



Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Centro de Ciências Sociais
Faculdade de Ciências Econômicas
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas

Rodrigo dos Santos Branco

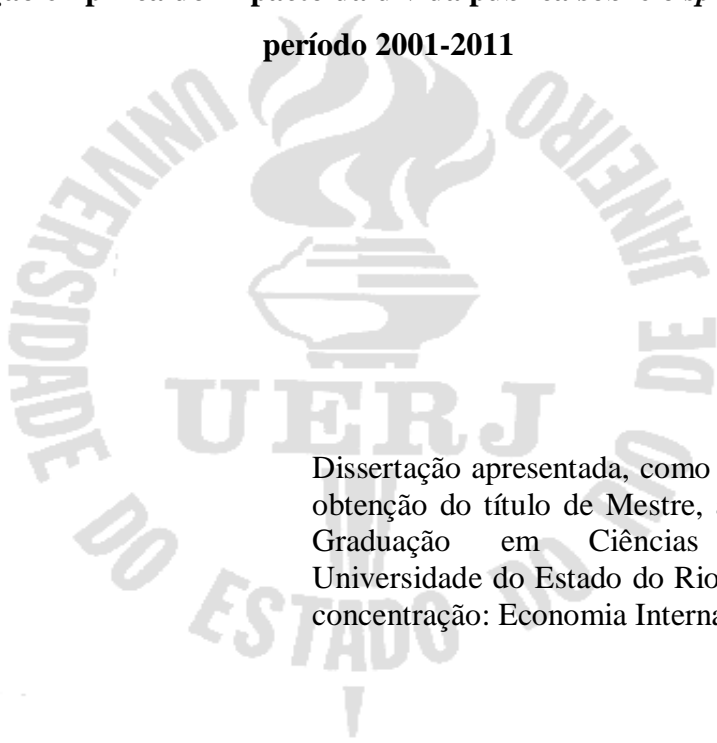
**Uma avaliação empírica do impacto da dívida pública sobre o *spread* bancário no
período 2001-2011**

Rio de Janeiro

2012

Rodrigo dos Santos Branco

Uma avaliação empírica do impacto da dívida pública sobre o *spread* bancário no período 2001-2011



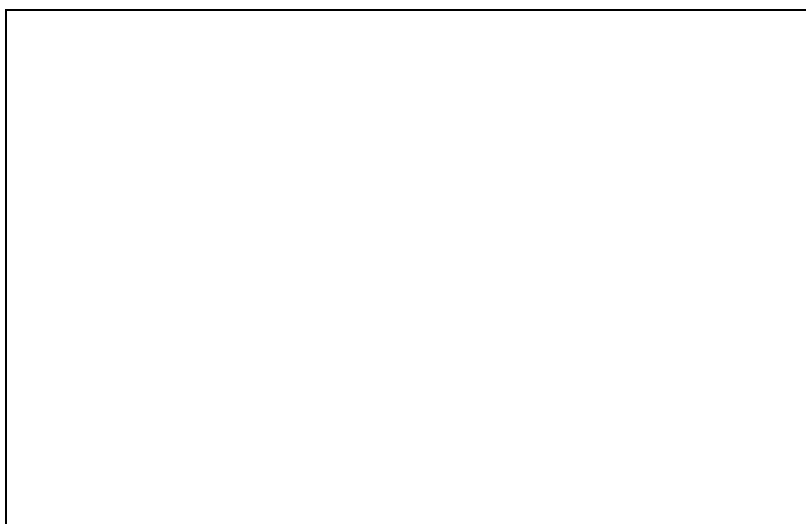
Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional

Orientador: Professor Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula

Rio de Janeiro

2012

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B



Autorizo apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

Assinatura

Data

Rodrigo dos Santos Branco

Uma avaliação empírica do impacto da dívida pública sobre o *spread* bancário no período 2001-2011

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação da Faculdade de Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Aprovada em 27/09/2012

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Luiz Fernando Rodrigues de Paula (Orientador)
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

Prof. Dr. Paulo Sérgio de Souza Coelho (Co-Orientador)
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

Prof. Dr. Antônio Salazar Pessoa Brandão
Faculdade de Ciências Econômicas - UERJ

Prof. Dr. Luiz Fernando Cerqueira Fonseca
Faculdade de Ciências Econômicas - UFF

Rio de Janeiro
2012

À minha família, em especial, à minha avó, Isabel, meu padrinho, Armando, e ao meu avô,
Joaquim, que nos deixaram saudade este ano.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, à minha família, que tem apoiado minhas escolhas ao longo da minha vida.

Ao meu orientador, Luiz Fernando de Paula, por atender incondicionalmente aos meus pedidos desde a época de graduação na UERJ até o mestrado.

Agradeço aos membros da Banca Examinadora, por se disporem a contribuir com o trabalho aqui proposto.

À FAPERJ, ao Governo do Estado do Rio de Janeiro e aos seus contribuintes, que me possibilitaram o privilégio de uma bolsa de estudos durante o curso.

Agradeço à minha namorada, Mariana, pela companhia e dedicação ao meu lado, fundamental para a continuidade do meu trabalho.

Ao meu amigo Rafael, com quem tive a conversa inicial que me levou à ideia do projeto e, agora, do trabalho aqui realizado.

Finalmente, gostaria de agradecer aos demais amigos de faculdade da UERJ, Bruna, Bruno, Daiane, Leilane, Júlio César e Konrad e os novos amigos do mestrado, Fernanda e Bruno, que me incentivaram de diversas formas, com conselhos sinceros e incentivos a seguir em frente.

Capitalista é quem compra para vender e Trabalhador é quem vende para comprar.

Autor Desconhecido

RESUMO

O *spread* bancário no Brasil tem mostrado resiliência quanto ao seu nível reconhecidamente elevado mesmo após as mudanças econômicas estruturais ocorridas a partir da implementação do Plano Real e a mais recente queda da taxa de juros básica da economia – SELIC - promovida, em grande parte, pelo cenário de crise internacional e pelo aumento expressivo do mercado de crédito nacional. Adicionalmente a isso, a mudança no perfil da dívida pública também sofreu alteração recentemente, visando reduzir a importância de títulos públicos atrelados a SELIC e, com isso, aumentar a eficácia da política monetária praticada pelo Banco Central. Ademais, títulos públicos com essa natureza desincentivam a ampliação de um mercado de crédito desenvolvido, dado que são títulos de baixo risco e com rentabilidade suficiente para inibir as instituições financeiras à incorrer em novos empréstimos, com maior risco operacional. Este trabalho pretende investigar a relação entre as Letras Financeiras do Tesouro Nacional – LFTs – e a taxa de *spread* bancário *ex-ante* no período recente da economia brasileira.

Palavras-chave: *spread* bancário, títulos públicos, LFTs

ABSTRACT

The banking *spread* in Brazil has shown resilience as its recognized high level even after the structural economic changes that occurred since the implementation of the Real Plan and the latest drop in the basic interest rate of the economy - SELIC - promoted largely by international crisis scenario and the significant increase in the domestic credit market. In addition to this, the change in public debt profile has also undergone changes recently to reduce the importance of the SELIC indexed bonds and thereby increase the effectiveness of monetary policy practiced by the Central Bank. Furthermore, bonds with nature that discourage the expansion of a developed credit market, as are securities with low risk and profitability sufficient to inhibit financial institutions to incur new loans, with higher operational risk. This paper aims to investigate the relationship between the *Letras Financeiras do Tesouro - LFT* - and the rate of ex-ante bank *spread* in recent years of the Brazilian economy.

Keywords: banking spread, net interest margins, public debt.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1: Emissão de LFTs (em R\$ milhões ao ano a preços de 2000).....	19
Gráfico 2: Percentual da dívida pública atrelada a Selic e taxa Selic (em p.p. ao mês)	21
Gráfico 3: Receita bancária com títulos (em R\$ bilhões por ano a preços de 1995).....	222
Gráfico 4: <i>Spread</i> médio com recursos livres (em p.p. acumulados em 12 meses)	25
Gráfico 5: <i>Spread</i> médio com recursos livres (em p.p. acumulados em 12 meses)	26
Quadro 1: <i>Ranking</i> de países com os maiores <i>spreads</i> no mundo.....	27
Gráfico 6: <i>Spread</i> em países selecionados (em p.p. ao ano)	27
Tabela 1: Decomposição do <i>spread</i> bancário brasileiro (em % ao ano).....	28
Gráfico 7: Componentes do <i>spread</i> bancário (em % ao ano).....	29
Gráfico 8: <i>Spread</i> total e Selic (em p.p. ao mês)	31
Quadro 2: resumo da literatura revisada	38
Quadro 3: Justificativas para os possíveis comportamentos das variáveis microeconômicas .	44
Quadro 4: Justificativas para os possíveis comportamentos das variáveis macroeconômicas.	45
Tabela 2: Resultados da primeira etapa para trimestres selecionados	48

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BC	Banco Central do Brasil
BM	Banco Mundial
PIB	Produto Interno Bruto
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
LFT	Letra Financeira do Tesouro Nacional
IDE	Investimento Direto Externo
ORTN	Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional
COPOM	Comitê de Política Monetária

SUMÁRIO

Capítulo 1 - Introdução	13
Capítulo 2 – Títulos Públicos no Brasil	17
2.1 – Volume de emissão das LFTs	19
2.2 – Participação das LFTs no total da dívida pública	20
2.3 – Receita obtida com títulos públicos	22
Capítulo 3 – Panorama e evolução do <i>spread</i> bancário brasileiro entre 1995 e 2011	24
3.1 – Ranking dos <i>spreads</i> pelo mundo	26
3.2 – Decomposição do <i>spread</i> bancário no Brasil	28
3.3 – Relação entre <i>spread</i> e taxa SELIC.....	29
Capítulo 4 - Literatura sobre <i>spread</i> bancário	32
4.1 – Literatura internacional	32
4.2 – Literatura nacional.....	35
4.3 – Quadro-resumo da revisão da literatura	37
Capítulo 5 – Metodologia e Bases de dados.....	40
5.1 - Metodologia.....	40
5.1.1 Variáveis microeconômicas	42
5.1.2 Variáveis macroeconômicas	44
5.2 – Bases de dados	47
5.3 – Resultados.....	47
5.3.1 – Interpretação dos resultados.....	50
Capítulo 6 – Conclusão	53
Anexo I – Síntese econométrica	53
A.1 - Regressões da primeira etapa, com dados trimestrais em <i>cross-section</i>	56
A.2 - Regressão da segunda etapa, com dados trimestrais em séries temporais	75
Referências bibliográficas	766

Capítulo 1

Introdução

Após o período de implementação do Plano Real, as instituições financeiras brasileiras precisaram se reinventar (Branco, 2008) para adquirir novas formas de obter receitas operacionais. A receita inflacionária tinha participação importante na receita total dos bancos e após a queda da inflação, gerada pelo Plano Real em 1994, houve uma forte redução nesta fonte, sendo a mesma posteriormente extinta já em 1996 (IBGE/Andima, 1997).

Tais ganhos eram obtidos através da manutenção no passivo dos bancos de saldos em contas correntes não-remuneradas, saldos estes que quando aplicados rendiam – basicamente - a correção monetária existente à época, que era elevada devido aos níveis de inflação. Esses ganhos representavam cerca de 38,5% das receitas bancárias auferidas no último período de inflação elevada (*Ibid*). Com isso, os bancos viram a necessidade de recompor seus ganhos a partir de outras receitas que compensassem tal perda, aumentando - principalmente - suas carteiras de crédito a fim de incrementar a fonte de receita de Intermediação Financeira, que antes era posta em segundo plano nos objetivos de lucratividade dos bancos.

Com tal mudança, o *spread* torna-se uma variável de estudo essencial, dado que mede o diferencial entre o custo de captação e remuneração do crédito feito por depositantes que os bancos incorrem e a concessão do mesmo na forma de empréstimos ao público em geral (Brock & Rojas-Suarez, 2000), ou seja, sua função de intermediador financeiro. Sendo o *spread*, por definição, a diferença entre o custo que a instituição financeira tem para captar recursos financeiros e para emprestar a terceiros posteriormente, este se tornou uma variável do maior interesse na observação para análise no período pós-inflacionário, haja vista que a concessão de crédito ganharia importância e tornar-se-ia uma das principais formas dos bancos auferirem receitas atualmente.

Dada esta fundamental alteração na estrutura da firma bancária no Brasil, o *spread* torna-se a principal variável a ser observada para que haja o entendimento de como os bancos passam a obter receitas através da intermediação financeira. O próprio Banco Central do Brasil, a partir de 1999, passa a realizar sistematicamente estudos sobre a variável entre as instituições financeiras para avaliar o comportamento dos bancos brasileiros diante de expansões e retrações do crédito, diferentes períodos de inflação e anos de crescimento

positivo ou negativo do PIB. Com isso, torna-se necessária a análise também por parte do mundo acadêmico, que tem seu início no Brasil a partir do artigo precursor de Aronovich (1994) e posteriormente os artigos de Afainasieff *et al* (2001 e 2002).

Em estudos mais recentes sobre o tema, foram definidos duas modalidades de medição do *spread*: o *spread* bancário *ex-ante*, o qual é mensurado a partir das decisões de precificação dos bancos em relação às taxas de captação e de empréstimos, anteriores à realização de seu resultado (Leal, 2006); e o *spreadex-post*, que é o resultado da intermediação financeira após a contabilização das receitas obtidas e dos custos incorridos na operação de empréstimo (*Ibid*). Neste trabalho, utilizaremos o conceito *ex-ante* em virtude da maior abrangência de dados nesta modalidade e da captação de resultados a partir do cenário econômico pelas variáveis exógenas aos bancos, não influenciadas pela eficiência individual das instituições financeiras nacionais.

O *spread* bancário pode ser analisado também pelas óticas micro e macroeconômicas. Pelo lado microeconômico, o *spread* pode ser determinado junto com os demais componentes pertencentes às receitas da firma bancária. Ele passa a ser o resíduo líquido (*Net Interest Margin* – NIM) após a subtração das despesas operacionais, tributárias, custos de inadimplência e com o compulsório, que é o percentual exigido de capital pelo Banco Central Brasileiro – BC - nas operações realizadas pelos bancos. Por este ângulo, o *spread* é analisado como parte integrante da estrutura da firma, variável que deve ser maximizada concomitantemente com a minimização dos custos apontados anteriormente. A eficiência dos bancos deve ser medida através destas duas práticas comuns a Microeconomia.

Já sob a ótica Macroeconômica, o *spread* pode ser analisado de acordo com algumas variáveis amplamente conhecidas como o Produto Interno Bruto - PIB, taxa de juros e inflação, e também através de variáveis discricionárias ligadas ao Banco Central como o compulsório bancário e as taxas de redesconto. Tais variáveis são analisadas como determinantes macroeconômicas do *spread* e exercem papel singular no comportamento do mesmo na estrutura bancária. Portanto, o comportamento dessas variáveis macro – que, obviamente, não podem ser administradas internamente pelas firmas bancárias – deve ser observado para podermos analisar de forma mais acurada as alterações do *spread* através de mudanças no campo econômico, causadas por fatores exógenos à lógica das instituições financeiras que, por vezes, são inesperadas.

Através das diferentes fases dos ciclos econômicos, o *spread* pode ser influenciado por períodos de forte inflação, de baixo ou alto crescimento do PIB e, principalmente, pela variação na taxa básica de juros brasileira, a SELIC. O BC brasileiro tem utilizado a SELIC como principal ferramenta de política monetária com a finalidade de conter a inflação em períodos de expansão da economia acima do nível sustentado pelo crescimento da oferta (Oreiro & Amaral, 2008).

Um dos efeitos observados após o aumento da taxa básica de juros é a diminuição na demanda por crédito oferecida pelos bancos, em virtude das taxas cobradas nos novos empréstimos serem maiores. Além disso, um impacto altista no *spread* bancário pode ser observado nas novas operações financeiras, dado que o custo de captação para os bancos também se torna maior a partir da alta na taxa de juros, estando as demais variáveis sem alterações (*ceteris paribus*); e também em virtude do aumento no risco operacional, dada a maior possibilidade de inadimplência nos novos empréstimos contraídos.

Com efeito, uma expressiva variância na taxa de juros básica da economia em períodos curtos de tempo também cria um ambiente econômico de incerteza, onde as instituições financeiras tentarão se proteger de forma a incorrer em um menor risco nas operações de crédito. Na existência de volatilidade na taxa de juros, os bancos tendem a praticar *spreads* maiores com o intuito de assegurar as operações em caso de inadimplência no pagamento das mesmas por parte dos tomadores.

A taxa básica de juros é utilizada também como uma base de custo para a captação de recursos pelos bancos. A partir dela serão definidas as taxas finais dos empréstimos concedidos, tendo o *spread* como o diferencial entre as duas. Se há uma taxa de juros básica da economia elevada, como ocorre no Brasil, as taxas nos empréstimos realizados serão naturalmente elevadas, o que estimula à cobrança de uma margem maior entre custo de captação e operação de crédito, ou seja, o *spread*.

Se observarmos os efeitos das alterações na taxa SELIC por outro ângulo, o modelo econômico brasileiro de crescimento através de poupança externa (Pastore *et al*, 2010) tende a favorecer que a taxa de juros praticada no Brasil tenha um diferencial positivo às taxas internacionais para atrair capital necessário à aplicação em portfólio brasileiro, ou seja, em carteira de títulos e ações no mercado financeiro nacional.

Este diferencial positivo da SELIC gera, ainda, outros efeitos nas instituições

financeiras. A manutenção da taxa básica de juros da economia em patamares relativamente elevados torna também interessante aos bancos brasileiros aplicarem parte de seus recursos em títulos que a tenham como indexador, o que ocorre com as Letras Financeiras do Tesouro Nacional – LFT, que é um título emitido para a emissão e rolagem da dívida pública. Por termos uma taxa de juros básica relativamente alta quando comparada às demais pelo mundo, a aplicação nesses títulos torna-se rentável, principalmente em momentos em que o BC brasileiro se vê na necessidade de elevar a taxa de juros com o objetivo de conter a inflação.

Com isso, as instituições financeiras têm uma importante fonte de receita – de baixo risco e alta rentabilidade – disponível para compor e competir com as demais receitas bancárias, como a atividade de intermediação financeira, ou seja, a captação de recursos e a concessão de empréstimos. O custo de oportunidade (Paula & Faria Júnior, 2012) do banco em conceder novos empréstimos aumenta a partir do momento em que há outra fonte de receita com rentabilidade equivalente e de menor risco, fazendo com que o custo gerado esteja precificado no *spread*. Este fenômeno poderá ter a capacidade, então, de alterar a composição das receitas bancárias auferidas e, por conseguinte, afetar o *spread* bancário no Brasil.

