crédito em geral, até 5% correspondem ao pagamento de tributos. Da mesma forma ocorre com as despesas administrativas que, também, são repassadas ao tomador de empréstimos, podendo elevar o valor do *spread* e, por essa razão, espera-se um coeficiente positivo. Essa variável mostrou-se relevante nos estudos de Koyama e Nakane (2002a e 2002b), Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) e Bignotto e Rodrigues (2006).

A despesa com tributos é medida pela razão entre as despesas com tributos e o ativo total.

$$Trib = \frac{Despesa\ com\ Tributos}{Ativo\ Total}$$

h) *Mkt* - Market-Share

O *market-share* corresponde à participação relativa de cada instituição financeira no total de operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional – SFN. Acredita-se que bancos com maior participação relativa possam cobrar *spreads* mais elevados, por terem mais poder de mercado. Com base no exposto, espera-se identificar uma relação positiva com o *spread* bancário. Entre as análises que utilizaram essa medida, foram obtidos resultados significantes para Bignotto e Rodrigues (2006) e Dantas, Medeiros e Capelletto (2011).

Essa variável é vista por alguns, como um indicador de concentração bancária, todavia, como esta dissertação utiliza, também, o IHH por ser uma medida mais apropriada, o *market-share* empregado, aqui, apenas visa a capturar os efeitos da participação individual de cada IF na taxa de *spread* bancário.

O *market-share* foi mensurado considerando a razão entre as operações de crédito de cada instituição individualmente e o total concedido pelo SFN.

$$Mkt = \frac{\text{Operação de Crédito}}{\text{Total de Operações de Crédito do SFN}}$$

i) *Qual* - Qualidade da Administração

É uma variável atribuída à qualidade da administração, pois, conforme Angbazo (1997) considera-se que as decisões gerenciais afetam a composição dos ativos que rendem juros. Com mais ativos rentáveis as margens tendem a crescer, expressando uma relação diretamente proporcional entre a qualidade da administração e o *spread* bancário. Esse componente foi tido como relevante e positivo na análise de Angbazo (1997).

A qualidade da administração pode ser mensurada como a razão entre os ativos rentáveis e o ativo total da instituição.

$$Qual = \frac{\text{Ativos Rentáveis}}{\text{Ativo Total}}$$

j) *Oport* - Custo de Oportunidade

Consiste no retorno médio de ativos rentáveis, os quais o banco deixa de ganhar por manter depósitos em caixa. Para compensar esta perda, os bancos aumentam a margem de ganho, elevando o *spread*, de acordo com o resultado obtido por Angbazo (1997). Por isso, espera-se um coeficiente positivo para essa variável.

Esta variável é mensurada pela razão entre os ativos não rentáveis e os ativos rentáveis.

$$Oport = \frac{\text{Ativos não Rentáveis}}{\text{Ativos Rentáveis}}$$

k) *PgImp* - Pagamento Implícito de Juros

Esta variável reflete os pagamentos extras feitos a depositantes por meio da remissão de tarifas. Segundo o relatório da FIPECAFI de 2004, a gestão da

rentabilidade bancária encontra-se, atualmente, muito mais orientada “por cliente” do que “por produto”. Como um mesmo cliente pode ser consumidor de diversos produtos, surge um novo conceito denominado “subsídios cruzados”, decorrente do fato de que para atrair um cliente que apresente boas perspectivas de lucratividade em uma determinada linha de produtos bancários, pode ser necessário sacrificar margens em outras linhas de produtos.

É válido ressaltar que essa variável é positivamente relacionada com o *spread*, pois os bancos tendem a compensar a renúncia de receita sob a forma de isenção de tarifas com um *spread* mais elevado. Essa variável obteve significância no estudo de Ho e Saunders (1981).

$$PgImp = \frac{\text{Despesas que não rendem juros} - \text{Receitas que não rendem juros}}{\text{Ativos Rentáveis}}$$

l) *Tam* – Tamanho

Dantas, Medeiros e Capelletto (2011), acreditam que o tamanho da instituição possa ter um efeito positivo no *spread* bancário, devido ao fato de que a economia de escala pode possibilitar a redução das taxas de juros. Essa questão é respaldada pelos resultados obtidos na pesquisa de Bignotto e Rodrigues (2006), na qual essa variável demonstrou-se significativa e positivamente relacionada com o *spread*.

