



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Relatório de Economia Bancária e Crédito

2005





BANCO CENTRAL DO BRASIL

**Relatório de
Economia Bancária e Crédito**

2005

Presidente

Henrique de Campos Meirelles

Diretor de Política Econômica

Afonso Sant'Anna Bevilaqua

Chefe do Departamento de Estudos e Pesquisas

Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo

Coordenação

Márcio Issao Nakane

Equipe técnica

Ana Carla Abrão Costa

Eduardo Luis Lundberg

Fani Léa Cymrot Bader

Leonardo Soriano de Alencar

Eduardo Augusto de Souza Rodrigues

Tony Takeda

Victorio Yi Tson Chu

Índice

| | | |
|------------|--|----|
| I | – Introdução | 5 |
| II | – Juros e <i>Spread</i> Bancário – Evolução e Medidas | 9 |
| | Anexo I – Decomposição do <i>spread</i> bancário – Atualizações metodológicas | 18 |
| | Anexo II – Súmula das principais medidas adotadas e propostas | 20 |
| III | – Crédito Direcionado e Custo das Operações de Crédito Livre: uma Avaliação do Subsídio Cruzado do Crédito Imobiliário e Rural no Brasil | 29 |
| | III.1 Introdução | 29 |
| | III.2 A <i>rationale</i> e as ineficiências do direcionamento obrigatório de créditos | 30 |
| | III.3 O crédito direcionado no Brasil | 32 |
| | III.3.1 O crédito rural obrigatório | 32 |
| | III.3.2 O crédito imobiliário | 34 |
| | III.4 Direcionamento de crédito e subsídios cruzados | 35 |
| | III.4.1 Despesas administrativas e de inadimplência | 38 |
| | III.4.2 Cunha proveniente do Fundo Garantidor de Crédito | 38 |
| | III.4.3 Impostos indiretos | 38 |
| | III.4.4 Cunha dos compulsórios | 39 |
| | III.4.5 Subsídio cruzado | 39 |
| | III.4.6 Impostos diretos | 40 |
| | III.5 Decomposição do <i>spread</i> bancário, incluindo subsídios cruzados | 40 |
| | III.6 Conclusão | 41 |
| IV | – Fatores de Risco e o <i>Spread</i> Bancário no Brasil | 45 |
| | IV.1 Introdução | 45 |
| | IV.2 Revisão da literatura | 45 |
| | IV.2.1 Literatura empírica | 46 |
| | IV.3 Metodologia | 47 |
| | IV.4 Dados | 50 |
| | IV.5 Resultados | 53 |
| | IV.6 Considerações finais | 57 |
| V | – <i>Spread</i> Bancário: os Problemas da Comparação Internacional | 59 |
| VI | – Consignação em Folha de Pagamento – Fatores da Impulsão do Crédito | 69 |
| | VI.1 Introdução | 69 |
| | VI.2 Instituição do empréstimo consignado em folha de pagamento | 70 |
| | VI.2.1 Empréstimo consignado para trabalhadores regidos pela CLT | 71 |
| | VI.2.2 Empréstimo consignado para aposentados e pensionistas do INSS | 71 |
| | VI.3 Aspectos jurídicos | 72 |

| | | |
|-------------|---|------------|
| VI.4 | Taxas de juros do mercado de crédito consignado | 73 |
| VI.5 | Volume do mercado de crédito consignado | 75 |
| VI.6 | Pesquisas de campo sobre a utilização do recurso | 78 |
| VI.7 | Fatores da impulsão do crédito consignado em folha de pagamento | 79 |
| VI.7.1 | Redução do recolhimento compulsório sobre os recursos a prazo | 79 |
| VI.7.2 | Entrada de novos bancos no mercado de crédito consignado do INSS | 81 |
| VI.7.3 | Acordos para cessão de crédito consignado do INSS | 82 |
| VI.7.4 | Melhora da qualidade da carteira de crédito com o empréstimo consignado do INSS | 83 |
| VI.8 | Considerações finais | 85 |
| VII | – O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais | 89 |
| VII.1 | Introdução | 89 |
| VII.2 | Crédito Pessoal <i>versus</i> Crédito Consignado em Folha de Pagamento | 90 |
| VII.3 | Metodologia | 92 |
| VII.3.1 | Estratégia de identificação | 93 |
| VII.3.2 | Estratégia de estimação | 94 |
| VII.3.3 | Discussão sobre a estimação e o endividamento subsequente | 95 |
| VII.4 | Descrição dos dados utilizados | 95 |
| VII.5 | Resultados | 97 |
| VII.6 | Considerações finais | 100 |
| VIII | – Um Exame da Concorrência em Três Produtos Bancários | 103 |
| VIII.1 | Introdução | 103 |
| VIII.2 | Os modelos teóricos | 105 |
| VIII.2.1 | O lado da demanda | 105 |
| VIII.2.2 | O lado da oferta | 106 |
| VIII.2.2.1 | Concorrência de Bertrand | 107 |
| VIII.2.2.2 | Cartel | 108 |
| VIII.3 | Dados | 108 |
| VIII.4 | As estimativas de demanda e as elasticidades | 110 |
| VIII.5 | Os testes de poder de mercado | 112 |
| VIII.6 | Considerações finais | 114 |
| IX | – Custos de Mudança nas Linhas de Crédito do Setor Bancário Brasileiro | 117 |
| IX.1 | Introdução | 117 |
| IX.2 | O modelo | 118 |
| IX.3 | Os dados | 120 |
| IX.4 | Resultados | 121 |
| IX.5 | Considerações finais | 123 |