Este trabalho tratará sobre os possíveis determinantes do *spread* bancário no Brasil, dando ênfase à contribuição que os títulos públicos atrelados à SELIC possam dar para a manutenção dos níveis elevados de *spread* no Brasil, entre os maiores do mundo. Além desta introdução, será traçada (ii) uma revisão histórica da dívida pública brasileira, a partir do período de hiperinflação, que gerou a necessidade da criação de títulos de dívida atrelados à taxa de juros; (iii) o panorama do *spread* bancário no período pós-implementação do Real, de 1995 a 2010; (iv) revisão da literatura nacional e internacional sobre *spread* bancário; (v) a metodologia e base de dados utilizados para aferir a importância dos títulos atrelados à taxa de juros básica da economia nas variações do *spread*, além da apresentação e interpretação dos resultados obtidos com a utilização da metodologia escolhida; e (vi) conclusão, com a indicação de políticas econômicas com o intuito de reduzir os níveis de *spread* bancário praticados no Brasil a níveis internacionais.

Capítulo 2

Títulos Públicos no Brasil: um panorama geral

O objetivo deste capítulo é contextualizar o cenário econômico em que foram criadas as Letras Financeiras do Tesouro – LFTs -, com o objetivo de oferecer rentabilidade segura com os níveis de inflação observados nos anos de 1980. Posteriormente a isso, é exposto o comportamento instável na utilização das LFTs no portfólio dos agentes econômicos nos últimos anos.

Desde a criação das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional – ORTN – em 1964, o Estado brasileiro tem utilizado a emissão de títulos públicos para poder financiar seus gastos e para fins de política monetária, como aumentar ou reduzir a base monetária. Como função primordial, um título de dívida pública permite o endividamento por parte do Estado para financiar despesas inerentes da administração pública que não tem, de imediato, contrapartidas necessárias para cobrir seus gastos.

Outra função importante para os títulos é a diminuição ou aumento de base monetária na economia. Se a economia apresenta índices de inflação elevados, uma medida utilizada para o controle é a venda dos títulos em mercado para retirar base monetária – moeda em poder do público - daquela economia. Inversamente, se o país se vê na necessidade de aumentar o consumo, por exemplo, o Estado pode recomprar seus títulos de dívida, aumentando a base monetária, o que gera maior disponibilidade de moeda em poder do público.

Com as mudanças estruturais ocorridas na economia brasileira, principalmente após a implantação do Plano Real, ocorreram também alterações substanciais na utilização de ferramentas diferentes na política econômica praticada pelos governos desde então. Com o intuito de atrair capital externo devido aos baixos níveis de poupança interna, os governos do período recente têm utilizado o diferencial positivo interno da taxa de juros brasileira em relação às taxas internacionais como componente do modelo econômico adotado nas duas últimas décadas, visando à atração de capital externo para o país, tanto na forma de investimentos em portfólio como em IDE – Investimento Direto Externo (Laplane & Sarti, 1999), no intuito de alcançar o objetivo de equalizar o saldo do Balanço de Pagamentos do país (Franco, 1998) e atrair capital para o investimento em portfólio brasileiro.

Entretanto, a taxa básica de juros também é utilizada como o indexador de um dos principais títulos públicos emitidos pelo governo para a rolagem e contração de novas dívidas. A LFT é o título que utiliza a SELIC como indexador, o que proporciona um efeito ambíguo na economia como um todo. Se, por um lado, há uma entrada maior de capital externo quando a SELIC sobe, por outro há o aumento do custo de rolagem da dívida pública atrelada às LFTs, o qual o país tem de arcar (Oreiro & Amaral, 2008).

Além disso, a conexão direta existente entre a indexação de títulos públicos à taxa de juros, corrigida diariamente, ocasiona a não existência do prêmio de risco no título, dado que seu *cupom* é de um dia (Barbosa, 2006). Tal fato provoca maior inércia do investidor em procurar títulos públicos que obedeçam às taxas de juros de longo prazo, com remunerações no curto prazo menores e incerteza quanto à defasagem na correção dos mesmos no seu vencimento. Ou seja, há uma piora no perfil da dívida pública brasileira em virtude da existência de um título público de curto prazo que garante rentabilidade diária.

Um ponto relevante que deve ser lembrado ainda é a ligação entre o mercado de títulos públicos e as reservas do Banco Central. Isto ocorre em virtude da necessidade de utilização das reservas para “esterilizar” (Cardoso, 2001) a operação com os títulos indexados a SELIC. Se há excesso de demanda pelos títulos por parte dos agentes, o BC tem que manter a liquidez do sistema de forma a manter disponível a mesma quantidade de moeda em poder do público, equilibrando a base monetária. Por outro lado, se há excesso de oferta de títulos atrelados a SELIC ou se os agentes possuidores dos títulos optam por vendê-los, o BC – mais uma vez – terá que utilizar suas reservas na liquidação dos títulos vendidos (*Ibid*).

A justificativa para a criação de títulos públicos que tivessem como indexador a taxa básica de juros da economia foi o período de hiperinflação atravessado pelo Brasil nos anos 1980. Antes da criação das LFTs, houve ainda as Letras do Banco Central (LBC), como registra Pedras (2009):

Tendo em vista a dificuldade na colocação de LTNs e a impossibilidade de colocação de OTNs em mercado, dada a desindexação da economia por conta da extinção da correção monetária, o Banco Central optou por criar um título de sua responsabilidade. Assim, em maio de 1986, a falta de opções de instrumento levou o Conselho Monetário Nacional a autorizar a autoridade monetária a emitir títulos próprios para fins de política monetária. Foi então criada a LBC (Letra do Banco

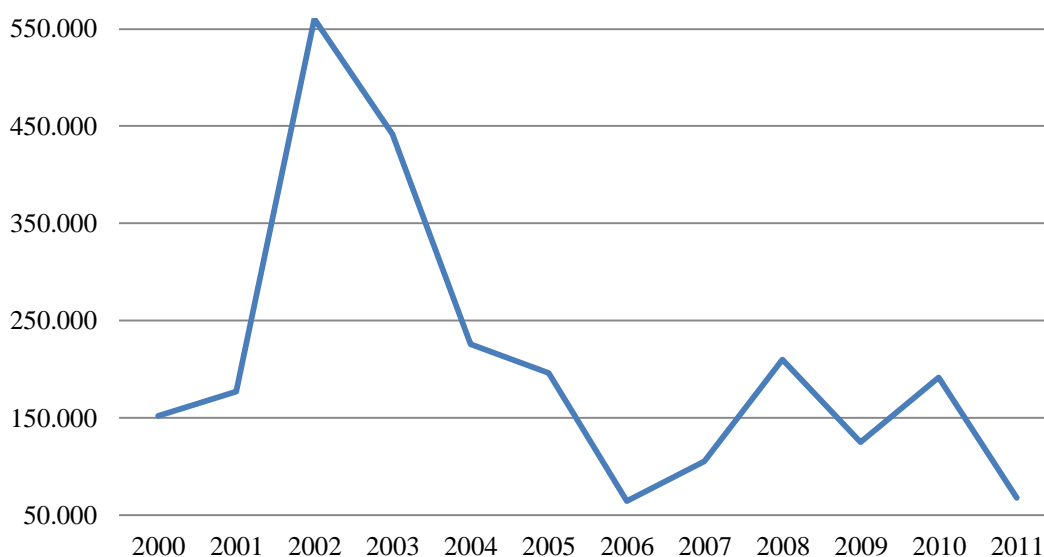
Central), a qual tinha como característica ímpar o fato de ser remunerada pela taxa SELIC, com indexação diária.

A criação da LFT veio, então, a reboque da LBC, com a única diferença de ter seu emissor sendo o Tesouro Nacional e não o Banco Central.

Portanto, a criação de títulos indexados à taxa SELIC deu-se para atender a necessidade que o período inflacionário impunha a economia brasileira, com seus efeitos nocivos relativos à dívida pública. Após a introdução do Plano Real, a inflação arrefeceu para níveis em que não é mais interessante a manutenção de parte significativa da dívida indexada à taxa de juros estipulada periodicamente pelo COPOM - Comitê de Política Monetária. Atualmente, tais títulos geram efeitos negativos importantes, dada a política de juros praticada pelo Banco Central na atenuação da inflação.

2.1 – Volume de emissão das LFTs

A emissão das LFTs nos últimos anos sofreu grandes variações nos volumes subscritos como parte da dívida pública brasileira. Com dados disponíveis do Tesouro Nacional desde 2000, observa-se que houve uma forte expansão da emissão dos mesmos até 2002, para uma sensível redução desde então. Em 2000, o montante de LFTs emitidas alcançou R\$ 152,5 bilhões, tendo subido para R\$ 177,0 bilhões já no ano seguinte. **O Gráfico 1** exhibe a trajetória das emissões.



Fonte: Tesouro Nacional. Elaboração própria.

Gráfico 1: Emissão de LFTs (em R\$ milhões ao ano a preços de 2000)

Em 2002, a colocação de LFTs alcançou o valor máximo para todos os anos, de R\$ 559,9 bilhões. Neste mesmo ano, a participação das LFTs alcança seu maior número em relação ao total emitido da dívida pública nacional, de 48,2% (BACEN, 2002). Após este período, o volume de emissão de LFTs se reduz e alcança o menor patamar em 2006, com R\$ 64,5 bilhões. O total de emissão do título volta a subir em 2007 e 2008, cai em 2009, mas se manteve em patamares menores do que nos anos anteriores.

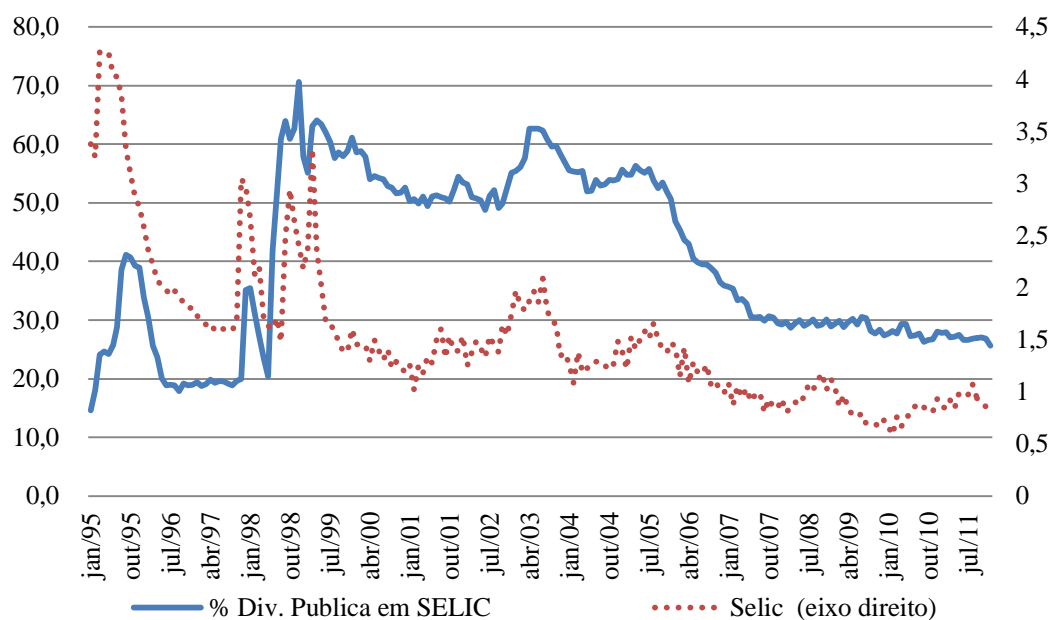
Com o objetivo direto por parte do governo a partir de 2010 em reduzir significativamente a participação das LFTs no total da dívida pública, o montante emitido teve expressiva redução novamente em 2011 e encerrou o ano com R\$ 67,8 bilhões. Já em 2012, ocorre o primeiro leilão de LFTs desde sua emissão onde não houve demanda de mercado pela compra do título, face a recente queda da SELIC, indexador da LFT. Este é um fato importante recente que demonstra a alteração no perfil da dívida pública através da política de redução da taxa de juros básica, grande parte causada (i) pelos reflexos da crise externa na Europa e (ii) o desaquecimento interno da economia, causado – em parte - pela aparente exaustão na política de crédito utilizada pelos governos brasileiros nos últimos anos.

2.2 – Participação das LFTs no total da dívida pública

A participação dos títulos indexados à SELIC em relação ao total da dívida pública brasileira desde o período iniciado em 1995 até os dias de hoje tem variado de forma significativa desde sua criação. Em 1995, início do período de estabilização da economia brasileira, a participação cresce de 14,6% para 41,1% já em agosto do mesmo ano. Após isto, a taxa de participação da dívida indexada a taxa de juros básica cai para 20,1% em maio de 1996. Neste primeiro subperíodo, podemos observar que o crescimento e posterior queda da dívida indexada acompanha a trajetória de alta e queda da própria taxa de juros.

No período iniciado em meados de 1997, as trajetórias da dívida atrelada a SELIC e da própria taxa básica de juros apresentam volatilidades significativas. Este subperíodo tem seu final em junho de 1999, como podemos observar no **Gráfico 2**, e se justifica nas crises internacionais ocorridas na Ásia, em 1997, e na Rússia, em 1998. Como o Brasil precisava manter sua taxa de câmbio inalterada – dado o esquema de Âncora Cambial (Garcia, 1994), a

ferramenta de política macroeconômica utilizada diante de tais crises foi a de política monetária, através da alteração da taxa básica de juros. Esse período teve fim com a desvalorização do Real frente ao dólar, em 1999.



Fonte: Banco Central. Elaboração própria.

Gráfico 2: Percentual da dívida pública atrelada a Selic e taxa Selic (em p.p. ao mês)

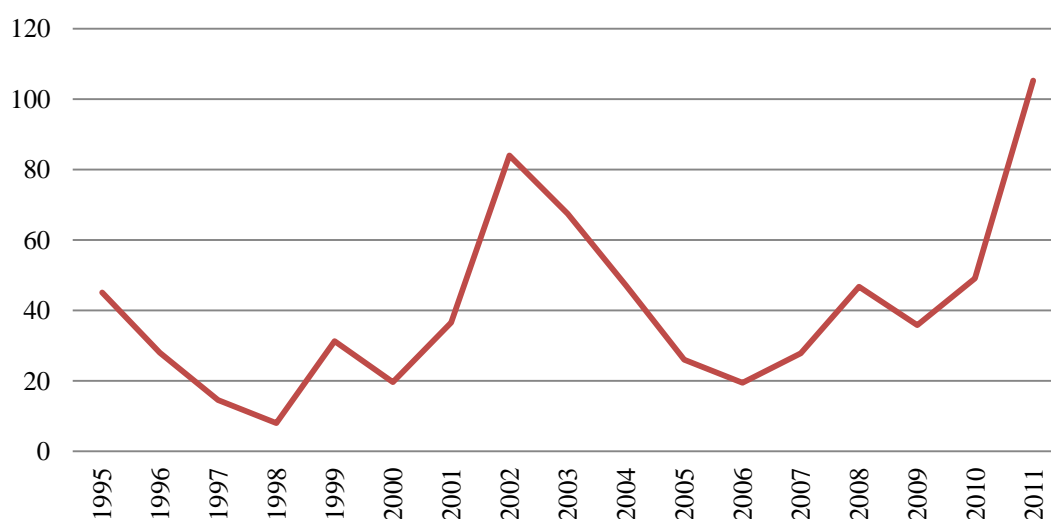
Desde então, a política monetária tem sido atuante, porém sem o intuito de atrair capital externo para a manutenção do influxo de dólares necessários, dado o fim do esquema de Âncora Cambial com a mudança no regime de taxa de câmbio, que passa a ser flutuante em 1999. A evolução recente da SELIC tem sido ditada pelos cenários de aceleração e arrefecimento da inflação. Por isso, as trajetórias de participação da dívida atrelada a SELIC e a da própria taxa de juros em si tem sido mais uniformes desde então.

Porém, a função de destaque que vem sendo dada a emissão de títulos públicos no Brasil, principalmente as LFTs, é diferente dos objetivos que os governos anteriores ao Plano Real almejavam. Com as altas taxas de juros reais oferecidas aos investidores que adquirem títulos públicos indexados à SELIC, as instituições financeiras tem uma grande oportunidade de aplicarem seus recursos na compra desses títulos, sendo o efeito intensificado quando o Comitê de Política Monetária (COPOM) – utilizando-se da ferramenta de alta de juros para controlar a inflação – decide pelo aumento da taxa, o que gera automaticamente a elevação na rentabilidade dos títulos públicos atrelados diretamente a SELIC.

2.3 – Receita obtida com títulos públicos

Os maiores compradores de títulos da dívida emitidos pelo governo brasileiro são as instituições financeiras nacionais, os bancos brasileiros. A dívida interna brasileira é rolada e incrementada graças às aquisições feitas por essas instituições junto ao mercado de títulos do Tesouro Nacional. Isso ocorre porque é rentável para os bancos auferirem os ganhos com as taxas de juros oferecidas pelo Tesouro na emissão das LFTs, tornando essa fonte de receita concorrente das demais, como o crédito disponível para empréstimos às pessoas físicas e jurídicas.

As receitas bancárias obtidas com títulos mobiliários cresceram cerca de 800% desde 1995 até 2011, a preços de 1995. Com dados extraídos do BC, podemos observar no **Gráfico 3** a evolução da receita auferida pelos bancos no Brasil com títulos a partir do início do Plano Real.



Fonte: Banco Central. Elaboração Própria.

Gráfico 3: Receita bancária com títulos (em R\$ bilhões por ano a preços de 1995)

Enquanto no início do período, entre 1995 e 1998, os ganhos com operações de títulos mobiliários pelos bancos tiveram queda, a partir de 1998 a evolução passa a ser positiva e alcança R\$ 31,3 bilhões em 1999. O contexto econômico da época estava sob os efeitos da crise da Rússia, de 1998, que ocasionou a mudança do regime de câmbio no Brasil em 1999. Após isso, o pico de receita com títulos ocorreu em 2002 quando o valor total alcançou cerca de R\$ 84,1 bilhões, recorde só superado em 2011, com R\$ 105,4 bilhões.

A importante participação no ganho com títulos gera o efeito de ampliar as margens de risco e de *spread* exigidas para que os bancos concedam crédito às empresas e indivíduos, dado que há uma forma de obter receita de baixo risco e alto retorno. Portanto, é plausível afirmar que ao aumentar a taxa básica de juros da economia, além de gerar os efeitos benéficos de atrair capitais externos e reduzir a inflação através da retração na oferta de crédito por parte dos bancos, o Banco Central colabora com a ampliação das margens de *spread* bancário praticadas pelas instituições financeiras, o que gera o efeito deletério na disposição dos bancos em conceder crédito em geral a taxas ainda maiores.

Mas isso só será verdade enquanto persistir uma política monetária que mantenha a SELIC acima de um patamar dado por uma condição de paridade internacional de juros. No Brasil, desde o início do Plano Real, as taxas de juros reais praticadas tem sido maiores do que as praticadas internacionalmente, o que permite operações de arbitragem de juros que trazem ganhos aos compradores dos títulos brasileiros acima da média mundial.