Para avaliar a hipótese de que bancos grandes possuem *spreads* maiores, incluiu-se uma variável *dummy* para qual se atribui o valor um para bancos grandes e zero para bancos pequenos.

A classificação em bancos grandes e pequenos foi feita com base na média trimestral dos ativos totais das instituições. Se em todos os períodos analisados, a IF teve ativo total maior ou igual à média do trimestre, foi classificada como grande, caso tenha ficado abaixo da média em pelo menos um trimestre, foi classificada como pequena.

m) *Nac* – Nacionalidade

Acredita-se que as instituições nacionais tendem a ter maior *spread* pelo fato de terem mais conhecimento sobre os mercados em que atuam. Com o objetivo de avaliar o impacto da participação das IF's estrangeiras no mercado brasileiro, incluiu-se uma *dummy* representativa da nacionalidade que assume o valor um quando o banco é estrangeiro e zero quando é nacional.

Estudos sobre determinantes do *spread* bancário realizados anteriormente, divergem em seus resultados quanto a essa relação entre a nacionalidade e o *spread*. Para Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002), há uma relação negativa entre o *spread* e a participação dos bancos estrangeiros, no entanto, para Guimarães (2002, apud LEAL 2007), essa relação é positiva. Apesar dos estudos terem sido realizados com medidas de *spread* diferentes²⁷, Leal (2007) acredita que uma possível explicação para essa divergência reside na hipótese de que as instituições estatais e privadas comportam-se de maneira distinta.

Nesta dissertação, assume-se a hipótese de que bancos estrangeiros possuem *spreads* menores e, adicionalmente, inclui-se uma *dummy* representativa do controle do capital, em consonância com Dantas, Medeiros e Capelletto (2011).

n) *Orig* - Origem do Capital

Conforme acima exposto, há necessidade de avaliar se existe diferença no comportamento das instituições com controle público ou privado. Com esse propósito, incluiu-se uma variável *dummy* que assume o valor de um quando o banco é público e zero quando é privado.

A hipótese central é que os bancos com capital público possuem *spreads* menores, de acordo com os resultados obtidos na análise de Guimarães (2002).

²⁷ Afanasieff, Lhacer e Nakane utilizaram a medida *ex-ante* e Guimarães utilizou a medida *ex-post*.

ii) Série representativa do sistema financeiro:

a) *IHH* - Índice de *Herfindahl-Hirschman*

O grau de concentração bancária é um fator que causa divergência de opinião entre os estudiosos. Para alguns a competição bancária aumenta a eficiência, podendo reduzir custos e proporcionar mais qualidade para os serviços financeiros oferecidos (WB; IMF, 2005). Por outro lado, outros acreditam que, uma maior concentração bancária poder refletir maior abuso de poder econômico (FREITAS e KOHLER, 2009). Para Dantas, Medeiros e Paulo (2011):

[...] em relação à concentração, o pressuposto é de que ela aumenta a probabilidade de lucros, reduzindo a fragilidade bancária, porque maiores lucros criam um colchão contra choques adversos e aumenta o valor intrínseco do banco, reduzindo os incentivos para que esses assumam riscos excessivos.

Dessa forma, a hipótese testada nesta dissertação é que o grau de concentração bancária possui um impacto positivo no *spread* bancário. Para isso, utiliza-se o Índice de *Herfindahl-Hirschman* – *IHH* como um indicador para competição bancária. Esse índice é mensurado pelo somatório do quadrado da participação no volume total de operação de crédito de cada instituição financeira.

$$IHH = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\text{Operação de Crédito}_{it}}{\text{Total Operação de Crédito}_t} \right)^2$$

O índice pode ser analisado da seguinte forma:

- Abaixo de 0,10: indica mercado não concentrado;
- Entre 0,10 e 0,18: indica mercado com concentração moderada;
- Acima de 0,18: indica mercado altamente concentrado.

iii) Séries referentes às variáveis macroeconômicas:

a) *Selic* - Taxa de Juros

A taxa Selic²⁸ é a taxa básica da economia, utilizada nos empréstimos entre os bancos e nas aplicações que esses fazem em títulos públicos federais. Quando a Selic está alta, o custo total do empréstimo também se torna alto, devido ao custo de oportunidade do dinheiro, isto é, os bancos irão exigir de seus tomadores uma taxa, no mínimo, igual àquela que o governo está disposto a pagar.