I – Introdução

Desde outubro de 1999, com a publicação do estudo “Juros e *Spread* Bancário no Brasil”, o Banco Central e o governo federal atuam em conjunto no sentido de expandir a oferta de crédito, bem como de reduzir o custo dos empréstimos e financiamentos praticados no país. Grande parte desse esforço se concentrou no Projeto Juros e *Spread* Bancário (PJSB). A principal motivação que deu origem ao PJSB – e que continua a justificá-lo – é o elevado custo das operações de crédito bancário que persiste no segmento livre no Brasil. Um passado de excessiva volatilidade econômica e financeira e fatores institucionais inibiam o crescimento do crédito e explicavam as taxas de juros e os *spreads* bancários elevados. Essa é uma das principais questões associadas ao projeto, freqüentemente esquecida, e se refere ao problema do acesso ao crédito. Apesar do expressivo avanço observado nos últimos anos, o volume de crédito como proporção do Produto Interno Bruto (PIB) no Brasil ainda é inferior ao observado nos países avançados, bem como em algumas economias emergentes. O saldo total do crédito concedido pelo Sistema Financeiro Nacional (SFN) ainda é relativamente baixo, correspondendo a cerca de 31,2% do PIB em dezembro de 2005.

As principais medidas adotadas no âmbito do PJSB são de caráter marcadamente institucional e microeconômico, direcionadas a expandir a oferta de crédito, com custos mais acessíveis. Elas estão voltadas para aumentar o acesso das instituições financeiras a informações cadastrais de seus clientes e para dar mais eficiência aos sistemas de cobrança de créditos e execução de garantias, como forma de avaliar e reduzir o risco de crédito (aumentar a segurança das operações e reduzir as eventuais perdas com a inadimplência), bem como de induzir os tomadores a honrarem seus créditos. Obviamente, a manutenção do equilíbrio macroeconômico é condição necessária para que tais iniciativas tenham o efeito desejado.

Além desta “Introdução”, o presente relatório está composto de oito capítulos, resumidos a seguir.

O Capítulo II, “Juros e *Spread* Bancário – Evolução e Medidas”, descreve o comportamento recente dos principais indicadores do mercado de crédito, com destaque para a evolução das taxas de empréstimo, do *spread* bancário, dos volumes de crédito, dos níveis de inadimplência e dos prazos médios. Esse capítulo também tece comentários sobre as principais mudanças recentes de cunho institucional a afetar o mercado de crédito, tais como a regulamentação do crédito com consignação em folha de pagamentos, a implementação do novo Sistema de Informações de Crédito (SCR) e a nova Lei de Falências.

No Capítulo III, “Crédito Direcionado e Custo das Operações de Crédito Livre: uma Avaliação do Subsídio Cruzado do Crédito Imobiliário e Rural no Brasil”, Ana Carla A. Costa e Márcio I. Nakane lembram que políticas de direcionamento de crédito são eventualmente justificáveis como mecanismos de assegurar o acesso a crédito a certos segmentos da população. Entretanto, tais esquemas podem gerar distorções alocativas, dentre as quais o subsídio cruzado. Ou seja, ao precificar as operações de crédito no segmento livre, as instituições bancárias incluirão uma remuneração para cobrir eventuais perdas nas suas carteiras de crédito direcionado. Costa e Nakane propõem, então, uma metodologia para avaliar a importância do subsídio cruzado como componente do *spread* bancário. Essa metodologia é aplicada no Brasil para computar o subsídio cruzado relativo aos direcionamentos do crédito rural e do crédito imobiliário. Os resultados sugerem que o subsídio cruzado é um elemento importante na composição do *spread* bancário no país.