A relação entre títulos públicos da dívida interna brasileira atrelados à taxa básica de juros mostra que houve uma expressiva participação dos mesmos na dívida como um todo nos anos após a implementação do Plano Real, em particular a partir dos contágios das crises externas (asiática e russa) e da própria crise de confiança no Brasil em 2002. Inicialmente, antes do Real, a necessidade dos títulos atrelados a SELIC se justificava na alta inflação brasileira. Após o Real, os títulos tornaram-se fonte atrativa de receitas para o público em geral, mas especialmente para os bancos em atividade no país, que obtém receitas de uma fonte com baixo risco, o que tornava a atividade na concessão de empréstimos menos atrativa. Isto gerou a existência de um “prêmio de risco” (Paula & Faria Júnior, 2012) para a concessão de novos empréstimos. No entanto, o fenômeno tem tido declínio com a queda recente da SELIC, que torna os títulos atrelados à taxa menos atrativos.

Capítulo 3

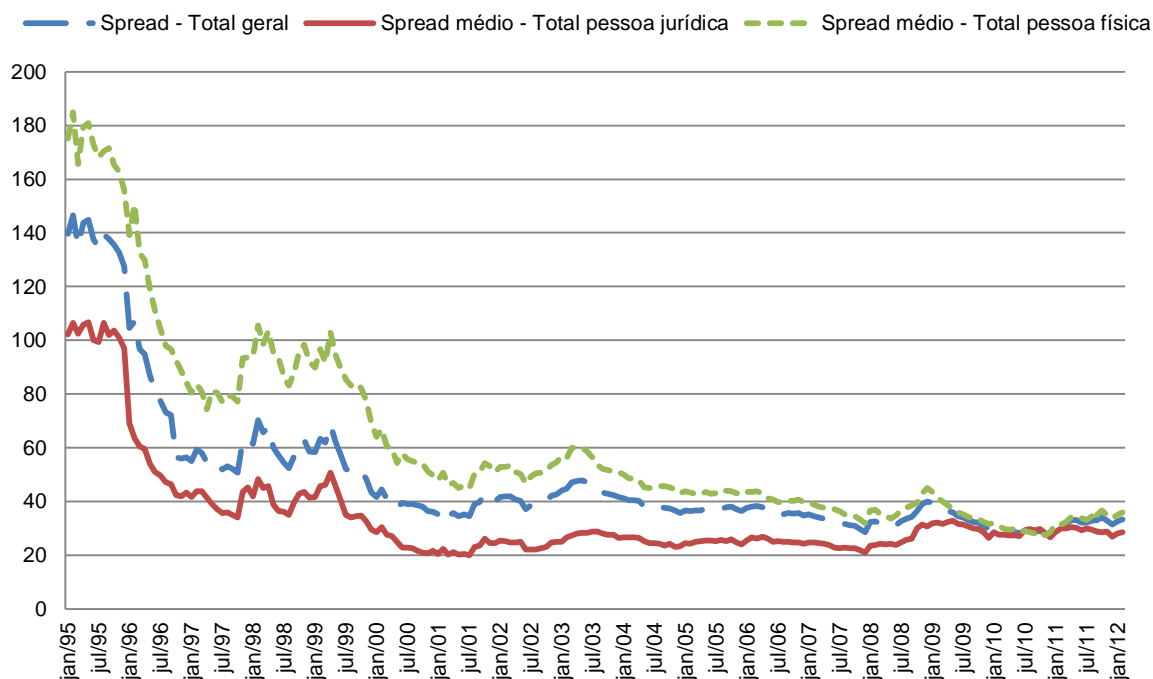
Panorama e evolução do *spread* bancário brasileiro entre 1995 e 2011

O presente capítulo efetua uma análise sobre o panorama do *spread* bancário no Brasil pós Plano Real. As diversas crises internacionais do período alteraram sensivelmente o cenário econômico, o que causou reflexos nos *spreads* cobrados pelas instituições financeiras nas concessões de crédito ao mercado.

No período que se inicia após a implementação do Plano Real, o *spread* bancário mantinha ainda níveis semelhantes aos observados antes da introdução do plano. Em 1995, as taxas de *spread* total, pessoa física e pessoa jurídica oscilavam em torno de 137 p.p., 171 p.p. e 103 p.p. ao ano, respectivamente. A memória das receitas inflacionárias ainda era um resquício do cenário macroeconômico de altas crônicas nos preços. Entretanto, já em 1996, há uma queda vertiginosa nos *spreads*, fechando o ano em torno de 50 pontos percentuais menor que no anterior.

Após 1996, há uma relativa alta entre meados de 1997 até o início de 1999, quando houve a alteração no regime cambial para câmbio flutuante. Na sequência, ocorrem novas quedas, porém de magnitude menor do que a observada em 1996.

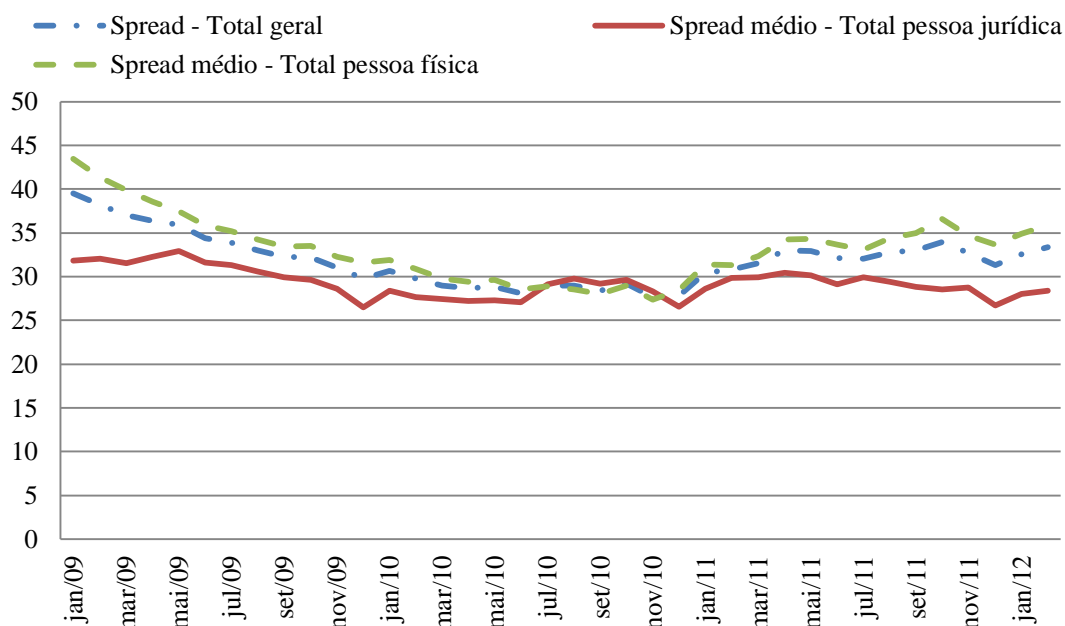
Mais recentemente, em 2008, observa-se novamente uma relativa alta nos *spreads*, tanto no total quanto para pessoas físicas e jurídicas, grande parte em virtude da crise financeira internacional surgida nos Estados Unidos. Os *spreads*, posteriormente, voltam a cair em 2009 e se mantêm em patamares acima dos 30 pontos percentuais por ano. O **Gráfico 4** ilustra a trajetória completa.



Fonte: Banco Central

Gráfico 4: Spread médio com recursos livres (em p.p. acumulados em 12 meses)

No período mais recente, a partir de 2009, há certa estabilidade na evolução das taxas de *spread*, tanto na rubrica de pessoa física quanto na de pessoa jurídica. A partir de meados de 2010, há uma convergência nos diferenciais entre as taxas, o que não se verificou nos anos antecedentes até o início do Plano Real. As disparidades entre os *spreads* bancários para pessoas físicas e jurídicas diminuíram sensivelmente. Tal efeito é retratado no **Gráfico 5**. As medidas ditas de estímulo ao crédito no pós-crise de 2008 adotadas pelo governo brasileiro podem explicar, em parte, essa diminuição.



Fonte: Banco Central

Gráfico 5: *Spread* médio com recursos livres (em p.p. acumulados em 12 meses)

No entanto, já no final de 2010, a disparidade entre *spread* pessoa física e jurídica volta a aumentar, porém em patamares sensivelmente inferiores aos observados em meados dos anos 1990, após a adoção do Real. Essa nova disparidade entre as taxas indica uma conexão maior com variáveis endógenas de impacto para as instituições financeiras – como os diferentes níveis de inadimplência – do que no período anterior, quando prevaleciam os efeitos das alterações macroeconômicas.

3.1 – Ranking dos *spreads* pelo mundo

Mesmo com a vertiginosa queda das taxas de *spread* logo após a adoção do Plano Real, no período mais recente o *spread* apresenta resiliência para incorrer em novas quedas, dado o objetivo traçado pelo governo de alcançar patamares semelhantes aos observados em outros países. O Brasil tem, ainda, as maiores taxas praticadas diante de praticamente todos os países, tanto os desenvolvidos quanto os países em desenvolvimento. Segundo dados do Banco Mundial (World Bank, 2011), o Brasil ocupa a terceira posição no *ranking* mundial de *spread* bancário, aqui explicitado pela diferença entre taxa de empréstimo aos clientes e taxa de captação das instituições financeiras.

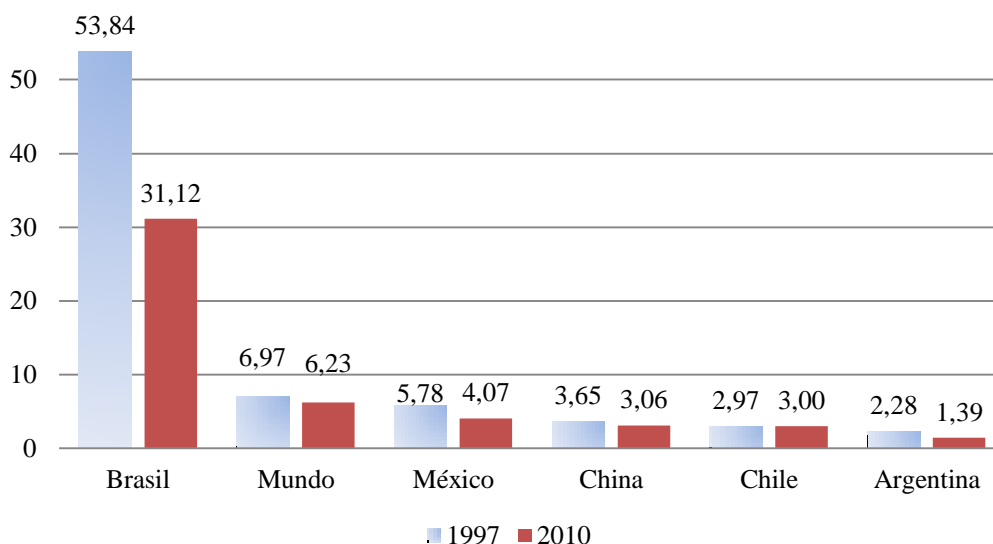
Apesar da queda observada do *spread* brasileiro desde a criação do Plano Real, o país manteve-se na terceira posição entre os demais países avaliados pelo Banco Mundial em 2010, mesma posição registrada 13 anos antes, em 1997. Ou seja, o país permaneceu entre os líderes mundiais em termos de *spread* bancário cobrado.

Classificação	1997	2010
1º	Bulgária	Rep. Dem. Congo
2º	Sérvia	Madagascar
3º	Brasil	Brasil
10º	Armênia	Peru
20º	Camarões	Costa Rica

Fonte: World Bank (2011). Elaboração Própria.

Quadro 1: *Ranking* de países com os maiores *spreads* no mundo

Mesmo quando comparamos o Brasil com países em estágios de desenvolvimento similares, a discrepância entre as taxas praticadas de *spread* é acentuada. A taxa média mundial de *spread* bancário cobrado é atualmente cerca de 1/5 da brasileira, estando as demais taxas dos países utilizados na comparação feita abaixo disso, conforme indica o **Gráfico 6**.



Fonte: World Bank (2011). Elaboração própria.

Gráfico 6: *Spread* em países selecionados (em p.p. ao ano)

Esta é uma justificativa irrefutável para a importância e a necessidade de analisarmos

as possíveis justificativas para um diferencial tão relevante frente ao mundo em relação às taxas de *spread* cobradas no mercado de crédito nacional. Há alguns argumentos que sustentam o fato, como a decomposição do *spread* brasileiro realizada a seguir.

3.2 – Decomposição do *spread* bancário no Brasil

Segundo dados do Banco Central do Brasil, os componentes do *spread* bancário – tais como custos operacionais, compulsório, tributação e margem líquida – tem tido alterações ao longo do período recente.

Rubricas	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Custo Administrativo (1)	20,42	19,41	17,89	18,15	10,16	14,25	12,56
Inadimplência (2)	24,29	27,57	30,51	28,42	26,71	30,58	28,74
Compulsório+Subsídio Cruzado+ +Encargos Fiscais e FGC (3)	9,4	8,07	6,14	6,45	5,23	5,26	4,08
Impostos Diretos (4)	15,63	15,31	15,49	16,04	23,2	19,97	21,89
Total Custos (1+2+3+4)	69,74	70,36	70,03	69,06	65,3	70,06	67,27
Margem Líquida, Erros e Omissões	30,26	29,64	29,97	30,94	34,7	29,94	32,73

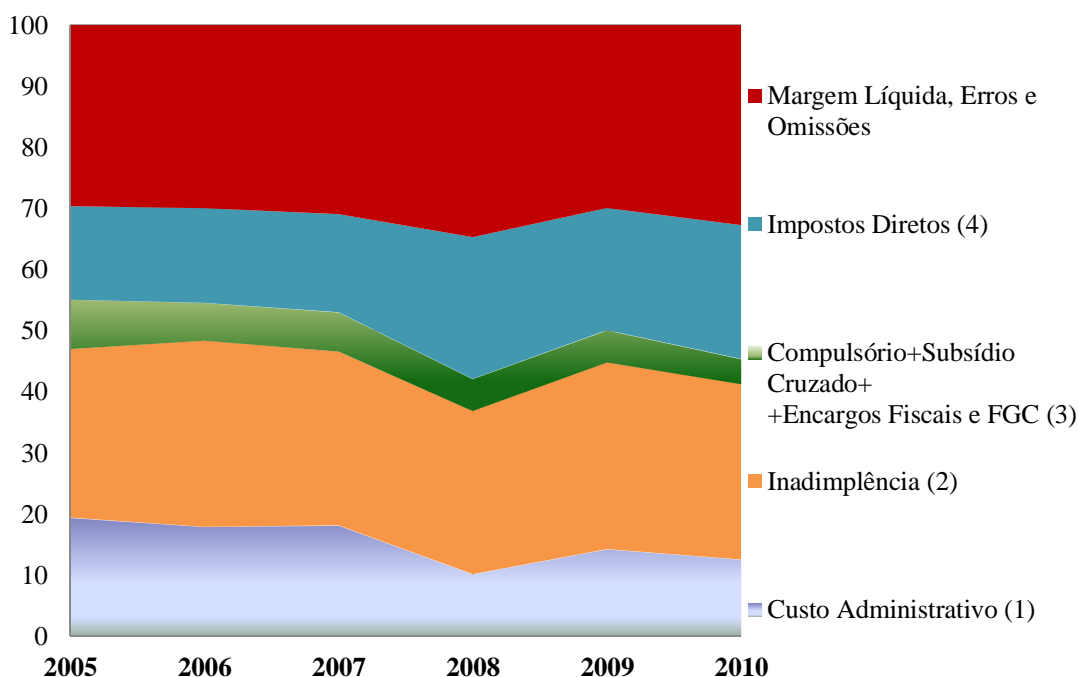
Fonte: Banco Central. Elaboração própria.

Tabela 1: Decomposição do *spread* bancário brasileiro (em % ao ano)

Como pode ser observado na tabela, houve alterações importantes entre os componentes do *spread* bancário nos últimos anos. Entre 2004 e 2010, houve queda significativa dos Custos Administrativos, em torno de 8 pontos percentuais. As taxas de compulsório (volume de capital exigido pelo BC) mais subsídios, encargos fiscais e FGC caíram para menos da metade do que era contabilizado em 2004. Entretanto, os Impostos Diretos tiveram crescimento acima de 6 pontos percentuais no mesmo período.

O grande destaque é a manutenção da margem líquida em patamares praticamente inalterados desde a queda após o período inicial do Plano Real. Apesar da alteração nos demais componentes do *spread* bruto, a margem líquida dos bancos no Brasil se mantiveram ao redor de 30%, à revelia do que se observa no cenário internacional. Em média, a margem líquida dos bancos no Brasil equivale a seis vezes a margem líquida mundial, em média de 5% (*Ibid*).

Como podemos ver em seguida no **Gráfico 7**, o componente do *spread* que menos se altera – registrando alta – é a margem líquida. Isto indica que as firmas bancárias no Brasil conseguem manter seu nível de rentabilidade em cenários econômicos adversos, mesmo havendo alterações significantes nas demais variáveis.



Fonte: Banco Central. Elaboração própria.

Gráfico 7: Componentes do *spread* bancário (em % ao ano)

3.3 – Relação entre *spread* e taxa SELIC

O cenário macroeconômico instável observado no Brasil até a implementação do Plano Real foi utilizado como justificativa para os altos níveis do *spread* bancário brasileiro. Como já dito anteriormente, as altas taxas de inflação inibiam as instituições financeiras nacionais em conceder empréstimos porque os bancos obtinham receitas através de outras fontes, como as aplicações realizadas com títulos *overnight* (Lopes, 1997).