Taxas elevadas estão associadas a um risco maior, pois podem trazer uma maior variabilidade no nível de produção real e na lucratividade das firmas, o que resulta em taxas de empréstimos maiores e, conseqüentemente, *spreads* mais altos.

Esse indicador obteve relevância estatística nos trabalhos de Aronovich (1994), Koyama e Nakane (2002a e 2002b), Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002), Oreiro et al. (2005) e Bignotto e Rodrigues (2006).

Considerou-se nesta dissertação a taxa Selic mensal calculada pelo BCB e transformada em taxa acumulada trimestral.

b) *VolSelic* – Volatilidade da taxa de juros

O risco da taxa de juros é um importante fator para a determinação do *spread* bancário, pois é uma das principais incertezas que o banco enfrenta, tendo encontrado significância estatísticas nas análises de Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002), Oreiro et al. (2002) e Bignotto e Rodrigues (2006).

Como *proxy* para este risco, utilizou-se a volatilidade da taxa Selic, que pode ser interpretada como um indicador de instabilidade macroeconômica, visto que quanto maior for a volatilidade da taxa de juros, mais instável será a economia e maior será o *spread* cobrado pelos bancos.

Esta variável foi calculada com base na média móvel de um único período do desvio-padrão trimestral da taxa Selic informada pelo BCB.

²⁸ É a taxa apurada no Selic, obtida mediante o cálculo da taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no referido sistema ou em câmaras de compensação e liquidação de ativos, na forma de operações compromissadas, conforme Banco Central do Brasil.

c) *IPCA* – Inflação

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é o índice oficial de inflação no Brasil. Esse índice está diretamente associado às duas variáveis mencionadas anteriormente, taxa de juros e volatilidade da taxa de juros, e, por analogia, também pode representar um indicador de instabilidade econômica. Deste modo, quanto maior for a variabilidade da taxa de inflação de um país, maior será a volatilidade da taxa básica de juros, resultando em uma economia mais instável. Assim, elevações da taxa de inflação estão associadas a um *spread* mais alto.

Para mensurar a inflação, utilizou-se a taxa mensal do IPCA, calculada pelo – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, transformada em taxa acumulada trimestral.

d) *PIB* – Produto Interno Bruto da Economia

É um importante indicador do nível da atividade econômica de um país e, também reflete a instabilidade do ambiente de mercado no qual os bancos operam. Quanto mais instável for esse ambiente, maior deve ser a aversão ao risco dos bancos e, como resultado, maior será o *spread* bancário.

Espera-se um impacto positivo do PIB sobre o crescimento do *spread*, pois uma economia em crescimento pode gerar um aumento na demanda por crédito. Nesse cenário, os bancos podem responder a esse estímulo elevando a taxa de empréstimos, mas mantendo a taxa de depósitos inalterada.

Considerou-se a série do PIB trimestral a preços de mercado, calculada pelo IBGE. Primeiramente, a série foi deflacionada pelo índice do IPCA e, posteriormente, dessazonalizada por meio da Metodologia X12-ARIMA.

e) *D1* e *D2* – Variáveis *Dummies* de Crise

Visando a captar os efeitos de choques econômicos, foram inseridas neste modelo duas variáveis *dummies*: a primeira com o objetivo de mensurar o efeito da eleição do presidente Luiz Inácio Lula da Silva em 2002, e a segunda, com o objetivo de identificar o impacto da crise americana de 2008 na economia brasileira. Após

testar diferentes datas, escolheram-se as mais significativas: 2002:3 para a primeira *dummy* e 2010:1 para a segunda.