Contudo, tal cenário sofreu mudanças estruturais após a implementação do plano, com a significativa redução da inflação que proporcionou a redução dos níveis de *spread* praticados pelos bancos nos primeiros anos do pós-Real. Porém, mesmo com essas alterações

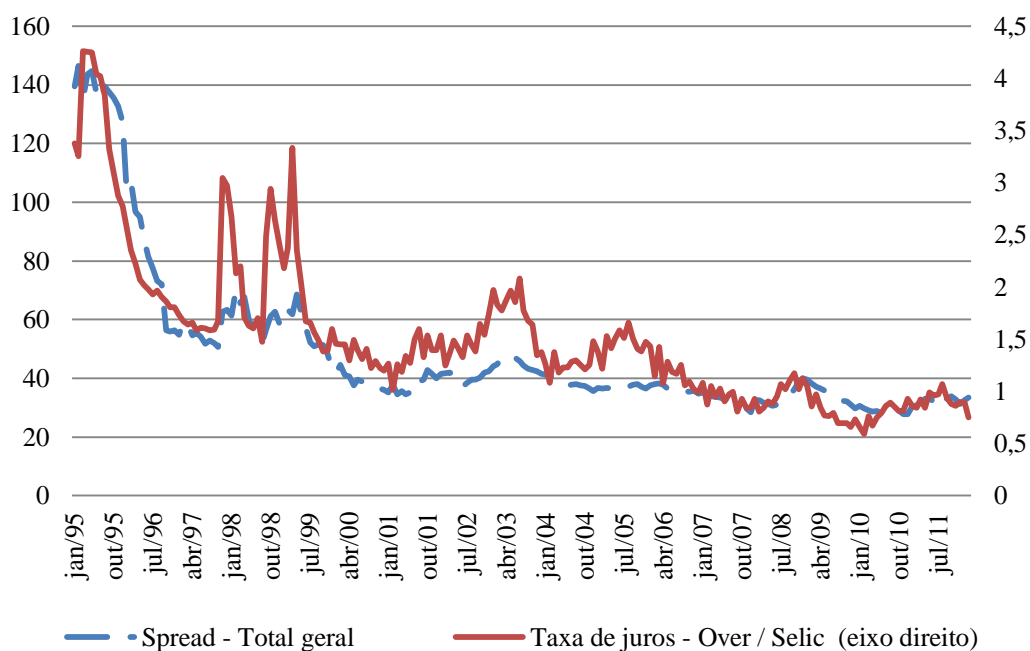
iniciais, as variações no *spread* bancário passaram a acompanhar a evolução de variáveis macroeconômicas que ganharam importância após o período de estabilização, como é o caso da taxa básica de juros – a SELIC.

Segundo diversos trabalhos realizados sobre o *spread* bancário no Brasil (Silva *et al.*, 2007; Paula & Pires, 2007; Nakane, 2003), a SELIC é uma das variáveis macroeconômicas que apresenta maior significância entre as que compõem o *spread* bancário. Nela estão refletidas as operações de crédito do mercado interbancário brasileiro, que dão base as demais operações de crédito na economia. Ademais, a taxa básica de juros ganha importância no cenário econômico brasileiro após o início do período de estabilização porque ela passa a ser efetivamente um instrumento de política monetária com a finalidade de regular a demanda por empréstimos e, por consequência, os níveis de inflação¹.

Analisando a evolução do *spread* bancário brasileiro e da SELIC ao longo do período recente, podemos observar no gráfico a seguir que há, de fato, semelhanças nas trajetórias do período total observado - de 1995 a 2011 – entre a SELIC e o *spread* total. A correlação entre as duas variáveis no período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2011 é positiva e da ordem de 0,89, ou seja, 89% de similaridade entre as trajetórias percorridas pelas duas variáveis.

Entretanto, se dividirmos o período total em subperíodos, o coeficiente de correlação se altera significativamente: de janeiro de 1995 até junho de 1997 o coeficiente alcança 0,92; já entre julho de 1997 e junho de 1999 o número se reduz para 0,52; e, desde então, a correlação entre a taxa básica de juros e a taxa de *spread* é de 0,81. As alterações nas correlações dos subperíodos destacados podem ser atribuídas às crises externas da Ásia, em 1997; Rússia, 1998; e a brasileira, em 1999, com a alteração no regime de câmbio.

¹ Modenesi (2008) apresenta evidências empíricas de que a formação da taxa SELIC é pautada por um comportamento assimétrico do BCB, que eleva a taxa de juros mais fortemente por ocasião do aumento no hiato do produto ou no hiato inflacionário, e reduz pouco a mesma quando há a diminuição de tais hiatos.



Fonte: Banco Central

Gráfico 8: Spread total e Selic (em p.p. ao mês)

A queda do *spread* após o fim do período de alta inflação é acompanhada pela queda na taxa básica de juros, até meados de 1997. Contudo, após esse período inicial, observa-se que até junho de 1999 ocorreu uma alta significativa das taxas de juros que não é acompanhada pelo *spread*. Essa alta ocorre em virtude da crise russa de 1998 (Averbug & Giambiagi, 2000), quando foi necessário o aumento na taxa SELIC para amenizar a fuga de capitais e, posteriormente, a mudança do regime cambial. Após 1999, as evoluções de *spread* e SELIC voltam a registrar caminhos semelhantes.

Em resumo, a trajetória percorrida pela taxa de *spread* ao longo dos primeiros anos após a implementação do Plano Real registrou quedas consistentes logo após a mudança no cenário econômico – que passou a ser de baixa inflação –, mas não alcançou novas quedas desde então e se mantém ao redor de 30% a.a. há mais de uma década. A resiliência dos patamares dos *spreads* no Brasil em suas diversas modalidades não encontra paralelo em outros países, os quais observaram queda constante em virtude dos planos de estabilização promovidos em suas economias.

Capítulo 4

Literatura sobre *spread* bancário

Neste capítulo realizamos a revisão da literatura recente sobre *spread* bancário, internacionalmente e no Brasil. Grande parte dos artigos sustenta que a variável de maior influência nos níveis de *spread* praticados é a taxa de juros básica da economia. Alguns artigos também expõem a importância da volatilidade da taxa de juros em períodos curtos de tempo, o que gera insegurança aos emprestadores. Além dessas variáveis, são postas nas análises as variáveis relacionadas à macroeconomia, como inflação, taxa de crescimento da economia e atividade econômica.

4.1 – Literatura internacional

Há uma vasta literatura internacional sobre o tema e, em menor quantidade, artigos nacionais no período recente. O artigo seminal sobre *spread* bancário internacional foi feito por Ho&Saunders (1981), que analisa o *spread* dos 100 maiores bancos americanos em 13 trimestres (de 1976 a 1979) considerando o banco como um *dealer* (intermediário financeiro) no mercado de crédito, avesso ao risco e não considera o banco como uma firma comum.

Por ser um intermediário entre depositantes e tomadores, o banco está sujeito a dois tipos de risco: o risco gerado pelo descasamento que pode ocorrer entre o volume e diferentes períodos em que depósitos e empréstimos são feitos; e o risco na taxa de retorno dos empréstimos, pois poderá haver tomadores que não honrem suas dívidas (inadimplência) o que gera a probabilidade de *default* do banco pois essa probabilidade não é conhecida *ex-ante* a concessão de crédito.

Esses dois riscos refletem no modelo apresentado nas variâncias incluídas referentes ao risco de taxa de juros e do volume líquido de crédito. Além disso, por ser avesso ao risco, considera que o banco maximiza a utilidade esperada do lucro e não a maximização do lucro esperado, o que leva a utilização do coeficiente de aversão ao risco, desenvolvido na teoria microeconômica clássica.

O modelo estimado pelos autores é desenvolvido pelo método de Mínimos Quadrados em dois estágios, inferindo que a utilidade esperada da riqueza auferida pelos bancos no fim

do período representaria o *spread*.

Como resultado, o modelo de regressão no primeiro estágio mostra que o valor do intercepto – considerado como o *spread* puro – é significativo e positivo em relação a variável explicada e também o é em relação a variável de pagamento implícito de juros. No segundo estágio da regressão, com as variáveis macroeconômicas, mostra-se significativa a variável de volatilidade da taxa de juros (sinal positivo), ou seja, quanto maior a variação da taxa de juros básica da economia, maior será o *spread*.

Entretanto, o modelo não considera a estrutura de custos a que os bancos estão expostos, o que é feito posteriormente por outros autores sendo introduzido inicialmente por Maudos&Guevara (2004).

Saunders&Schumacher (2000) analisaram os determinantes da margem líquida dos bancos em seis países europeus e nos EUA no período de 1988 a 1995, com uma amostra de 615 bancos. Os autores decompõem as margens bancárias em um componente regulatório, um de estrutura de mercado e outro componente de prêmio de risco.

O modelo utilizado baseia-se no modelo de Ho&Saunders (1981), considerando os bancos como agentes intermediadores avessos ao risco e utilizando o método de MQO em dois estágios. Os resultados encontrados indicam que das três variáveis de controle escolhidas (volatilidade, aversão ao risco e tamanho do empréstimo e despesa implícita com juros), a taxa implícita de juros foi a de maior efeito (positivo) em relação à variável dependente, ou seja, a margem líquida; os custos de reserva de capital apresentaram o resultado esperado (positivo); e a taxa de ativos de capital dos bancos também apresentou relação positiva com as margens líquidas dos bancos, ou *spreads*. O *spread* puro, que é obtido como intercepto da regressão no primeiro estágio, explicou 62% do *spread* total quando comparado com as demais variáveis de controle.

Em resumo, os resultados encontrados apontam para um importante *trade-off* entre solvência das instituições bancárias – grandes taxas de ativos de capital – contra a redução dos custos financeiros. Além disso, conclui também que quanto maior o poder de monopólio das instituições, tanto geograficamente quanto por segmento, maiores as margens de *spread* cobradas.

Posteriormente, Maudos&Guevara (2004) também analisaram o setor bancário europeu considerando um total de cinco países, no período de 1993 a 2000, utilizando-se do modelo de Ho&Saunders com ajustes e levando em conta uma estrutura de custos operacionais.

Diferentemente de outros trabalhos, o artigo considera o índice de Lerner como medida do grau de competição nos diversos mercados bancários analisados na Europa. O resultado mais geral encontrado contraria a maior parte dos artigos sobre o tema, dizendo que a concentração bancária recente no setor nos países estudados levou a uma redução nas margens dos bancos, nos *spreads*.

Um indício que deve ser levado em conta, dado o resultado contrário esperado, é que a amostra de países europeus escolhidos já tem o setor bancário consolidado e com margens líquidas menores quando comparadas às demais economias europeias (novos países participantes e pretendentes da entrada na União Europeia), o que vai de encontro com os demais artigos do tema.

Fungacova&Pohosyan (2009) analisam os determinantes da margem líquida de juros no setor bancário russo utilizando-se de um conjunto de dados trimestrais do balanço dos bancos no setor bancário da Rússia no período 1999-2007. A metodologia utilizada é a do modelo de Ho&Saunders (1981), dividindo a amostra por estrutura de capital para examinar as variações nos determinantes da margem líquida de juros – NIM - conforme a estrutura de capital.

São utilizados dados em painel com um estimador de efeitos fixos e regressões separadas para diferentes estruturas de capital. A variável dependente é o NIM (receita de juros menos despesas de juros divididos pelo total de ativos); as variáveis independentes são o índice Herfindahl regional (efeito positivo sobre o NIM), despesas pessoais sobre total de ativos (efeito positivo), capitalização (razão patrimônio líquido sobre total de ativos) (positivo), razão empréstimos em atraso sobre total de ativos (positivo), tamanho do banco (logaritmo do total de ativos) (sem sinal definido) e razão de liquidez (ativos líquidos sobre depósitos a vista) (efeito negativo).

Em resumo, o tamanho das operações é indeterminado uma vez que, por um lado, espera-se que com o aumento do crédito, maiores serão os riscos (perdas potenciais), e de outro, economias de escala nos empréstimos.

4.2 – Literatura nacional

Afanaisieff *et al*(2002) investiga o *spread* bancário no Brasil através dos efeitos micro e macroeconômicos utilizando-se do modelo de Ho&Saunders com dados em painel no período de 1997 a 2000 para 147 bancos brasileiros.

As variáveis utilizadas no primeiro estágio da regressão foram o número de empregados das instituições, custos operacionais, razão de depósitos totais sobre o ativo, razão de fundos remunerados sobre ativos, alavancagem e liquidez bancária. Não foram encontrados resultados significantes para essas variáveis no primeiro estágio da regressão.

Já no segundo estágio, o *spread* puro (intercepto da regressão anterior) foi regredido em conjunto com a volatilidade da taxa de juros de mercado, PIB e Inflação. Os resultados apresentados foram significantes em todas as variáveis, excetuando-se a de crescimento do PIB.

Como conclusão, o artigo indica a importância da dispersão que o *spread* tem entre os bancos no Brasil, o que pode levar a uma perda de importância das variáveis macroeconômicas nos testes econométricos e – na economia – a um menor efeito das políticas monetárias, como alteração na taxa básica de juros, em relação às variações do *spread*.

Nakane (2003) analisa a competitividade no setor bancário brasileiro, procurando justificativas para os índices elevados de *spread* no país. Numa primeira etapa, o autor utiliza o Índice de Herfindahl observado no período de 1994 a 2003 dos bancos brasileiros e compara os resultados com o mesmo índice em outros países.

A conclusão desta primeira etapa relata que o setor bancário brasileiro pertence ao grupo de países onde há competição perfeita em alguns anos da amostra e competição imperfeita nos demais anos do período analisado, caracterizando a não participação do setor brasileiro como um cartel, oligopólio ou outro modelo não competitivo.

Na segunda parte do estudo, o autor utiliza uma metodologia microeconômica desenvolvida por Bresnahan (1982) e Lau (1982) que se utiliza de uma estrutura de mercado como a de um cartel, com as variáveis Demanda Inicial, Receita Marginal e funções de Custo Marginal lineares. O teste conclui que os bancos brasileiros possuem algum poder de mercado, mas descarta a existência de estruturas competitivas extremas (concorrência perfeita e cartel), e ainda sugere finalmente que a concorrência no setor é elevada.

Pode-se concluir, portanto, através desses resultados que os *spreads* elevados não seriam fruto de uma estrutura de mercado que favorecesse os bancos brasileiros, pois os resultados encontrados não caracterizam qualquer forma de cartel/conluio.

Silva et al (2007) utilizam o modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR) para testar a importâncias das variáveis macroeconômicas no *spread* bancário brasileiro. O período da amostra vai de 1997 a 2001 tendo como variáveis dependentes no modelo a volatilidade de juros, nível de atividade econômica, incerteza no ambiente econômico e inflação. Os resultados corroboram com o estudo de Afanaisieff (2002), tendo como impactos significantes no *spread* as variáveis inflação e taxa de juros como determinantes macroeconômicos do mesmo.

Paula e Pires (2007) calculam a relação entre variáveis macroeconômicas e o *spread* para um conjunto de 18 países entre 1998 e 2004, com dados trimestrais. O modelo proposto utiliza dados em painel estático e dinâmico com efeitos fixos, relacionando as variáveis macroeconômicas - taxa básica de juros, taxa de desemprego e inflação. Os resultados do trabalho indicam uma relação positiva entre o *spread* e sua própria defasagem, os juros e a inflação. O desemprego, por sua vez, não foi significativo no exercício econométrico.

O trabalho de Manhiça & Jorge (2012) diferencia as medições feitas para o *spread* no Brasil através dos conceitos de *ex-ante* e *ex-post*, bem como entre os fatores que podem afetar o comportamento da variável: o aspecto jurídico, o qual exige características específicas do *spread* no Brasil; a estrutura de mercado, relativo aos fatores microeconômicos que influenciam o *spread* a partir da visão interna das instituições financeiras brasileiras; e o aspecto macroeconômico, que se mostra fundamental para o entendimento do comportamento das margens de lucro dos bancos.

É realizado o exercício econométrico também no formato de duas etapas, sendo a primeira para indicar os efeitos microeconômicos e, em uma segunda etapa, os efeitos macroeconômicos. Como resultado, a taxa de juros básica da economia, bem como sua volatilidade, se mostram relevantes para explicar o *spread*, além do tamanho da instituição financeira.

4.3 – Quadro-resumo da revisão da literatura

Autores	Resumo	Período dos dados	Variáveis	Resultados
Ho & Saunders (1981)	Desenvolvem um modelo onde os bancos maximizam sua utilidade esperada e utilizam um modelo em dois estágios para explicar os efeitos micro e macroeconômicos sobre o <i>spread</i> .	53 bancos americanos de 1976/1979 (13 trimestres).	<i>Spread</i> puro (cte. na regressão) positivo, taxa implícita de juros(+), custo de oport. de reservas(-insignif.), prêmio de falência(+ insignif.).	Os determinantes principais do tamanho das margens do NIM foram incerteza nas transações e os mark-ups para cobrir o pagamento de juros implícitos para os depositantes.
Saunders & Schumacher (2002)	Analisa os determinantes da margem líquida dos bancos em 7 países.	615 bancos entre 1988 e 1995.	Volatilidade da taxa de juros, aversão ao risco e taxa implícita de juros.	A volatilidade da taxa de juros é relevante, bem como a concentração bancária.
Afainasieff <i>et al</i> (2002)	Busca os efeitos micro e macroeconômicos através da abordagem de Ho&Saunders.	147 bancos brasileiros entre 1997 e 2000.	Variáveis micro na primeira etapa e macro na segunda etapa.	A importância da dispersão do <i>spread</i> entre diferentes instituições financeiras no Brasil.
Nakane (2003)	Analisa a competitividade do setor bancário através do pindice de concentração empresarial (Herfindahl) brasileiro.	Bancos brasileiros entre 1994 e 2003.	Índice de Herfindahl.	Conclui que não há a formação de cartel ou outros modelos não competitivos para explicar o mercado bancário brasileiro.
Maudos & Guevara (2004)	Faz a medição do NIM em bancos dos principais países da Europa, levando em consideração o índice de Lerner (grau de competitividade do mercado). Uma conclusão teórica leva ao fato de que com a menor competitividade do setor, as margens de <i>spread</i> caem.	Dados anuais de bancos da Alemanha, Itália, Espanha e França entre 1993 e 2000.	Índice Herfindahl (grau de concentração do setor), índice de Lerner (grau de competição), Custos Operacionais, Grau de Aversão ao Risco, volatilidade da taxa de juros, risco de crédito, interação entre risco de crédito e risco de mercado, tamanho médio de operações/volume de emp., pgt. de juros implícitos, custo de oportunidade das reservas bancárias, qualidade de gerência.	O NIM responde prioritariamente a qualidade de gerência, custos de produção, poder de mercado do que a incerteza enfrentada (risco de taxade juros e risco de crédito).
Silva <i>et al</i> (2007)	Modelo VAR utilizado para bancos no Brasil.	Dados trimestrais entre 1997 e 2001.	inflação, nível de atividade, incerteza do ambiente,	Taxa de juros e inflação são determinantes do <i>spread</i> .

			volatilidade de juros	
Paula e Pires (2007)	Aferem a relação entre variáveis macro e <i>spread</i> para 18 países.	Dados trimestrais entre 1998 e 2004.	Taxa básica de juros, desemprego e inflação.	Relação positiva entre o <i>spread</i> e sua própria defasagem, taxa de juros e inflação.
Manhiça & Jorge (2012)	Divide os fatores que afetam o <i>spread</i> em 3 grupos: jurídico (institucionais); microeconômico (estrutura de mercado, custos administrativos e tributários). O modelo econométrico é feito em dois estágios, com uma regressão dos fatores micro no primeiro passo. No segundo, o <i>spread</i> puro encontrado no primeiro é regredido com os fatores macro. É modelado com a separação entre efeitos fixos e randômicos.	Dados em painel para 134 bancos brasileiros entre 2000 e 2008.	Depósitos a vista, receita com juros, número de funcionários do banco, custo op., grau de liquidez, receita de serviços, alavancagem e patrimônio líquido, taxa de juros selic, desemprego, cambio, <i>spread</i> , risco cambial, risco de juros, inflação (- inesperada), risco de crédito.	1º passo: A receita com juros e o <i>spread</i> puro são as únicas variáveis significativas e positivas; 2º passo: taxa de juros selic(+), desemprego (+ insig.), cambio(+ defasado), <i>spread</i> (+ defasado), risco cambial, risco de juros, inflação (- inesperada), risco de crédito, poupança (insig.), bolsa de valores. O resultado aponta como fundamentais o nível e a volatilidade da selic, o que mostra a aversão ao risco dos bancos. O tamanho do banco é relevante. Nos fatores micro, só a receita com juros é significativa.
Fungacova & Pohosyan (2009)	Análise do NIM dos bancos russos total e posteriormente separando os bancos pelo tipo de propriedade, público, privado e estrang.	Todos os bancos russos, com dados trimestrais de 1999/2007.	NIM, Índice Herfindahl (insig.), Custos Pessoais(+), Capitalização(+), Empréstimos em atraso(-), tamanho(-), liquidez(-)	Somente Bancos estrangeiros tem o NIM afetado pela estrutura de mercado; risco de crédito é relevante somente para os privados nacionais; liquidez é importante para estrangeiros e privados nacionais. Os resultados são diferentes e relevantes entre as diferentes propriedades de capital.