O quadro a seguir apresenta um resumo contendo as variáveis explicativas utilizadas no modelo, bem como, o respectivo sinal esperado, fonte e tipo de transformação realizada:

Quadro 3 - Relação entre as variáveis explicativas e o sinal esperado

Variável	Sinal Esperado	Fonte ¹	Transformação
Risco de Crédito	+	IFT	logaritmo
Índice de Liquidez	+	IFT	logaritmo
Despesa Administrativa	+	IFT	logaritmo
Receita com Prestação de Serviços	-	IFT	logaritmo
Índice de Cobertura	+	IFT	logaritmo
Despesa com Tributos	+	IFT	logaritmo
Market-Share	+	IFT e série 2052 do BCB	logaritmo
Qualidade da Administração	+	IFT	logaritmo
Custo de Oportunidade	+	IFT	logaritmo
Pagamento Implícito de Juros	+	IFT	logaritmo
Dummy Tamanho	+	IFT	logaritmo
Dummy Nacionalidade	-	IFT	logaritmo
Dummy Origem do Capital	-	IFT	logaritmo
IHH - Índice de Herfindahl-Hirschman	+	IFT	logaritmo
SELIC	+	BCB	trimestral/logaritmo
Volatilidade da Taxa de Juros	+	Cálculo próprio ²	trimestral/logaritmo
IPCA	+	IBGE	trimestral/logaritmo
PIB	+	IBGE	deflação, ajuste sazonal e logaritmo

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 2 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

O quadro acima 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.

Na Tabela 1, há um resumo das estatísticas descritivas das variáveis originais, sem transformação.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas da Amostra

Variável	Número de Observações	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
M	2.944	-0,85	0,38	16,55	-267,87	669,58
Rcred	2.944	0,06	0,04	0,07	0,00	0,74
Iliq	2.944	1,75	1,16	4,94	0,01	95,62
Adm	2.944	0,02	0,01	0,02	0,00	0,21
Rec	2.944	0,00	0,00	0,00	0,00	0,05
Icob	2.944	0,28	0,18	0,30	0,00	3,41
Trib	2.944	0,00	0,00	0,00	0,00	0,07
Mkt	2.944	0,01	0,00	0,03	0,00	0,19
Qual	2.944	0,84	0,86	0,12	0,17	1,00
Oport	2.944	0,23	0,17	0,25	0,00	4,80
Pglmp	2.944	0,02	0,01	0,03	-0,69	0,49
IHH	2.944	0,15	0,15	0,01	0,13	0,17
Selic	2.944	3,46	3,40	0,97	2,01	5,69
VolSelic	2.944	0,27	0,24	0,16	0,08	0,82
IPCA	2.944	1,59	1,42	1,04	0,10	6,43
PIB*	2.944	414.018,00	402.421,65	76.391,84	312.132,10	541.721,50

* Valor em R\$ milhões

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

Como é possível observar, a média da margem trimestral no período avaliado possui um valor negativo de 0,85 e uma mediana de 0,38. No entanto, ao se calcular a média ponderada pelas operações de crédito, obtém-se um valor positivo de 0,27 ao trimestre equivalente a 1,58 ao ano. O risco de crédito médio, 0,06, corresponde a uma provisão de 6% do total das operações de crédito, o que indica uma carteira média com baixo risco. O risco de liquidez médio foi de 1,75, o que demonstra excesso de disponível para uma possível liquidação das obrigações, conforme classificação apresentada na descrição dos dados. A despesa administrativa média, 0,02, corresponde a 2% do total de ativos, chegando a um máximo de 21%. Obteve-se um percentual médio de receitas pela prestação de serviços, bem como sua mediana, pouco significativos em relação ao total de ativos. O índice de cobertura médio foi de 0,28, ou seja, em média, apenas 28% das despesas administrativas, incluindo despesa com pessoal, são cobertas pela arrecadação de receitas com serviços. O valor médio da despesa com tributos em relação ao ativo total foi mínimo, não apresentando valor em apenas duas casas decimais. Embora o *market-share* médio seja de 1%, ao considerar os cinco maiores bancos²⁹ da amostra, esses detém em média 73,68% do *market-share* total dos bancos avaliados. Essa medida foi confirmada pela média do IHH que foi de 15%, caracterizando uma concentração moderada, conforme classificação mencionada na descrição dos dados. A medida de qualidade da administração média foi de 0,84, indicando, assim, que 84% dos ativos totais são rentáveis. O custo de oportunidade médio foi de 0,23 e o pagamento implícito de juros médio foi de 0,02. Os valores médios da taxa Selic, volatilidade da Selic e IPCA no trimestre foram de 3,46, 0,27 e 1,59, correspondendo, respectivamente, a 14,59, 1,09 e 6,50 no ano. O PIB médio no período foi de R\$ 414.018 milhões.

4.2 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 2.