Quadro 2: resumo da literatura revisada

Os artigos revisados retratam diferentes variáveis que poderiam influenciar o *spread* bancário. A taxa de juros é a variável que é inserida na maioria dos modelos de estudo e a que apresenta maior significância nas alterações do *spread*. O custo operacional das firmas bancárias é também uma variável significativa para explicar o comportamento do *spread*, conforme a maior parte dos trabalhos citados. Além disso, a questão da concentração do setor financeiro é abordada também como destaque, sendo utilizada como justificativa para a prática de *spreads* maiores quando o setor ofertante de crédito é reduzido e possui barreiras à entrada de novas firmas bancárias.

Entretanto, no caso do Brasil, o argumento da concentração do setor como justificativa para os elevados níveis de *spread* bancário não parece ser plausível empiricamente, como

retratou Nakane (2003). Já em relação à influência da taxa de juros, grande parte dos artigos brasileiros dá expressiva importância empírica ao fato (Afanasieff et al, 2002; Silva et al, 2007). A inflação é interpretada como significativa para explicar o *spread* em parte dos artigos sobre o tema. No entanto, outros trabalhos indicam a variável como insignificante para justificar a trajetória do *spread*.

Capítulo 5

Metodologia, Bases de dados e Resultados obtidos

Após a revisão da literatura nacional e internacional sobre o *spread* bancário, a exposição do cenário econômico em relação à variável no Brasil e a possível relação existente entre a dívida pública brasileira com o *spread*, podemos sumarizar algumas perguntas que este trabalho pretende destacar, quais sejam:

- 1- Qual a relação individual que variáveis microeconômicas podem exibir com o *spread* bancário no Brasil?
- 2- Qual a relação entre os possíveis determinantes macroeconômicos sugeridos no *spread* bancário ao longo do período de análise?
- 3- As variáveis que representem a trajetória dos títulos públicos atrelados à taxa básica de juros no país, através das LFTs, são relevantes para explicar o comportamento do *spread* em conjunto com as demais?

Para tanto, será exposto a partir da próxima seção a metodologia econométrica utilizada para a construção de um modelo que permita explicar a possível relação entre o *spread* bancário no Brasil e as variáveis citadas.

5.1 - Metodologia

A metodologia utilizada se baseia na mesma de Ho&Saunders (1981) com a atualização realizada por Brock & Soarez (2000) e Maudos&Guevara (2004). Nela, o banco é visto como um intermediário financeiro – *dealer* – avesso ao risco, e tem como variáveis principais no modelo as variâncias de risco de capital e de juros que indicam a disposição do banco em realizar novas operações. Por ser avesso ao risco, o banco tem como objetivo a maximização da utilidade esperada do lucro e não o lucro esperado, que seria o caso se as instituições financeiras fossem neutras ao risco.

O modelo econométrico a ser utilizado é o mesmo adotado pela referida literatura, qual seja, Mínimos Quadrados em dois estágios – MQ2E. O método favorece a separação de efeitos distintos em dois grupos de variáveis - no caso, as microeconômicas e as macroeconômicas - através da elaboração de duas equações separadas nas etapas de cálculo propostas.

Johnston&Dinardo (1997) ressaltam que as estimativas encontradas na regressão da primeira etapa servem como variáveis instrumentais para a regressão na segunda etapa. Não obstante, Greene (2003) relata que tal metodologia em dois estágios permite replicar a parte não explicada em uma primeira regressão de MQO simples em uma segunda etapa.

Em uma primeira etapa, utilizaremos variáveis construídas a partir dos dados dos balanços patrimoniais fornecidos pelo Banco Central das principais instituições financeiras brasileiras. Essas variáveis serão denominadas “microeconômicas” por exibirem o comportamento da firma bancária, excluídos os efeitos exógenos causados pelo cenário econômico externo aos quais os bancos estão inseridos.

O objetivo dessa etapa inicial é captar os efeitos das variáveis microeconômicas sobre o *spread* bruto. O *spread* bruto é obtido a partir do resultado da intermediação financeira² realizada pelos bancos. Tendo o *spread* bruto como a variável dependente nesta primeira etapa, a regressão será realizada a partir das variáveis independentes que afetariam os bancos individualmente—as variáveis microeconômicas, que serão detalhadas na próxima seção.

Serão utilizados nesta primeira etapa de cálculo dados em *cross-section*, gerando uma equação para cada período de tempo da amostra analisada. As estimativas obtidas neste primeiro estágio de cálculo serão utilizadas na segunda etapa a partir dos interceptos e resíduos gerados em cada regressão.

Os interceptos gerados são denominados de “*spread* puro”, dado que foram retirados os efeitos microeconômicos nesta primeira etapa. Já os resíduos exibidos são interpretados

² É a diferença entre as receitas de juros obtidas pelos bancos e os custos sobre os juros pagos na captação. Para maiores detalhes, ver Oreiro et al (2010).

pela literatura como uma *proxy* para a volatilidade das taxas de intermediação realizadas pelas instituições financeiras.

O *spread* puro será, então, utilizado como variável dependente na segunda etapa e será regredido com as variáveis exógenas ligadas ao cenário macroeconômico brasileiro. Inflação, SELIC e volatilidade são algumas das variáveis macroeconômicas que poderão demonstrar os possíveis efeitos de medidas macroeconômicas adotadas e que possam, por ventura, afetar o *spread* dos bancos. A hipótese é que tais variáveis sejam significativas para explicar o *spread* bancário de forma mais acurada, após a exclusão dos efeitos das variáveis microeconômicas.

O formato matemático das equações referentes ao modelo utilizado se apresenta da seguinte forma:

$$S = \beta_0 + \sum \beta_i X_i + e$$

Esta primeira equação seria o formato matemático para cada uma das regressões geradas no primeiro estágio de cálculo. Como já dito, o “ β_0 ” e o resíduo “ e ” serão utilizados na segunda etapa, conforme descrito a seguir:

$$\beta_0 = \delta_0 + \sum \delta_i Y_i + \varepsilon$$

O *spread* puro, obtido através das constantes geradas pelos interceptos de cada regressão da primeira etapa será regredido contra um novo grupo de variáveis independentes – as variáveis macroeconômicas, bem como contra a volatilidade. Na próxima seção, detalharemos a construção e denominação dos dois grupos distintos de variáveis independentes a serem utilizadas nas distintas etapas de cálculo.

5.1.1 Variáveis microeconômicas

As variáveis microeconômicas a serem regredidas na primeira etapa do modelo como variáveis independentes em relação ao *spread* bruto (Resultado Bruto) serão construídas nas formas descritas a seguir:

$$Custo = \frac{Custo\ Operacional}{Ativo\ Total} \quad (1)$$

$$IHH = \sum s^2, \text{ onde "s" é o market-share individual dos bancos} \quad (2)$$

$$Provisão = \frac{Provisão\ CL}{Ativo\ Total} \quad (3)$$

$$Aversão = \frac{Ativo\ Total}{Patrimônio\ Líquido} \quad (4)$$

Essas variáveis serão inseridas na equação de regressão da seguinte forma:

$$Spread\ bruto = \beta_0 + \beta_1\ custo + \beta_2\ IHH + \beta_3\ prov + \beta_4\ aver + e \quad (5)$$

Onde, “custo” é o Custo Operacional, “IHH” refere-se ao Índice de Herfindahl³, “prov” é a variável Provisão para Devedores Duvidosos e “aver” corresponde à variável para Aversão ao Risco, além do “e” que pretende captar o que não está explicado nesta primeira etapa. Tais variáveis foram construídas conforme a metodologia utilizada em Maudos&Guevara (2004) e pretendem explicar como os fatores intrínsecos a cada firma bancária afetam o nível do *spread* bancário.

Após a exposição de como a primeira equação de regressão será elaborada, vale deduzirmos quais serão os sinais esperados para cada uma das variáveis a fim de interpretarmos os futuros resultados, conforme detalhado no Quadro 3.

³ O Índice de Herfindahl-Hirschman é um índice para aferir a concentração de mercado de empresas. Ver Hirschman (1964).

Variável	Sinal Esperado	Justificativa
Custo	(+)	Quanto maior o custo, maior será o <i>spread</i> necessário ao funcionamento da firma bancária.
IHH	(+)	A maior concentração de mercado permitiria práticas monopolistas de maiores <i>spreads</i> .
Provisão	(+)	Quanto maior o capital disponibilizado para a provisão de créditos inadimplentes, maior seria o <i>spread</i> em função do aumento de tais despesas financeiras.
Aversão	(+)	Quanto mais avesso ao risco for a instituição bancária, maior deveria ser o <i>spread</i> , em função do prêmio de risco maior embutido nas taxas de empréstimos.

Quadro 3: Justificativas para os possíveis comportamentos das variáveis microeconômicas

A execução dessa primeira etapa se dará na forma de dados em *cross-section*, a fim de captar o efeito das variáveis supracitadas em cada subperíodo de análise com uma amostra dos bancos brasileiros.

5.1.2 Variáveis macroeconômicas

Na segunda etapa, pretende-se obter os efeitos do cenário macroeconômico no *spread* bancário. Para tanto, o *spread* puro será regredido contra as variáveis independentes “SELIC”, “Inflação”, “Volatilidade”, “Receita de valores mobiliários” e “LFTs no mercado”. As primeiras variáveis, “SELIC” e “Inflação, medida pelo IPCA”, são os índices amplamente divulgados pelo BC e IBGE, respectivamente. A “Volatilidade” é a variância da taxa de juros no período, enquanto “Receita de valores mobiliários” e “LFTs no mercado” são as variáveis que tentarão explicar a influência da dívida pública, a partir das LFTs, no *spread* bancário brasileiro. Essas duas últimas são coletadas a partir de informações disponibilizadas também pelo BC.

O sinal esperado e o comportamento de cada variável estão resumidos no Quadro 4, a seguir.

Variável	Sinal Esperado	Justificativa
SELIC	(+)	Quanto maior a SELIC, maior o "custo de oportunidade" do banco para emprestar (face a concorrência de títulos selicados) e maior o <i>spread</i> em função do maior prêmio de risco.
Inflação, medida pelo IPCA	(+)	A inflação gera a necessidade de proteção por parte dos bancos da perda de valor nas operações de crédito, o que elevaria o <i>spread</i> em um cenário de alta na inflação.
Volatilidade	(+)	Havendo maior variância da taxa de juros, aumenta o risco de taxas de juros e o <i>spread</i> tende a ser também maior para proteger as instituições das alterações do cenário macroeconômico.
Receita valores mobiliários	(+)	O maior ganho com títulos públicos inibiria a concessão de crédito (volume) e elevaria assim o <i>spread</i> para novos empréstimos.
LFTs no mercado	(-)	A maior emissão de LFTs por parte do governo deveria indicar um cenário de menor taxa de juros para a rolagem da dívida pública, o que contrastaria com o comportamento do <i>spread</i> .

Quadro 4: Justificativas para os possíveis comportamentos das variáveis macroeconômicas

A inclusão de variáveis relativas ao cenário de dívida pública brasileira em um modelo para explicar o *spread* ainda não foi realizada em trabalhos anteriores sobre o tema. A tentativa dessa inovação é captar o efeito deletério que títulos públicos atrelados diretamente a SELIC possam ter sobre o comportamento altista *spread* bancário. Conforme visto na introdução deste trabalho, a emissão de títulos de dívida indexados a taxa básica de juros a economia exime o investidor de risco e torna medidas de política monetária menos eficientes (Oreiro e Amaral, 2008; Barbosa, 2006).

Não obstante, há um elevado nível de dificuldade para a criação de variáveis que captem o efeito da dívida pública brasileira no *spread*. Isto se dá em virtude da não disponibilização de informações precisas sobre quanto os bancos brasileiros auferem de receitas com títulos especificamente atrelados à SELIC. A justificativa para isso é que o *mix* de receitas bancárias é uma variável estratégica para cada banco em diferentes períodos, face às alterações no ambiente macroeconômico do país.

Por outro lado, por parte do governo, a emissão de dívida pública através de títulos atrelados a SELIC deveria ser feita em uma situação “ideal”, onde o cenário da taxa básica de juros da economia fosse baixista e tivesse tendência de queda no longo prazo. Ou seja, o maior volume de emissões de títulos “selicados” por parte do Tesouro Nacional deveria ocorrer em trajetória inversa a da taxa SELIC. Neste sentido, essa variável procura explicar o “comportamento” que o Tesouro/governo deveria ter para ofertar novos títulos tendo como indexador a SELIC. Daí o seu comportamento inverso ao da demanda pelos títulos.

Surge, então, a necessidade da criação das duas variáveis supracitadas, ligadas a dívida pública em SELIC. Por um lado a variável “Receita de valores mobiliários” é o valor financeiro obtido pelos bancos na compra e venda de títulos públicos e privados, que seria uma *proxy* para o comportamento dos bancos diante da maior ou menor compra e venda de títulos selicados.

Inversamente a isso, a variável “LFTs no mercado” procura captar o comportamento do governo a partir da emissão e colocação em mercado de títulos atrelados a SELIC, que deveria ocorrer em períodos onde a taxa básica de juros fosse cadente. A princípio, o Tesouro/governo deveria ter interesse em emitir títulos de dívida atrelados a Selic unicamente quando a trajetória da taxa de juros fosse de queda, dado que a dívida seria menor tendo seu indexador em queda. Essa seria a situação ideal para a emissão de novas LFTs. Logo, essa variável procura buscar o comportamento ideal do Tesouro/governo. Exatamente a ideia oposta em relação à demanda privada por LFTs.

No entanto, a necessidade do governo em emitir LFTs ocorre em períodos de maior instabilidade macroeconômica, como nas crises econômicas externas ocorridas entre 1997 e 2003, com o intuito de atender a demanda por *hedge* do risco de taxa de juros por parte dos investidores privados. Com a utilização de títulos públicos atrelados diretamente a taxa de juros Selic, o pagamento do prêmio de risco é menor do que seria necessário caso fossem emitidos títulos prefixados, em condições de forte aversão ao risco por parte dos investidores.

Assim, temos uma taxa de juros menor do que seria a prevalecente com títulos prefixados ainda que a contraparte do risco de taxa de juros fique nas mãos do governo, gerando um elevado custo fiscal na rolagem da dívida pública.

O formato da equação de regressão desta segunda etapa será então:

$$\text{Spread puro} = \beta_0 + \beta_1 \text{Selic} + \beta_2 \text{Ipca} + \beta_3 \text{Receita Val.Mob.} + \beta_4 \text{LFTs} + e \quad (6)$$

Onde, o “*spread* puro” é a variável dependente e proveniente da primeira etapa de cálculo como já explicado anteriormente; “Selic” e “Ipca” são a taxa básica de juros da economia brasileira e o índice de inflação, respectivamente; “Receita Val.Mob.” são as receitas obtidas pelos bancos através da aplicação em títulos nos subperíodos da base de dados; e “LFTs” é o valor financeiro de títulos desta natureza em poder dos agentes econômicos, excluídos os governamentais.

5.2 – Bases de dados

A base de dados abrange o período entre os anos de 2001 e 2011, com periodicidade trimestral, tendo, portanto, 44 observações. Foram coletados dados, em média, dos 140 maiores bancos brasileiros a cada trimestre, classificados pelo tamanho do ativo total individualmente. Portanto, nesta primeira etapa com dados em *cross-section*, são 6.160 observações cruzadas entre os dados disponíveis.

Estes dados foram coletados através do site do Banco Central do Brasil, de acordo com as rubricas e nomenclaturas geradas para os dados patrimoniais de cada instituição, bem como do IBGE para a série de IPCA. Na segunda etapa, utilizamos séries temporais com 44 observações individuais para cada variável.

5.3 – Resultados da pesquisa empírica

Este capítulo irá reportar e comentar os resultados das regressões detalhadas no capítulo anterior. Na primeira etapa, foram calculadas 44 regressões com dados em *cross-section*, uma para cada trimestre do período analisado. A metodologia foi desenvolvida desta forma - conforme detalhado no capítulo anterior - para podermos captar efeitos diferentes em cada período de tempo.

Dentre as variáveis com maior significância, o “custo” foi a que obteve maior grau de significância, a níveis acima de 95%, e apresentou o sinal positivo esperado em relação ao *spread*.

A constante gerada na primeira etapa também foi significativa nos subperíodos, com sinal positivo, além de representar grande participação no *spread* bruto. Isto indica a importância dos “demais fatores” na explicação do *spread* bancário no Brasil no período recente.

A variável “aversão” foi positiva e significativa na maioria dos períodos analisados, acima de 90%. Já a variável “provisão” exibiu comportamento instável, com significância na maior parte dos trimestres e sinal positivo. O índice de concentração bancária “IHH” não mostrou significância no modelo e não exibiu o sinal esperado.

A **Tabela 2**, a seguir, exhibe os resultados de trimestres selecionados. Os valores em negrito são os que exibiram significância de, ao menos, 90% e os números entre parênteses são as estatísticas t para cada uma das estimativas. Os demais resultados estão no **Anexo I** do trabalho.