²⁹ Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Bradesco, Itau Unibanco, e Santander.

Tabela 2 - Resultado dos testes de raiz unitária para dados em painel.

Variável	LLC sem constante	LLC com constante	IPS 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 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. Nos testes realizados, foram considerados os modelos com e sem constante e quatro defasagens em cada. Nota-se que, em sua maioria, as variáveis são estacionárias.

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

Variável	MADF ^{GLS}		MPP ^{OLS}			
	t-Statistic	P-value	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.

Como o comportamento das demais séries sugere a presença de quebra estrutural, realizou-se o teste de Perron (1989) com seleção exógena³⁰. 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 4, encontram-se os resultados dos testes.

Tabela 4 - 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. Para o IPCA e a Selic, utilizou-se as equações de teste (29b) e para o PIB a equação (31b).

³⁰ Os gráficos das variáveis utilizados para a seleção das quebras encontram-se no Apêndice A.

4.3 MODELOS ESTIMADOS 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. A Tabela 5 apresenta o resultado do referido teste.

Tabela 5 - Resultado do Teste de Hausman

Variável	Coeficientes		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
lliqu	0,0073	0,0064	0,0010	0,0115
Adm	0,6207	0,2700	0,3507	0,2613
Rec	-2,4135	0,4278	-2,8413	0,7276
Icob	0,1382	0,0100	0,1282	0,0219
Trib	0,0500	0,5466	-0,4966	0,2401
Rcred	0,0516	0,0702	-0,0186	0,0317
Mkt	0,2760	0,1389	0,1371	0,4698
Qual	0,6276	0,2708	0,3568	0,2793
Oport	0,2408	0,0961	0,1447	0,1057
Pglmp	0,0318	0,0605	-0,0287	0,0401
Selic	0,1441	0,0965	0,0476	0,0000
VolSelic	-1,6801	-1,5273	-0,1528	0,0000
IPCA	0,0458	0,0472	-0,0013	0,0000
PIB	0,0554	0,0684	-0,0130	0,0033
IHH	0,7790	0,7960	-0,0170	0,0000
Prob>chi2 =		0,0011		

Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

De acordo com os resultados, rejeitou-se a hipótese nula de efeitos aleatórios e o modelo deve ser estimado com efeitos fixos. Assim, iniciou-se a estimação via MQO considerando o modelo completo representado pela equação (27). 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.

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

Na Tabela 6, encontram-se os resultados da estimação do modelo com efeitos fixos contendo todas as variáveis explicativas da equação (27).

Tabela 6 - Resultado da estimação do modelo completo por efeitos fixos.

M	Coef.	Std.Err.	t	P> t	[95% Conf.Interval]	
liq	0,01	0,02	0,48	0,63	-0,02	0,04
Adm	0,62	0,35	1,76	0,08	-0,07	1,31
Rec	-2,41	1,37	-1,76	0,08	-5,10	0,28
Icob	0,14	0,03	4,15	0,00	0,07	0,20
Trib	0,05	1,56	0,03	0,97	-3,02	3,12
Rcred	0,05	0,07	0,77	0,44	-0,08	0,18
Mkt	0,28	0,50	0,55	0,58	-0,71	1,26
Qual	0,63	0,53	1,19	0,23	-0,41	1,66
Oport	0,24	0,21	1,15	0,25	-0,17	0,65
PgImp	0,03	0,10	0,31	0,76	-0,17	0,24
Selic	0,14	0,60	0,24	0,81	-1,02	1,31
VolSelic	-1,68	1,92	-0,88	0,38	-5,44	2,08
IPCA	0,05	0,31	0,15	0,88	-0,57	0,66
PIB	0,06	0,03	1,88	0,06	0,00	0,11
IHH	0,78	0,39	1,98	0,05	0,01	1,55
Constante	4,29	0,53	8,08	0,00	3,25	5,33
F(63, 2865) =		2.68	Prob > F = 0.0000			

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

Como pode ser observado, não se obteve relevância estatística para todas as variáveis e, por essa razão, 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 na descrição dos dados. Os resultados dessa estimação estão demonstrados na Tabela 7.

Tabela 7 - 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			

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

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. Com base nesses resultados, procedeu-se novamente ao teste de Hausman, reafirmando que esse é um modelo com efeitos fixos. Os resultados desse teste encontram-se no Apêndice B. Quanto aos sinais dos coeficientes estimados, o quadro 5 apresenta um comparativo entre os sinais esperados e os obtidos.