Período	Constante (<i>Spread</i> puro)	Custo	IHH	Provisão	Aversão
2001.1	0,00437524 (1,704)	0,643342 (6,954)	-0,638573 (-1,012)	-0,0084459 (-0,3472)	0,0262014 (4,701)
2002.2	0,0110456 (5,081)	0,346302 (4,371)	-0,520343 (-0,9549)	0,0494592 (1,041)	0,0106528 (2,17)
2003.3	0,026062 (6,109)	0,224445 (3,247)	-1,03582 (-1,252)	0,277134 (2,874)	0,0239823 (2,843)
2004.4	0,00957509 (4,072)	0,28253 (3,963)	-0,334503 (-0,741)	0,133511 (2,685)	0,0123402 (2,213)
2005.1	0,0198656 (3,706)	0,260643 (3,781)	-0,728596 (-0,7369)	0,350363 (2,86)	0,0293993 (2,38)
2006.2	0,00877048 (2,8473)	0,26543 (3,985)	-0,48932 (-0,7835)	0,244701 (4,3002)	0,0192179 (2,5953)
2007.3	0,0188816 (2,9988)	0,00273983 (0,5555)	-1,45007 (-1,0013)	0,73435 (4,6582)	0,0530213 (3,1071)
2008.4	0,0123231	0,185544	-0,71962	0,0306312	0,00969408

	(3,8892)	(2,5161)	(-1,1676)	(0,4635)	(1,1325)
2009.1	0,0121645 (2,0615)	0,146226 (2,2653)	-0,86455 (-1,1615)	0,406373 (3,1389)	0,0525686 (3,4897)
2010.2	0,00710515 (3,4656)	0,186003 3,9371	-0,161063 (-0,6383)	0,0993496 (2,4397)	0,013667 (2,7075)
2011.3	0,00820685 (3,2611)	0,325895 (6,1151)	-0,357265 (-1,1203)	0,0537371 (0,8716)	0,00599505 (0,9237)

Tabela 2: Resultados da primeira etapa para trimestres selecionados

Tais resultados vão na mesma direção dos trabalhos expostos na literatura sobre o tema (Saunders & Schumacher, 2000; Brock & Suarez, 2000; Maudos & Guevara, 2004) e têm como importante destaque o custo operacional das instituições financeiras como principal influência entre as variáveis microeconômicas, intrínsecas as firmas bancárias.

Na segunda etapa de cálculo, foram utilizadas séries temporais com 44 observações para cada variável. Os resultados detalhados estão contidos no **Anexo I** deste trabalho. Todas as variáveis foram significantes, à exceção da variável “Ipcá”, mas apresentou o sinal positivo como o esperado. A equação com as estimativas dos resultados está a seguir:

$$\begin{aligned} \text{Spread puro} = & 0,008\beta_0 + 0,010\text{Selic} + 0,005\text{Ipcá} \\ & + 2,266^{-10}\text{Receita Val. Mob.} - 0,305\text{Volatil.} - 8,589^{-9}\text{LFTs} \end{aligned}$$

A variável “SELIC” foi significativa no teste e apresentou o sinal positivo, como o esperado e de acordo com os resultados obtidos na literatura empírica. A “volatilidade” apresentou sinal negativo, oposto ao esperado para o comportamento da variância da taxa de juros.

A inflação, medida pelo IPCA, não demonstrou significância no modelo. A possível justificativa para isso será dada na próxima seção.

As variáveis que pretendiam explicar a influência das LFTs no *spread* bancário no Brasil foram significantes. A “receita de valores mobiliários” apresentou sinal positivo, como o esperado, assim como o sinal negativo para “LFTs no mercado”, dadas as justificativas acima descritas para estes resultados.

5.3.1 – Interpretação dos resultados

Grande parte dos resultados obtidos nas regressões econométricas se mostrou em linha com o que preconiza a literatura sobre o tema. Na primeira etapa, o custo é a variável mais significativa para explicar as taxas praticadas de *spread* bruto pelos bancos para a concessão de empréstimos. Tal comportamento é o mesmo observado na literatura sobre o tema, tanto nacional quanto internacional.

Especificamente no Brasil, os custos enfrentados pelos bancos tem se tornado mais importantes para a operação das instituições financeiras nos últimos anos porque as fontes de receitas baseadas no período de alta inflação se extinguíram a partir da implementação do Plano Real. Mais recentemente, os ganhos obtidos com o cenário de altas taxas de juros também têm sofrido alterações, especialmente em 2011, o que, sem lugar a dúvida, emite novas pressões para a alta de custos operacionais das instituições financeiras no país.

A constante gerada no cálculo – que é o *spread* puro, também como esperado, exibe sua importância para explicar o *spread*, o que pode ser interpretado pela relevância da inércia dos níveis de *spread* ao longo do tempo no Brasil. Em trabalhos como o de Silva et al (2007), quando o *spread* é regredido contra suas próprias defasagens, os testes econométricos exibem significativo grau de relevância. Ou seja, grande parte da trajetória da variável pode ser explicada por ela mesma no passado.

O índice de concentração de mercado “IHH” não foi significativo na regressão e registrou sinal negativo, oposto ao esperado. Este resultado encontra justificativa no estudo de Nakane (2003), onde é analisada a estrutura do mercado bancário brasileiro e tem como conclusão que os bancos no Brasil competem entre si e não formam nenhum tipo de modelo não competitivo de mercado.

Em relação às variáveis macroeconômicas, todas tiveram o comportamento esperado, à exceção da volatilidade de juros, que apresentou sinal oposto ao esperado, dado o cenário econômico de maior incerteza com a maior variância dos juros.

A variável SELIC teve o comportamento e a significância esperada, o que confirma a alta correlação entre as trajetórias da variável em relação ao *spread* bancário. Como visto

anteriormente, a importância da taxa de juros básica da economia foi encontrada em outros trabalhos empíricos reportados no capítulo 4.

Os elevados patamares em que a SELIC se situou no passado recente do país e que são ainda reconhecidamente elevados, mesmo sendo utilizados como ferramenta de política monetária para o controle da inflação, torna necessária a prática de elevadas taxas de retorno para grande parte das operações financeiras realizadas, mantendo o *spread* em patamares também elevados. As instituições financeiras tendem a utilizar a taxa de juros básica da economia como um piso de seus custos para a concessão de crédito ao público.

Isto corre também porque há - como já dito anteriormente - a certeza de boa rentabilidade e baixo risco através da compra de dívida pública do governo, o que torna esta última concorrente da receita auferida com a atividade que deveria ser a principal para os bancos, qual seja, a de intermediação financeira.

Vale destacar detidamente os resultados expressados pelas variáveis criadas e relacionadas à emissão dos títulos públicos atrelados a SELIC, ou seja, as LFTs. Ambas atingiram os níveis de significância exigidos pelos testes econométricos e exibiram os sinais esperados, frente ao comportamento do *spread* bancário.

Tais resultados são importantes como prova empírica, dado que a literatura que relaciona títulos públicos ao *spread* no Brasil é incipiente e não registra resultados através de exercícios econométricos sobre o tema. A partir destes resultados, há uma expressiva indicação de que a dívida pública emitida tendo como indexador a própria taxa de juros da economia gera efeitos prejudiciais tanto à condução da política macroeconômica da economia brasileira, como ao mercado de crédito e de concessão de empréstimos.

Portanto, pode-se concluir que a redução/extinção da emissão de títulos públicos atrelados a SELIC deveria se tornar uma medida de governo, favorecendo o intercâmbio para títulos lastreados em índices de preços e pré-fixados. Títulos de dívida pública com estas características já existem no Brasil, entretanto não encontram o mesmo nível de demanda por LFTs, dado que estes últimos têm sido sensivelmente mais rentáveis nos últimos anos.

Algumas medidas tomadas pelo governo brasileiro no ano de 2011 e 2012, como a redução gradual na taxa Selic e mudanças na composição da dívida pública (com redução na participação relativa das LFTs no total da dívida), parecem indicar uma preocupação com o efeito prejudicial que as LFTs exercem sobre a dívida pública e deveriam ser continuadas até que o perfil da dívida pública brasileira se torne independente da taxa básica de juros. Com isso, o poder da política monetária aumentaria em relação ao setor financeiro e não haveria, automaticamente, um aumento da dívida pública a cada elevação da SELIC.

A partir de tais resultados, abre-se, então, um novo precedente para futuras análises especificamente sobre esta relação, que poderão ser desenvolvidas a partir de outros métodos. A relação entre dívida pública e a taxa SELIC no Brasil deve encontrar novos autores que enriqueçam a literatura sobre o tema, haja vista não ter tido grande repercussão, até hoje, na academia.

Capítulo 6

Conclusão

O trabalho aqui desenvolvido teve o intuito de relacionar a dívida pública brasileira, tradicionalmente ligada a um ambiente de instabilidade macroeconômica com todas as suas características, ao ambiente de *spread* bancário elevado. Esta relação poderia ser novamente analisada em trabalhos posteriores sobre o tema, a fim de adotar novas abordagens e metodologias possíveis para interpretar os resultados encontrados desta relação. Este trabalho veio a confirmar os indícios expostos em artigos anteriores sobre o tema, com a inclusão de métodos empíricos para a medição desta ligação entre títulos públicos atrelados a taxa básica de juros e *spread* bancário.

Apesar da sensível queda ocorrida após a implementação do Plano Real, os níveis de *spread* bancário no Brasil permaneceram persistentemente elevados quando comparados aos níveis registrados em países em estágios similares de desenvolvimento, países desenvolvidos e até em relação a países que ainda tem o seu mercado de crédito e financeiro incipientes. A resiliência do nível *spread* no Brasil – motivação deste trabalho empírico e de outros já realizados - se deve a uma gama de fatores, tanto aspectos considerados macroeconômicos comomicroeconômicos.

A taxa básica de juros SELIC é apontada como uma das principais variáveis que impactam o *spread* no cenário macroeconômico, assim como os custos operacionais das firmas bancárias no campo microeconômico.

A taxa básica de juros da economia no Brasil, assim como o *spread*, se mostra resistente a sólidas quedas no período analisado nesta dissertação (2001-2011) em virtude, majoritariamente, do ambiente econômico onde a elevação da inflação leva à utilização do aumento na taxa SELIC, a fim de desacelerar a atividade econômica no curto prazo, no contexto de operação do regime de metas de inflação no Brasil. A taxa de juros tem sido utilizada como a principal ferramenta de política monetária na busca pelo controle da inflação, de acordo com o regime de metas estipulado.

A correlação existente entre dívida pública atrelada a taxa básica de juros da economia através das LFTs mostra seus efeitos deletérios não somente no perfil da dívida, mas também no nível do *spread* bancário praticado no Brasil. Os exercícios econométricos realizados neste trabalho corroboram com a literatura sobre o tema, fornecendo testes econométricos para atestar este fato. Esta relação deveria ser desenvolvida em novos trabalhos, a fim de gerar diferentes metodologias para aferir seus efeitos sobre a economia brasileira.

Pode-se concluir que a emissão de dívida pública tendo como indexador a taxa de juros básica da economia gera dois malefícios independentes e não se justifica no cenário econômico atual do Brasil, onde a inflação não é mais o principal problema a ser combatido. A emissão de tais títulos encontrava justificativa nos períodos de inflação elevada no país, principalmente antes do Plano Real, mas atualmente tal prerrogativa não se sustenta da mesma forma.

A alteração no perfil da dívida pública a fim de extinguir as LFTs poderia ser encarada de forma similar à dívida atrelada ao câmbio no passado. Ambas trazem impactos significativamente negativos para a economia como um todo, sendo somente necessárias em situações extremamente adversas da economia quando não houver um cenário de estabilidade macroeconômica, o que não é o caso do Brasil há mais de uma década.

A política monetária conservadora praticada no Brasil no período analisado neste trabalho através do atendimento às metas de inflação utilizando a taxa de juros básica como a variável que busca manter os níveis inflacionários sob controle gerou malefícios não só para a dívida pública, mas também para o mercado bancário brasileiro e de crédito através do auxílio à manutenção dos elevados níveis do *spread* bancário brasileiro.

Enquanto houver uma taxa de juros atraente paga pelo governo para a aplicação em títulos públicos atrelados à mesma, os bancos brasileiros terão uma fonte rentável de receita com baixo risco. Isto impacta diretamente no *spread* praticado nas operações de concessão de crédito, tanto para pessoas físicas como jurídicas, o que auxilia a manutenção do *spread* em níveis acima dos praticados mundialmente.

O movimento recente feito pelo governo brasileiro no intuito de reduzir a participação de tais títulos na dívida pública do Brasil não só melhora o perfil da dívida em si, com a maior utilização de títulos pré-fixados ou atrelados a índices de preços, como também torna o ambiente de crédito bancário mais benéfico à concessão de novos empréstimos, à baixa das taxas de juros praticadas em tais operações e, em última instância, ao desenvolvimento econômico brasileiro.

ANEXO I

Síntese Econométrica

A.1 – Regressões da primeira etapa, com dados trimestrais em *cross-section*

Trimestre 1: MQO, usando as observações 1-161

Variável dependente: Spread

<i>coeficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>		
const	0,00437524	0,00256727	1,704	0,0903	*
IHH	-0,638573	0,630856	-1,012	0,3130	
Custo	0,643342	0,0925164	6,954	9,18e-011	***
Provisao	-0,00844597	0,0243275	-0,3472	0,7289	
Aversao	0,0262014	0,00557329	4,701	5,65e-06	***
Média var. dependente		0,021995	D.P. var. dependente		0,022731
Soma resíd. quadrados		0,052798	E.P. da regressão		0,018397
R-quadrado		0,361367	R-quadrado ajustado		0,344992
F(4, 156)		22,06795	P-valor(F)		1,88e-14
Log da verossimilhança		417,3769	Critério de Akaike		-824,7538
Critério de Schwarz		-809,3467	Critério Hannan-Quinn		-818,4979

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 2: MQO, usando as observações 1-161 (n = 141)

Observações ausentes ou incompletas foram ignoradas: 20

Variável dependente: spread

<i>coeficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>		
const	0,0144120	0,00441920	3,261	0,0014	***
provisao	0,0894334	0,0399000	2,241	0,0266	**
aversao	-6,38470e-07	9,15680e-06	-0,06973	0,9445	
IHH	-1,96780	1,18105	-1,666	0,0980	*
custo	0,817877	0,0861638	9,492	1,04e-016	***
Média var. dependente		0,046864	D.P. var. dependente		0,041834
Soma resíd. quadrados		0,139360	E.P. da regressão		0,032011
R-quadrado		0,431204	R-quadrado ajustado		0,414475
F(4, 136)		25,77538	P-valor(F)		6,59e-16
Log da verossimilhança		287,7510	Critério de Akaike		-565,5020
Critério de Schwarz		-550,7582	Critério Hannan-Quinn		-559,5106

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 3: MQO, usando as observações 1-159 (n = 157)

Observações ausentes ou incompletas foram ignoradas: 2

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0135777	0,00229637	5,913	2,14e-08	***
IHH-1,24972	0,693974	-1,801	0,0737	*	
custo	0,650640	0,0876700	7,421	7,66e-012	***
provisão	6,37422e-05	3,72515e-05	1,711	0,0891	*
aversao	-0,00639890	0,00152410	-4,198	4,56e-05	***

Média var. dependente	0,025930	D.P. var. dependente	0,022492
Soma resíd. quadrados	0,052363	E.P. da regressão	0,018561
R-quadrado	0,336461	R-quadrado ajustado	0,319000
F(4, 152)	19,26872	P-valor(F)	7,70e-13
Log da verossimilhança	405,6814	Critério de Akaike	-801,3628
Critério de Schwarz	-786,0816	Critério Hannan-Quinn	-795,1566

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 4: MQO, usando as observações 1-157

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0147648	0,00610532	2,418	0,0168	**
provisao	0,278521	0,137106	2,031	0,0440	**
aversao	0,0344743	0,0131424	2,623	0,0096	***
IHH	-1,38732	1,47803	-0,9386	0,3494	
custo	0,529723	0,102288	5,179	6,99e-07	***

Média var. dependente	0,049917	D.P. var. dependente	0,050565
Soma resíd. quadrados	0,289330	E.P. da regressão	0,043629
R-quadrado	0,274614	R-quadrado ajustado	0,255524
F(4, 152)	14,38587	P-valor(F)	5,54e-10
Log da verossimilhança	271,4968	Critério de Akaike	-532,9935
Critério de Schwarz	-517,7123	Critério Hannan-Quinn	-526,7873

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 5: MQO, usando as observações 1-152

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0110456	0,00217377	5,081	1,12e-06	***
IHH	-0,520343	0,544944	-0,9549	0,3412	
custo	0,346302	0,0792270	4,371	2,33e-05	***
provisao	0,0494592	0,0475006	1,041	0,2995	

aversao 0,0106528 0,00490822 2,170 0,0316 **

Média var. dependente 0,021204 D.P. var. dependente 0,018132
 Soma resíd. quadrados 0,038421 E.P. da regressão 0,016167
 R-quadrado 0,226033 R-quadrado ajustado 0,204973
 F(4, 147) 10,73264 P-valor(F) 1,17e-07
 Log da verossimilhança 413,8319 Critério de Akaike -817,6639
 Critério de Schwarz -802,5445 Critério Hannan-Quinn -811,5219

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 6: MQO, usando as observações 1-148

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const 0,0237633 0,00445802 5,330 3,73e-07 ***
 IHH -1,48105 1,11295 -1,331 0,1854
 custo 0,388609 0,0895386 4,340 2,68e-05 ***
 provisao 0,0193861 0,0905452 0,2141 0,8308
 aversao 0,0403267 0,0102124 3,949 0,0001 ***

Média var. dependente 0,047990 D.P. var. dependente 0,038664
 Soma resíd. quadrados 0,153933 E.P. da regressão 0,032809
 R-quadrado 0,299501 R-quadrado ajustado 0,279906
 F(4, 143) 15,28502 P-valor(F) 1,98e-10
 Log da verossimilhança 298,2624 Critério de Akaike -586,5249
 Critério de Schwarz -571,5388 Critério Hannan-Quinn -580,4361

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 7: MQO, usando as observações 1-149

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const 0,0212143 0,00509932 4,160 5,44e-05 ***
 IHH -1,15076 1,20553 -0,9546 0,3414
 custo 0,113626 0,166250 0,6835 0,4954
 provisão -0,0793239 0,105373 -0,7528 0,4528
 aversao 0,0541429 0,0114754 4,718 5,58e-06 ***

Média var. dependente 0,033733 D.P. var. dependente 0,043051
 Soma resíd. quadrados 0,227012 E.P. da regressão 0,039705
 R-quadrado 0,172394 R-quadrado ajustado 0,149405
 F(4, 144) 7,498954 P-valor(F) 0,000016
 Log da verossimilhança 271,8374 Critério de Akaike -533,6747
 Critério de Schwarz -518,6550 Critério Hannan-Quinn -527,5725

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 8: MQO, usando as observações 1-147

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	-0,00973340	0,0254844	-0,3819	0,7031
IHH	-3,04940	5,15113	-0,5920	0,5548
custo	-0,240994	0,359324	-0,6707	0,5035
provisao	3,68432	0,615194	5,989	1,65e-08 ***
aversão	0,100121	0,0501762	1,995	0,0479 **