Quadro 5 - Comparação entre os sinais dos coeficientes esperados e obtidos

Variável	Sinal Esperado	Sinal Obtido*
Risco de Crédito	+	(0)
Índice de Liquidez	+	(0)
Despesa Administrativa	+	+
Receita com Prestação de Serviços	-	-
Índice de Cobertura	+	+
Despesa com Tributos	+	(0)
Market-Share	+	+
Qualidade da Administração	+	(0)
Custo de Oportunidade	+	(0)
Pagamento Implícito de Juros	+	(0)
IHH - Índice de Herfindahl-Hirschman	+	+
SELIC	+	(0)
Volatilidade da Taxa de Juros	+	(0)
IPCA	+	(0)
PIB	+	+

*O sinal (0) representa as variáveis que não foram significativas.

Percebe-se que as variáveis que se mostraram significantes possuem coeficientes conforme o esperado, confirmando as hipóteses realizadas na descrição dos dados.

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%, como mencionado anteriormente. 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 nesta dissertação, 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 ambas.

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 que 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 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, conforme Tabela 11 do Apêndice C. 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 (23), $v_{it} = \gamma_i + \varepsilon_{it}$, 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.

Após a estimação desse modelo, foram realizados outros testes a fim de verificar a sensibilidade desses resultados³¹. Primeiramente, estimou-se o modelo *pooled* OLS, mas a significância das variáveis ficou comprometida. Em seguida, tentou-se incluir dinâmica no modelo por efeitos fixos mediante a inserção da variável dependente defasada em um período. Os resultados dessa estimação podem ser observados na Tabela 8.

³¹ Tentou-se, também, incluir variáveis *dummies* no modelo, mas essas não foram relevantes.

Tabela 8 - Resultado da estimação por efeitos fixos e inclusão da variável dependente defasada.

M	Coef.	Std.Err.	t	P> t	[95% Conf.Interval]	
M _{t-1}	0,04	0,02	2,30	0,02	0,01	0,08
Adm	0,61	0,33	1,84	0,07	-0,04	1,26
Rec	-2,43	1,34	-1,81	0,07	-5,07	0,20
Icob	0,13	0,03	3,81	0,00	0,06	0,19
PIB	0,05	0,02	2,86	0,00	0,02	0,09
IHH	0,83	0,37	2,24	0,03	0,10	1,55
Constante	4,54	0,27	16,61	0,00	4,00	5,07
F(63, 2810) = 2.08 Prob > F = 0.0000						

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

Nota-se que as variáveis mantiveram-se significativas com sinais e grandezas semelhantes. Adicionalmente, a margem defasada em um período também foi 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. Contudo, o efeito da inércia no *spread* mostrou-se relativamente pequeno, com um coeficiente de valor 0,04.

A estimação de painel dinâmico possui uma complicação, de acordo com Greene (2008), a variável dependente defasada é correlacionada com o termo de erro, mesmo que se assuma que ε_{it} não é autocorrelacionado. Por isso, esse tipo de estimação requer um tratamento diferenciado. Existem na literatura algumas formas de tratar esse problema, destacando-se Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995) que utilizam o estimador GMM³². Nesta dissertação esse problema foi tratado por meio de efeitos fixos.

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

³² GMM: do inglês Generalized Method of Moments.

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*.

Em relação às análises efetuadas para o *spread ex-post* no Brasil, no Quadro 6, encontra-se um comparativo entre essas pesquisas e a realizada nesta dissertação:

Quadro 6 - Comparativo entre os resultados desta dissertação 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
Afanasieff, 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 completamente 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 nesta dissertação 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.

5 CONCLUSÃO

O objetivo principal desta dissertação 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 em um modelo com efeitos fixos, considerando uma amostra de 64 bancos com carteira comercial. O resultado obtido 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, mas não menos importante, 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.

Dentre os fatores que não apresentaram significância estatística, 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 nesta dissertação 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.

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, porém, com um efeito muito pequeno sobre o *spread*. 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. No entanto fica a sugestão de utilizar um modelo dinâmico na estimação, com o propósito de capturar o efeito inercial do *spread* por meio de uma metodologia mais robusta.

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.

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.

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.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo. Cengage Learning, 2011.

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.

DEMIRGÜÇ-KUNT, Asli; HUIZINGA, Harry. Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: some international evidence. **The World Bank Economic Review**, v.13, n. 2, p. 379-408, 1999.

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 – FIEPACFI. **Estudo sobre a estrutura da taxa de juros no Brasil, apuração do spread da indústria bancária**. FIEPACFI, 2004. 61p.

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

FREITAS, Paulo Springer de; KÖHLER, Marcos. **Evolução e determinantes do spread**. Senado Federal, n. 61. 2009. Disponível em:

<http://www.senado.gov.br/senado/conleg/textos_discussao/TD61-JoseAfonso_MarcosKohler_PauloSpringer.pdf>. Acesso em: 26/08/2012.

GELOS, R. Gaston. **Banking spreads in latin america**. IMF Working Paper, WP/06/44, 2006. Disponível em: <
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0644.pdf>>. Acesso em: 07/06/12.

GUIMARAES, P. How does foreign entry affect the domestic banking market? The brazilian case. **Latin American Business Review**, v.3, n. 4, p.121-140. 2002.

GUJARATI, Damodar. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

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/2002nt18fatoresestruturaiseconjunturaip.pdf>>. 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.

LAEVEN, L.; MAJNONI, G. **Does judicial efficiency lower the cost of credit?** World Bank Policy Research Working Paper, n. 3159. 2003. Disponível em: <

http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/Judicial_Efficiency-Laeven.pdf>. Acesso em: 28/09/12.

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.

KLEIN, M. A. A theory of the banking firm. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 3, n. 2, p. 205-218, 1971.

MAUDOS, J.; GUEVARA, J. F. Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union. **Journal of Banking and Finance**, v. 28, n. 9, 2004.

MCSHANE, R. W.; SHARPE I. G. A time series/cross section analysis of the determinants of Australian trading bank loan/deposit interest margins: 1962-1981. **Journal of Banking and Finance**, v. 9, p. 115-136, 1985.

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.