Média var. dependente	0,077906	D.P. var. dependente	0,200674
Soma resíd. quadrados	4,581852	E.P. da regressão	0,179629
R-quadrado	0,220701	R-quadrado ajustado	0,198749
F(4, 142)	10,05375	P-valor(F)	3,41e-07
Log da verossimilhança	46,33824	Crítério de Akaike	-82,67647
Crítério de Schwarz	-67,72431	Crítério Hannan-Quinn	-76,60125

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 9: MQO, usando as observações 1-147

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0134898	0,00232797	5,795	4,24e-08 ***
IHH	-0,522007	0,486014	-1,074	0,2846
custo	0,221643	0,0679411	3,262	0,0014 ***
provisao	0,104958	0,0559056	1,877	0,0625 *
aversao	0,0191595	0,00492604	3,889	0,0002 ***

Média var. dependente	0,024999	D.P. var. dependente	0,019492
Soma resíd. quadrados	0,041130	E.P. da regressão	0,017019
R-quadrado	0,258490	R-quadrado ajustado	0,237603
F(4, 142)	12,37530	P-valor(F)	1,16e-08
Log da verossimilhança	392,7519	Crítério de Akaike	-775,5038
Crítério de Schwarz	-760,5517	Crítério Hannan-Quinn	-769,4286

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 10: MQO, usando as observações 1-146
Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0260620	0,00426621	6,109	9,24e-09 ***
IHH	-1,03582	0,827613	-1,252	0,2128
custo	0,224445	0,0691153	3,247	0,0015 ***
provisao	0,277134	0,0964276	2,874	0,0047 ***
aversao	0,0239823	0,00843521	2,843	0,0051 ***

Média var. dependente	0,047256	D.P. var. dependente	0,034740
Soma resíd. quadrados	0,132390	E.P. da regressão	0,030642
R-quadrado	0,243463	R-quadrado ajustado	0,222001
F(4, 141)	11,34388	P-valor(F)	5,21e-08
Log da verossimilhança	304,2446	Critério de Akaike	-598,4891
Critério de Schwarz	-583,5711	Critério Hannan-Quinn	-592,4276

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 11: MQO, usando as observações 1-147
Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0128791	0,00190175	6,772	3,10e-010 ***
IHH	-0,465325	0,382587	-1,216	0,2259
custo	0,260159	0,0556560	4,674	6,78e-06 ***
provisao	0,0997125	0,0347193	2,872	0,0047 ***
aversao	0,0230711	0,00395388	5,835	3,49e-08 ***

Média var. dependente	0,026398	D.P. var. dependente	0,018146
Soma resíd. quadrados	0,028710	E.P. da regressão	0,014219
R-quadrado	0,402802	R-quadrado ajustado	0,385979
F(4, 142)	23,94422	P-valor(F)	3,76e-15
Log da verossimilhança	419,1759	Critério de Akaike	-828,3518
Critério de Schwarz	-813,3996	Critério Hannan-Quinn	-822,2766

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 12: MQO, usando as observações 1-143
Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0266938	0,00370114	7,212	3,31e-011 ***
IHH	-0,740310	0,714381	-1,036	0,3019
Custo	0,314293	0,0550026	5,714	6,52e-08 ***
provisao	0,0712131	0,0647185	1,100	0,2731
aversao	0,0317870	0,00787791	4,035	9,00e-05 ***

Média var. dependente	0,049883	D.P. var. dependente	0,033853
Soma resíd. quadrados	0,105021	E.P. da regressão	0,027587
R-quadrado	0,354645	R-quadrado ajustado	0,335939
F(4, 138)	18,95895	P-valor(F)	1,91e-12
Log da verossimilhança	313,0673	Crítério de Akaike	-616,1345
Crítério de Schwarz	-601,3203	Crítério Hannan-Quinn	-610,1147

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 13: MQO, usando as observações 1-139

Variável dependente: spread

<i>coeficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>		
const	0,00527560	0,00232416	2,270	0,0248	**
IHH	-0,499551	0,495096	-1,009	0,3148	
custo	0,152187	0,0710503	2,142	0,0340	**
provisao	0,564072	0,0282574	19,96	5,66e-042	***
aversao	0,0106012	0,00517540	2,048	0,0425	**

Média var. dependente	0,024525	D.P. var. dependente	0,040145
Soma resíd. quadrados	0,044384	E.P. da regressão	0,018200
R-quadrado	0,800436	R-quadrado ajustado	0,794479
F(4, 134)	134,3661	P-valor(F)	6,96e-46
Log da verossimilhança	362,1967	Crítério de Akaike	-714,3934
Crítério de Schwarz	-699,7210	Crítério Hannan-Quinn	-708,4309

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 14: MQO, usando as observações 1-137

Variável dependente: spread

<i>coeficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>		
const	0,0165705	0,00411781	4,024	9,58e-05	***
IHH	-0,925937	0,828383	-1,118	0,2657	
custo	0,175384	0,0609814	2,876	0,0047	***
provisao	0,551843	0,0413608	13,34	3,06e-026	***
aversao	0,0371829	0,0102879	3,614	0,0004	***

Média var. dependente	0,046993	D.P. var. dependente	0,049086
Soma resíd. quadrados	0,105186	E.P. da regressão	0,028229
R-quadrado	0,678997	R-quadrado ajustado	0,669270
F(4, 132)	69,80282	P-valor(F)	1,23e-31
Log da verossimilhança	296,8877	Crítério de Akaike	-583,7754
Crítério de Schwarz	-569,1755	Crítério Hannan-Quinn	-577,8424

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 15: MQO, usando as observações 1-138

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,00957509	0,00235170	4,072	7,97e-05	***
IHH	-0,334503	0,451114	-0,7415	0,4597	
custo	0,282530	0,0712974	3,963	0,0001	***
provisao	0,133511	0,0497248	2,685	0,0082	***
aversao	0,0123402	0,00557620	2,213	0,0286	**

Média var. dependente	0,021260	D.P. var. dependente	0,017943
Soma resíd. quadrados	0,032289	E.P. da regressão	0,015581
R-quadrado	0,267989	R-quadrado ajustado	0,245974
F(4, 133)	12,17281	P-valor(F)	1,84e-08
Log da verossimilhança	381,0469	Critério de Akaike	-752,0938
Critério de Schwarz	-737,4575	Critério Hannan-Quinn	-746,1460

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 16: MQO, usando as observações 1-140

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,0198656	0,00536086	3,706	0,0003	***
IHH	-0,728596	0,988668	-0,7369	0,4624	
custo	0,260643	0,0689426	3,781	0,0002	***
provisao	0,350363	0,122520	2,860	0,0049	***
aversao	0,0293993	0,0123548	2,380	0,0187	**

Média var. dependente	0,046587	D.P. var. dependente	0,039228
Soma resíd. quadrados	0,159288	E.P. da regressão	0,034350
R-quadrado	0,255289	R-quadrado ajustado	0,233224
F(4, 135)	11,56961	P-valor(F)	4,17e-08
Log da verossimilhança	275,8564	Critério de Akaike	-541,7127
Critério de Schwarz	-527,0045	Critério Hannan-Quinn	-535,7357

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 17: MQO, usando as observações 1-138

Variável dependente: spread

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

const	0,00733978	0,00282273	2,600	0,0104	**
IHH	-0,357834	0,536823	-0,6666	0,5062	

custo	0,419754	0,0722762	5,808	4,43e-08	***
provisao	0,166688	0,0606169	2,750	0,0068	***
aversao	0,0145509	0,00691782	2,103	0,0373	**

Média var. dependente	0,023858	D.P. var. dependente	0,022153
Soma resíd. quadrados	0,043903	E.P. da regressão	0,018169
R-quadrado	0,346998	R-quadrado ajustado	0,327359
F(4, 133)	17,66871	P-valor(F)	1,18e-11
Log da verossimilhança	359,8446	Critério de Akaike	-709,6893
Critério de Schwarz	-695,0530	Critério Hannan-Quinn	-703,7414

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 18: MQO, usando as observações 1-136

Variável dependente: spread

<i>coeficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>		
const	0,0145710	0,00507317	2,872	0,0048	***
IHH	-0,748365	0,993237	-0,7535	0,4525	
custo	0,398413	0,0650680	6,123	9,96e-09	***
provisao	0,461544	0,117819	3,917	0,0001	***
aversao	0,0219840	0,0122400	1,796	0,0748	*

Média var. dependente	0,047258	D.P. var. dependente	0,040626
Soma resíd. quadrados	0,131829	E.P. da regressão	0,031723
R-quadrado	0,408328	R-quadrado ajustado	0,390262
F(4, 131)	22,60165	P-valor(F)	3,27e-14
Log da verossimilhança	278,8696	Critério de Akaike	-547,7392
Critério de Schwarz	-533,1760	Critério Hannan-Quinn	-541,8211

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 19: MQO, usando as observações 1-136

Variável dependente: spread

<i>coeficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>		
const	0,00478928	0,00306126	1,564	0,1201	
IHH	-0,342938	0,607937	-0,5641	0,5737	
custo	0,333343	0,0720861	4,624	8,90e-06	***
provisao	0,322866	0,0604492	5,341	3,96e-07	***
aversao	0,0223973	0,00720471	3,109	0,0023	***

Média var. dependente	0,025426	D.P. var. dependente	0,024466
Soma resíd. quadrados	0,048254	E.P. da regressão	0,019192
R-quadrado	0,402880	R-quadrado ajustado	0,384648
F(4, 131)	22,09662	P-valor(F)	5,88e-14
Log da verossimilhança	347,2124	Critério de Akaike	-684,4247

Critério de Schwarz -669,8615 Critério Hannan-Quinn-678,5066

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 20: MQO, usando as observações 1-135

Variável dependente: spread

<i>Coefficiente</i>	<i>erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0136344	0,00615511	2,215	0,0285 **
IHH	-0,921551	1,20674-0,7637	0,4464	
custo	0,262166	0,0673367	3,893	0,0002 ***
provisao	0,498467	0,113047	4,409	2,15e-05 ***
aversao	0,0625319	0,0148345	4,215	4,64e-05 ***

Média var. dependente 0,053584 D.P. var. dependente 0,046496

Soma resíd. quadrados 0,187114 E.P. da regressão 0,037939

R-quadrado 0,354105 R-quadrado ajustado 0,334231

F(4, 130) 17,81777 P-valor(F) 1,10e-11

Log da verossimilhança 252,6820 Critério de Akaike -495,3641

Critério de Schwarz -480,8377 Critério Hannan-Quinn -489,4609

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 21: MQO, usando as observações 1-134

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	0,00877048	0,00308029	2,8473	0,00513	***
IHH	-0,48932	0,624502	-0,7835	0,43475	
custo	0,26543	0,0666077	3,9850	0,00011	***
provisao	0,244701	0,0569043	4,3002	0,00003	***
aversao	0,0192179	0,00740489	2,5953	0,01055	**

Média var. dependente 0,025337 D.P. var. dependente 0,022805

Soma resíd. quadrados 0,047551 E.P. da regressão 0,019199

R-quadrado 0,312562 R-quadrado ajustado 0,291246

F(4, 129) 14,66334 P-valor(F) 6,72e-10

Log da verossimilhança 342,0965 Critério de Akaike -674,1930

Critério de Schwarz -659,7038 Critério Hannan-Quinn -668,3051

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 22: MQO, usando as observações 1-134

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,015254	0,00617645	2,4697	0,01483	**
IHH	-0,991922	1,23061	-0,8060	0,42170	
custo	0,336041	0,0682252	4,9255	<0,00001	***
provisao	0,42203	0,11337	3,7226	0,00029	***
aversao	0,029754	0,0157587	1,8881	0,06126	*
Média var. dependente	0,047623	D.P. var. dependente		0,046269	
Soma resíd. quadrados	0,191078	E.P. da regressão		0,038487	
R-quadrado	0,328921	R-quadrado ajustado		0,308113	
F(4, 129)	15,80695	P-valor(F)		1,49e-10	
Log da verossimilhança	248,9076	Critério de Akaike		-487,8152	
Critério de Schwarz	-473,3260	Critério Hannan-Quinn		-481,9272	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 23: MQO, usando as observações 1-134

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00384786	0,00404021	0,9524	0,34268	
IHH	-0,497546	0,794485	-0,6262	0,53226	
custo	0,507202	0,0788098	6,4358	<0,00001	***
provisao	0,274369	0,0764663	3,5881	0,00047	***
aversao	0,0169304	0,0100819	1,6793	0,09552	*
Média var. dependente	0,026873	D.P. var. dependente		0,032130	
Soma resíd. quadrados	0,083206	E.P. da regressão		0,025397	
R-quadrado	0,393996	R-quadrado ajustado		0,375205	
F(4, 129)	20,96747	P-valor(F)		2,46e-13	
Log da verossimilhança	304,6087	Critério de Akaike		-599,2173	
Critério de Schwarz	-584,7281	Critério Hannan-Quinn		-593,3294	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 24: MQO, usando as observações 1-134

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0104049	0,00680086	1,5299	0,12848	
IHH	-0,994679	1,32093	-0,7530	0,45281	
custo	0,5221	0,0701095	7,4469	<0,00001	***
provisao	0,454052	0,141316	3,2130	0,00166	***
aversao	0,025249	0,0172233	1,4660	0,14509	

Média var. dependente	0,050807	D.P. var. dependente	0,052976
Soma resíd. quadrados	0,216092	E.P. da regressão	0,040928
R-quadrado	0,421070	R-quadrado ajustado	0,403119
F(4, 129)	23,45625	P-valor(F)	1,38e-14
Log da verossimilhança	240,6649	Crítério de Akaike	-471,3298
Crítério de Schwarz	-456,8406	Crítério Hannan-Quinn	-465,4418

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 25: MQO, usando as observações 1-134

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00467342	0,00279702	1,6709	0,09717	*
IHH	-0,502619	0,579822	-0,8669	0,38763	
custo	0,392223	0,0672882	5,8290	<0,00001	***
provisao	0,287214	0,0648662	4,4278	0,00002	***
aversao	0,0179128	0,00714583	2,5068	0,01343	**

Média var. dependente	0,023216	D.P. var. dependente	0,022927
Soma resíd. quadrados	0,040564	E.P. da regressão	0,017733
R-quadrado	0,419759	R-quadrado ajustado	0,401768
F(4, 129)	23,33040	P-valor(F)	1,59e-14
Log da verossimilhança	352,7447	Crítério de Akaike	-695,4894
Crítério de Schwarz	-681,0002	Crítério Hannan-Quinn	-689,6014

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 26: MQO, usando as observações 1-134

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0188816	0,00629639	2,9988	0,00325	***
IHH	-1,45007	1,44822	-1,0013	0,31857	
custo	0,00273983	0,00493226	0,5555	0,57952	
provisao	0,73435	0,157647	4,6582	<0,00001	***
aversao	0,0530213	0,0170643	3,1071	0,00232	***

Média var. dependente	0,044887	D.P. var. dependente	0,046072
Soma resíd. quadrados	0,221655	E.P. da regressão	0,041452
R-quadrado	0,214849	R-quadrado ajustado	0,190504
F(4, 129)	8,824925	P-valor(F)	2,49e-06
Log da verossimilhança	238,9621	Crítério de Akaike	-467,9241
Crítério de Schwarz	-453,4349	Crítério Hannan-Quinn	-462,0362

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 27: MQO, usando as observações 1-133

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00756325	0,00269113	2,8104	0,00573	***
IHH	-0,32844	0,58546	-0,5610	0,57578	
custo	0,40981	0,0524291	7,8165	<0,00001	***
provisao	0,0593825	0,0481146	1,2342	0,21939	
aversao	0,0199715	0,00741533	2,6933	0,00802	***
Média var. dependente	0,022332	D.P. var. dependente		0,021953	
Soma resíd. quadrados	0,038466	E.P. da regressão		0,017335	
R-quadrado	0,395316	R-quadrado ajustado		0,376419	
F(4, 128)	20,92018	P-valor(F)		2,74e-13	
Log da verossimilhança	353,1453	Critério de Akaike		-696,2906	
Critério de Schwarz	-681,8389	Critério Hannan-Quinn		-690,4180	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 28: MQO, usando as observações 1-133

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0168802	0,00461035	3,6614	0,00037	***
IHH	-0,829484	1,00879	-0,8223	0,41246	
custo	0,369935	0,0491791	7,5222	<0,00001	***
provisao	0,135616	0,0767181	1,7677	0,07949	*
aversao	0,0265256	0,0133313	1,9897	0,04875	**
Média var. dependente	0,040797	D.P. var. dependente		0,037150	
Soma resíd. quadrados	0,113531	E.P. da regressão		0,029782	
R-quadrado	0,376811	R-quadrado ajustado		0,357336	
F(4, 128)	19,34876	P-valor(F)		1,80e-12	
Log da verossimilhança	281,1721	Critério de Akaike		-552,3441	
Critério de Schwarz	-537,8924	Critério Hannan-Quinn		-546,4715	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 29: MQO, usando as observações 1-133
Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0110513	0,00206046	5,3635	<0,00001	***
IHH	-0,408017	0,434671	-0,9387	0,34966	
custo	0,199497	0,0491468	4,0592	0,00009	***
provisao	0,0904573	0,0433508	2,0866	0,03891	**
aversao	0,0102196	0,00548224	1,8641	0,06459	*
Média var. dependente	0,018590	D.P. var. dependente		0,014667	
Soma resíd. quadrados	0,022718	E.P. da regressão		0,013322	
R-quadrado	0,199911	R-quadrado ajustado		0,174908	
F(4, 128)	7,995531	P-valor(F)		8,72e-06	
Log da verossimilhança	388,1646	Critério de Akaike		-766,3291	
Critério de Schwarz	-751,8774	Critério Hannan-Quinn		-760,4565	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 30: MQO, usando as observações 1-134
Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0192252	0,00357433	5,3787	<0,00001	***
IHH	-0,58357	0,748098	-0,7801	0,43678	
custo	0,172673	0,0441186	3,9138	0,00015	***
provisao	0,20205	0,0758037	2,6654	0,00867	***
aversao	0,0242317	0,00976159	2,4824	0,01434	**
Média var. dependente	0,034407	D.P. var. dependente		0,026056	
Soma resíd. quadrados	0,070063	E.P. da regressão		0,023305	
R-quadrado	0,224043	R-quadrado ajustado		0,199983	
F(4, 129)	9,311598	P-valor(F)		1,21e-06	
Log da verossimilhança	316,1272	Critério de Akaike		-622,2544	
Critério de Schwarz	-607,7652	Critério Hannan-Quinn		-616,3665	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 31: MQO, usando as observações 1-137
Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0123231	0,00316854	3,8892	0,00016	***
IHH	-0,71962	0,616328	-1,1676	0,24508	
custo	0,185544	0,073742	2,5161	0,01306	**
provisao	0,0306312	0,0660876	0,4635	0,64377	
aversao	0,00969408	0,00855993	1,1325	0,25948	