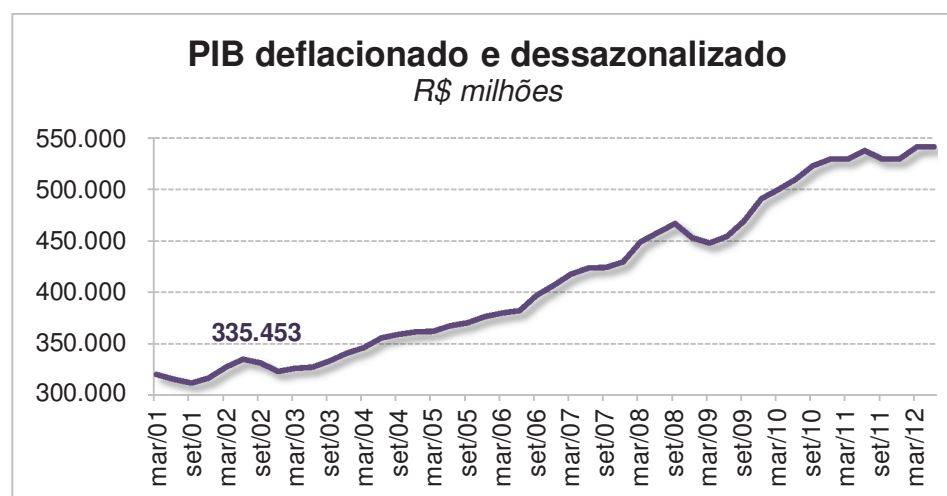
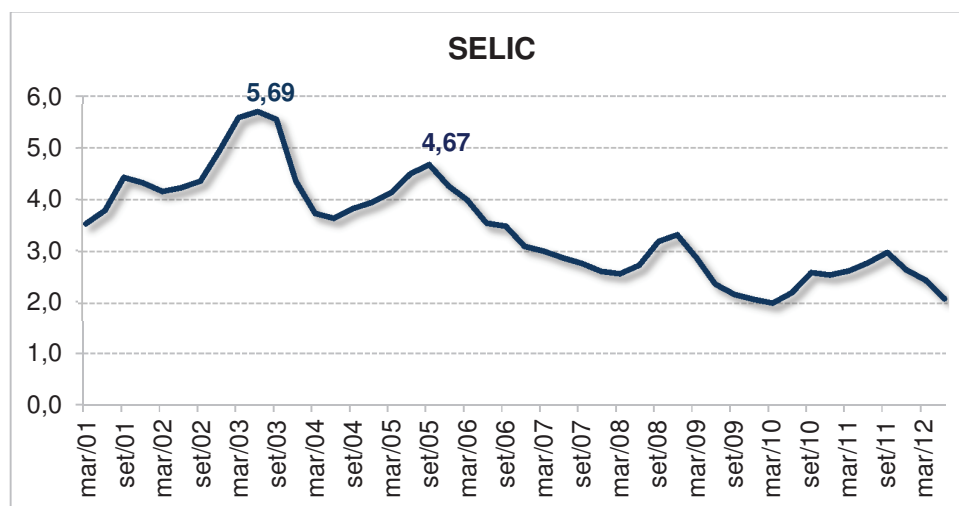
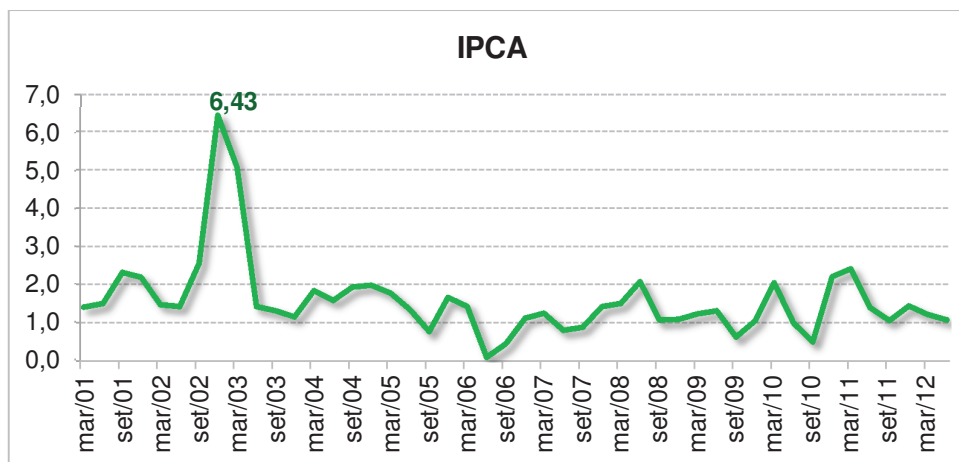
PERRON, Pierre; QU, Zhongjun. A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron's unit root tests. **Economics Letters**, v. 94, p. 12–19, 2007.

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

WORLD BANK (WB); INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). **Indicators of financial structure, development, and soundness**. In: _____. Financial Sector Assessment: a Handbook. World Bank, IMF, 2005. ch. 2. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/fsa/eng/pdf/ch02.pdf>>. Acesso em: 10/10/12.

Apêndice A – Gráficos utilizados na escolha das quebras estruturais



Apêndice B – Resultado dos testes de Hausman

Tabela 9 - Resultado do Teste de Hausman para o modelo final

Variável	Coeficientes		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
Adm	0,65	0,30	0,34	0,25
Rec	-2,55	0,57	-3,12	0,74
ICob	0,14	0,00	0,13	0,02
PIB	0,05	0,07	-0,01	0,00
IHH	0,76	0,77	-0,01	0,00
Prob>chi2 = 0.0000				

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

Tabela 10 - Resultado do Teste de Hausman para o modelo com a variável dependente defasada

Variável	Coeficientes		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
M _{t-1}	0,04	0,09	-0,05	0,00
Adm	0,61	0,09	0,52	0,28
Rec	-2,43	1,62	-4,06	0,92
Icob	0,13	-0,03	0,16	0,03
PIB	0,05	0,06	-0,01	0,00
IHH	0,83	0,80	0,02	0,00
Prob>chi2 = 0.0000				

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0

Apêndice C – Resultado do teste de autocorrelação dos resíduos para o modelo resultante da estimação da equação (27)

Tabela 11- Resultados do teste de autocorrelação dos resíduos

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H_0 : no first-order autocorrelation

$F(1, 63) = 3,327$

Prob > F = 0,0729

Fonte: elaboração própria a partir das saídas do Stata 11.0