Média var. dependente	0,018437	D.P. var. dependente	0,021344
Soma resíd. quadrados	0,056664	E.P. da regressão	0,020719
R-quadrado	0,085474	R-quadrado ajustado	0,057761
F(4, 132)	3,084281	P-valor(F)	0,018247
Log da verossimilhança	339,2615	Crítério de Akaike	-668,5230
Crítério de Schwarz	-653,9231	Crítério Hannan-Quinn	-662,5900

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 32: MQO, usando as observações 1-136

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0121645	0,0059007	2,0615	0,04123	**
IHH	-0,86455	0,744355	-1,1615	0,24756	
custo	0,146226	0,06455	2,2653	0,02513	**
provisao	0,406373	0,129465	3,1389	0,00210	***
aversao	0,0525686	0,0150639	3,4897	0,00066	***

Média var. dependente	0,038659	D.P. var. dependente	0,040410
Soma resíd. quadrados	0,174357	E.P. da regressão	0,036482
R-quadrado	0,209096	R-quadrado ajustado	0,184946
F(4, 131)	8,658311	P-valor(F)	3,12e-06
Log da verossimilhança	259,8570	Crítério de Akaike	-509,7140
Crítério de Schwarz	-495,1507	Crítério Hannan-Quinn	-503,7958

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 33: MQO, usando as observações 1-131

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00192656	0,00329277	0,5851	0,55953	
IHH	-0,110575	0,413885	-0,2672	0,78978	
custo	0,199076	0,0802984	2,4792	0,01449	**
provisao	0,171822	0,0613805	2,7993	0,00593	***
aversao	0,0313246	0,0082095	3,8157	0,00021	***

Média var. dependente	0,018334	D.P. var. dependente	0,023384
Soma resíd. quadrados	0,054127	E.P. da regressão	0,020726
R-quadrado	0,238544	R-quadrado ajustado	0,214371
F(4, 126)	9,868130	P-valor(F)	5,60e-07
Log da verossimilhança	324,4696	Crítério de Akaike	-638,9392
Crítério de Schwarz	-624,5632	Crítério Hannan-Quinn	-633,0976

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 34: MQO, usando as observações 1-136

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0179162	0,00382703	4,6815	<0,00001	***
IHH	-0,386723	0,533376	-0,7250	0,46972	
custo	0,11566	0,0496526	2,3294	0,02137	**
provisao	0,162898	0,0633844	2,5700	0,01129	**
aversao	0,0199563	0,0105546	1,8908	0,06086	*
Média var. dependente	0,031449	D.P. var. dependente		0,027922	
Soma resíd. quadrados	0,088012	E.P. da regressão		0,025920	
R-quadrado	0,163802	R-quadrado ajustado		0,138269	
F(4, 131)	6,415353	P-valor(F)		0,000096	
Log da verossimilhança	306,3438	Critério de Akaike		-602,6876	
Critério de Schwarz	-588,1243	Critério Hannan-Quinn		-596,7694	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 35: MQO, usando as observações 1-137

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00404376	0,00211209	1,9146	0,05771	*
IHH	-0,241655	0,297574	-0,8121	0,41821	
custo	0,13918	0,0534263	2,6051	0,01024	**
provisao	0,301454	0,0230771	13,0629	<0,00001	***
aversao	0,0110162	0,00608125	1,8115	0,07234	*
Média var. dependente	0,018035	D.P. var. dependente		0,024317	
Soma resíd. quadrados	0,030151	E.P. da regressão		0,015114	
R-quadrado	0,625076	R-quadrado ajustado		0,613715	
F(4, 132)	55,01789	P-valor(F)		3,21e-27	
Log da verossimilhança	382,4784	Critério de Akaike		-754,9569	
Critério de Schwarz	-740,3570	Critério Hannan-Quinn		-749,0238	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 36: MQO, usando as observações 1-136

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0149239	0,00453627	3,2899	0,00129	***
IHH	-0,525523	0,592716	-0,8866	0,37690	

custo	0,132256	0,106445	1,2425	0,21628	
provisao	0,37377	0,044512	8,3971	<0,00001	***
aversao	0,0325549	0,0124634	2,6120	0,01005	**
Média var. dependente	0,036117	D.P. var. dependente		0,040072	
Soma resíd. quadrados	0,121327	E.P. da regressão		0,030433	
R-quadrado	0,440322	R-quadrado ajustado		0,423232	
F(4, 131)	25,76577	P-valor(F)		9,22e-16	
Log da verossimilhança	284,5150	Critério de Akaike		-559,0301	
Critério de Schwarz	-544,4668	Critério Hannan-Quinn		-553,1119	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 37: MQO, usando as observações 1-137

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00710515	0,0020502	3,4656	0,00071	***
IHH	-0,161063	0,252345	-0,6383	0,52441	
custo	0,186003	0,0472433	3,9371	0,00013	***
provisao	0,0993496	0,0407223	2,4397	0,01603	**
aversao	0,013667	0,00504778	2,7075	0,00768	***
Média var. dependente	0,015996	D.P. var. dependente		0,014043	
Soma resíd. quadrados	0,021208	E.P. da regressão		0,012675	
R-quadrado	0,209259	R-quadrado ajustado		0,185297	
F(4, 132)	8,732995	P-valor(F)		2,76e-06	
Log da verossimilhança	406,5807	Critério de Akaike		-803,1613	
Critério de Schwarz	-788,5614	Critério Hannan-Quinn		-797,2283	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 38: MQO, usando as observações 1-138

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,015601	0,00429575	3,6317	0,00040	***
IHH	-0,382867	0,537215	-0,7127	0,47729	
custo	0,219307	0,0490247	4,4734	0,00002	***
provisao	0,222898	0,097062	2,2965	0,02321	**
aversao	0,0189831	0,0104875	1,8101	0,07254	*
Média var. dependente	0,032623	D.P. var. dependente		0,028694	
Soma resíd. quadrados	0,089681	E.P. da regressão		0,025967	
R-quadrado	0,204925	R-quadrado ajustado		0,181013	
F(4, 133)	8,569948	P-valor(F)		3,49e-06	
Log da verossimilhança	310,5604	Critério de Akaike		-611,1209	

Critério de Schwarz -596,4846 Critério Hannan-Quinn -605,1731

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 39: MQO, usando as observações 1-140

Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	-0,00799359	0,00504742	-1,5837	0,11560
IHH	-0,149325	0,659112	-0,2266	0,82111
custo	2,00451	0,146503	13,6824	<0,00001 ***
provisao	0,125198	0,122612	1,0211	0,30904
aversao	-0,00136229	0,0124402	-0,1095	0,91296
Média var. dependente	0,019921	D.P. var. dependente	0,048725	
Soma resíd. quadrados	0,134252	E.P. da regressão	0,031535	
R-quadrado	0,593173	R-quadrado ajustado	0,581119	
F(4, 135)	49,20915	P-valor(F)	1,77e-25	
Log da verossimilhança	287,8263	Critério de Akaike	-565,6526	
Critério de Schwarz	-550,9443	Critério Hannan-Quinn	-559,6756	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 40: MQO, usando as observações 1-138

Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	0,00253423	0,00828416	0,3059	0,76015
IHH	-0,408566	1,04338	-0,3916	0,69599
custo	1,24187	0,135815	9,1438	<0,00001 ***
provisao	0,182195	0,190086	0,9585	0,33956
aversao	0,00607859	0,0207622	0,2928	0,77015
Média var. dependente	0,039369	D.P. var. dependente	0,065375	
Soma resíd. quadrados	0,349560	E.P. da regressão	0,051267	
R-quadrado	0,403002	R-quadrado ajustado	0,385047	
F(4, 133)	22,44531	P-valor(F)	3,52e-14	
Log da verossimilhança	216,6915	Critério de Akaike	-423,3830	
Critério de Schwarz	-408,7467	Critério Hannan-Quinn	-417,4352	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 41: MQO, usando as observações 1-139

Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00456415	0,00231718	1,9697	0,05094	*
IHH	-0,101889	0,3068	-0,3321	0,74033	
custo	0,425971	0,0414831	10,2685	<0,00001	***
provisao	0,123243	0,05564	2,2150	0,02845	**
aversao	0,00707183	0,00630357	1,1219	0,26392	
Média var. dependente	0,017509	D.P. var. dependente		0,021030	
Soma resíd. quadrados	0,030437	E.P. da regressão		0,015071	
R-quadrado	0,501271	R-quadrado ajustado		0,486384	
F(4, 134)	33,67075	P-valor(F)		1,98e-19	
Log da verossimilhança	388,4136	Critério de Akaike		-766,8272	
Critério de Schwarz	-752,1548	Critério Hannan-Quinn		-760,8647	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 42: MQO, usando as observações 1-139

Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00655983	0,00448552	1,4624	0,14596	
IHH	-0,0571725	0,411893	-0,1388	0,88981	
custo	0,414605	0,0438081	9,4641	<0,00001	***
provisao	0,202398	0,105615	1,9164	0,05745	*
aversao	0,0193896	0,0118649	1,6342	0,10456	
Média var. dependente	0,031712	D.P. var. dependente		0,038463	
Soma resíd. quadrados	0,110351	E.P. da regressão		0,028697	
R-quadrado	0,459489	R-quadrado ajustado		0,443355	
F(4, 134)	28,47844	P-valor(F)		3,98e-17	
Log da verossimilhança	298,8978	Critério de Akaike		-587,7955	
Critério de Schwarz	-573,1232	Critério Hannan-Quinn		-581,8331	

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 43: MQO, usando as observações 1-137

Variável dependente: spread

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00820685	0,00251657	3,2611	0,00141	***
IHH	-0,357265	0,318892	-1,1203	0,26461	
custo	0,325895	0,0532938	6,1151	<0,00001	***
provisao	0,0537371	0,0616526	0,8716	0,38500	
aversao	0,00599505	0,0064903	0,9237	0,35733	

Média var. dependente	0,016470	D.P. var. dependente	0,017847
Soma resíd. quadrados	0,031601	E.P. da regressão	0,015473
R-quadrado	0,270456	R-quadrado ajustado	0,248348
F(4, 132)	12,23371	P-valor(F)	1,72e-08
Log da verossimilhança	379,2623	Critério de Akaike	-748,5246
Critério de Schwarz	-733,9247	Critério Hannan-Quinn	-742,5915

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Trimestre 44: MQO, usando as observações 1-137

Variável dependente: spread

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	0,00966118	0,00595587	1,6221	0,10716
IHH	-0,428085	0,750239	-0,5706	0,56924
custo	0,479126	0,0495505	9,6694	<0,00001 ***
provisao	0,140525	0,131056	1,0723	0,28556
aversao	0,010498	0,015288	0,6867	0,49349

Média var. dependente	0,034259	D.P. var. dependente	0,048166
Soma resíd. quadrados	0,176657	E.P. da regressão	0,036583
R-quadrado	0,440094	R-quadrado ajustado	0,423128
F(4, 132)	25,93852	P-valor(F)	7,13e-16
Log da verossimilhança	261,3719	Critério de Akaike	-512,7438
Critério de Schwarz	-498,1439	Critério Hannan-Quinn	-506,8107

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

A.2 – Regressão da segunda etapa, com dados trimestrais em séries temporais

Séries temporais: MQO, usando as observações 2001:1-2011:4 (T = 44)

Variável dependente: spread_puro

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,00839495	0,00465322	1,8041	0,07914	*
selic	0,0099402	0,00382741	2,5971	0,01330	**
ipca	0,00458842	0,0117398	0,3908	0,69810	
rec_val__Mob_	2,26636e-010	8,47891e-011	2,6729	0,01102	**
Volatilidade	-0,305025	0,0998139	-3,0559	0,00409	***
LFTS_no_mercado	-8,58896e-09	4,89088e-09	-1,7561	0,08713	*
Média var. dependente	0,011142	D.P. var. dependente	0,007623		
Soma resíd. quadrados	0,001695	E.P. da regressão	0,006680		
R-quadrado	0,321530	R-quadrado ajustado	0,232257		
F(5, 38)	3,601672	P-valor(F)	0,009172		
Log da verossimilhança	161,1752	Critério de Akaike	-310,3505		
Critério de Schwarz	-299,6454	Critério Hannan-Quinn	-306,3805		
rô	-0,303909	Durbin-Watson	2,531773		

Fonte: Elaboração do autor com dados do Banco Central, IBGE e Tesouro Nacional.

Nota: * 90% de significância; ** 95% de significância; *** 99% de significância.

Referências bibliográficas

AFANASIEFF, T.; LHACER, P.; NAKANE, M. (2001) “The determinants of bank interest spread in Brazil.” In: XXIX Encontro Nacional de Economia, 2001, Salvador. *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*.

AFANASIEFF, T.; LHACER, P.; NAKANE, M. (2002) “The determinants of bank interest spread in Brazil.” *Money Affairs*, v. XV, n. 2, pp. 183-205.

ARONOVICH, S. (1994) “Uma nota sobre os efeitos da inflação e do nível de atividade sobre o spread bancário.” *Revista Brasileira de Economia*, vol. 48 n. 1, pp. 125-140.

AVERBUG, A.; GIAMBIAGI, F. (2000). “A crise brasileira de 1988/1999 – origens e consequências”. *Textos para discussão n° 77*, pp. 19-27. IPEA.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2002). Relatório Anual, Capítulo IV, pp. 89.

_____ (2011). “Relatório de Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 12 anos do Projeto Juros e Spread Bancário”. Disponível em www.bcb.gov.br. Acesso em 13/12/2011.

BARBOSA, F. (2006). “The contagion effect of public debt on monetary policy: the Brazilian experience”. *Revista de Economia Política*, vol. 26, n° 2, pp. 231-238

BRANCO, R. (2008) “Rentabilidade bancária no Brasil: uma breve análise no cenário recente.” Monografia de conclusão de curso. Universidade do Estado do Rio de Janeiro – UERJ.

BRESNAHAN, T. (1982). “The oligopoly solution concept is defined”. Stanford University of California.

BROCK, P.; ROJAS SUAREZ, L. (2000) “Understanding the behavior of bank spreads in Latin America.” In: *Journal of Development Economics*, vol.63.

CLAEYS, S.; VENNET, R. (2007) “Determinants of bank interest margins in Central and Eastern Europe: A comparison with the West.” *Economic Systems* 32 (2008).

CARDOSO, E. (2001). “A crise monetária no Brasil: migrando da Âncora Cambial para o regime flexível”. *Revista de Economia Política*, vol. 21, n° 3, pp. 146-167.

FRANCO, G. (1998). “A inserção externa e o desenvolvimento”. *Revista de Economia Política*, vol. 18, n°3, pp. 121-147.

FUNGACOVA Z.; POHOSYAN, T. (2009) “Determinants of bank interest margins in Russia: Does bank ownership matter?” Discussion Paper 22/2009. Bank of Finland – Institute for Economies in Transition.

GARCIA, M. (1994). “Vida longa para o Real”. *Textos de Discussão*, PUC-Rio.

GREENE, W. (2003). “Econometric Analysis”. Fifth Edition, pp. 398-400.

HIRSCHMAN, A. (1964). “The paternity of an Index”. *American Economic Review*.

HO, T.; SAUNDERS, A. (1981) “The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. XVI (4).

IBGE/ANDIMA (1997). “Sistema Financeiro – Uma análise a partir das contas nacionais 1990-1995”.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. (1997). “Econometric Methods”. Fourth Edition, pp. 157-161.

LAPLANE, M.; SARTI, F. (1999). “Investimento Direto Estrangeiro e o impacto na Balança Comercial nos anos 90”. *Textos para Discussão* n° 629 – IPEA – pp. 12-26.

LAU, L. (1982). “On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data”. Stanford University of California.

LEAL, R. (2006). “Estrutura e determinantes do spread bancário no Brasil: uma resenha comparativa da literatura empírica”. Dissertação de Mestrado. UFRJ, 2006.

LOPES, F. (1997). “O mecanismo de transmissão de política monetária numa economia em processo de estabilização: notas sobre o caso do Brasil”. *Revista de Economia Política*, vol. 17, nº 3, pp. 5-11.

MANHIÇA, F.; JORGE, C. (2012). “O nível da taxa básica de juros e o *spread* bancário no Brasil: uma análise de dados em painel”. *Textos para Discussão* nº 1710 – IPEA – pp. 7-40.

MAUDOS, J.; GUEVARA, J. (2004) “Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.” In: *Journal of Banking and Finance*, v. 28, nº 9, pp. 2259-2281..

MODENESI, A.M. (2008), “Convenção e inércia na taxa Selic: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007)”, *Anais do I Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*, IE/UNICAMP, Campinas.

NAKANE, M. (2003) “Concorrência e Spread Bancário: uma revisão da Evidência para o Brasil.” In: Banco Central do Brasil, “*Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 4 anos do projeto Juros e Spread Bancário*”, Brasília, p. 58-67.

OREIRO, J.; AMARAL, R. (2008). “A relação entre o mercado de dívida pública e a política monetária no Brasil”. *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 12, nº 3, pp. 491-517.

OREIRO, J.; PAULA, L. (2010). “Macroeconomic determinants of bank spread in Latin America: a recent analysis with special focus on Brazil”. *International review of applied economics*, vol. 24, nº 5, pp. 573-590.

PASTORE, A.; PINOTTI, M. & PAGANO, T. (2010). “Limites ao Crescimento Econômico”. *XXII Fórum Nacional 2010*. <http://www.forumnacional.org.br/pub/ep/EP0346.pdf>.

PAULA, L.; PIRES, M. (2007). “Determinantes Macroeconômicos do spread bancário: uma análise preliminar para economias emergentes”. In: PAULA, L. e OREIRO, J. “*Sistema financeiro, uma análise do setor bancário brasileiro*”. Ed. Campus, cap. 8, p. 171-189.

PAULA, L.; FARIA JÚNIOR, J. (2012). “Mercado de títulos de dívida corporativa privada no Brasil: aspectos estruturais e evolução recente”. *Revista de Economia Contemporânea*, vol.16, n.1, pp. 107-137.

PEDRAS, G. (2009). “História da dívida pública no Brasil: de 1964 até os dias atuais”. In: Silva, A. C., Carvalho, L. O. e Medeiros, O. L. (Org.). *Dívida pública: a experiência brasileira*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional: Banco Mundial, 2009, p. 57-80.

SAUNDERS, A.; SCHUMACHER, L. (2000) “The determinants of bank interest rate margins: an international study.” *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, pp.813-832.

SILVA, G.; OREIRO, J.; PAULA, L. (2007) “Spread Bancário no Brasil: uma Avaliação Empírica Recente.” In: PAULA, L. e OREIRO, J. “*Sistema financeiro, uma análise do setor bancário brasileiro*”. Rio de Janeiro: Ed. Elsevier, cap. 9.

WORLD BANK (2011); INTERNATIONAL MONETARY FUND – IMF. “Indicators of financial structure, development, and soundness”. In: *Financial Sector Assessment: a Handbook*.