No Capítulo IV, “Fatores de Risco e o *Spread* Bancário no Brasil”, Fernando G. Bignotto e Eduardo A. de S. Rodrigues estudam a importância de *proxies* para risco de crédito e risco de juros como fatores determinantes do *spread* bancário no país. Os autores utilizam dados em painel para uma amostra de 87 bancos, acompanhados ao longo de treze trimestres entre 2001 e 2004. Uma inovação do trabalho à literatura a respeito dos determinantes do *spread* bancário no Brasil é a utilização da metodologia proposta por Chamberlain (1982) para modelar as características individuais não observáveis. Os resultados dos autores indicam que o risco de crédito e o risco de juros têm impactos significativos e positivos na determinação do *spread*.

No Capítulo V, “*Spread Bancário: os Problemas da Comparação Internacional*”, Márcio I. Nakane e Ana Carla A. Costa chamam a atenção para as dificuldades envolvidas na comparação de *spread* bancário entre países. Um conjunto de dificuldades se refere ao universo heterogêneo de clientes sobre os quais são computadas as taxas de empréstimo. Por exemplo, no *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional (FMI), enquanto alguns países reportam taxas de empréstimo para clientes *prime*, vale dizer, para clientes com elevados *ratings*, outros reportam taxas de empréstimo para a totalidade dos tomadores. Um segundo conjunto de dificuldades se refere ao cálculo do *spread* bancário como a diferença entre a taxa de empréstimos e o custo de oportunidade dos fundos. O problema dessa medida é sua forte correlação com o nível da taxa de juros, o que torna sua utilização problemática para fins de comparação internacional. Nakane e Costa sugerem a utilização do índice de Lerner para essa finalidade. Os autores ilustram as diferenças nas ordenações dos países ao se utilizar o *spread* na sua medida convencional e como índice de Lerner.

No Capítulo VI, “*Consignação em Folha de Pagamento – Fatores da Impulsão do Crédito*”, Tony Takeda e Fani L. C. Bader analisam a evolução recente da modalidade de crédito com consignação em folha de pagamento. Essa modalidade de crédito apresentou expressivo crescimento ao longo de 2004 e 2005. Takeda e Bader investigam alguns dos possíveis fatores para explicar esse desempenho, com destaque para a redução do recolhimento compulsório sobre depósitos a prazo ao final de 2004, os convênios firmados entre os bancos e o Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) para estender o crédito consignado aos pensionistas e aposentados, os acordos de cessão de crédito entre os bancos e a melhora na qualidade da carteira de crédito com o crédito consignado.

No Capítulo VII, “*O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais*”, Eduardo A. S. Rodrigues, Victorio Chu, Leonardo S. Alencar e Tony Takeda procuram responder à seguinte questão: “Qual a diferença entre as taxas de juros do empréstimo pessoal e do empréstimo consignado, quando temos o mesmo devedor em um empréstimo com as mesmas condições de prazo e valor?” A diferença entre essas taxas fornece uma medida do (diferencial do) risco de inadimplência associado a cada uma dessas modalidades. Utilizando dados do SCR para dezembro de 2003, os autores identificam os tomadores que simultaneamente tinham operações abertas em empréstimo pessoal e em crédito consignado naquela data. Os autores estimam que, da diferença média observada de 25 p.p. entre as taxas de empréstimo dessas duas modalidades, 13 p.p. podem ser atribuídos aos distintos riscos de inadimplência associados a elas.

No Capítulo VIII, “*Um Exame da Concorrência em Três Produtos Bancários*”, Márcio I. Nakane e Leonardo S. Alencar estimam equações de demanda por serviços bancários, depósitos a prazo e empréstimos. Nakane e Alencar também realizam testes de poder de mercado, computando margens preço-custo compatíveis com comportamento dos bancos, de acordo com duas estruturas imperfeitas de mercado – a descrita pelo modelo de Bertrand e a descrita segundo um modelo de cartel – e os comparando com as margens observadas. O modelo de Bertrand é tomado como a estrutura imperfeita de mercado que mais se aproximaria do paradigma de concorrência perfeita, ao passo que o modelo de cartel se situaria no outro extremo. Os resultados dos autores sugerem que o modelo de Bertrand fornece uma descrição precisa da concorrência em serviços bancários, enquanto mesmo esse modelo subestimaria o grau de concorrência verificado em depósitos a prazo e em empréstimos.

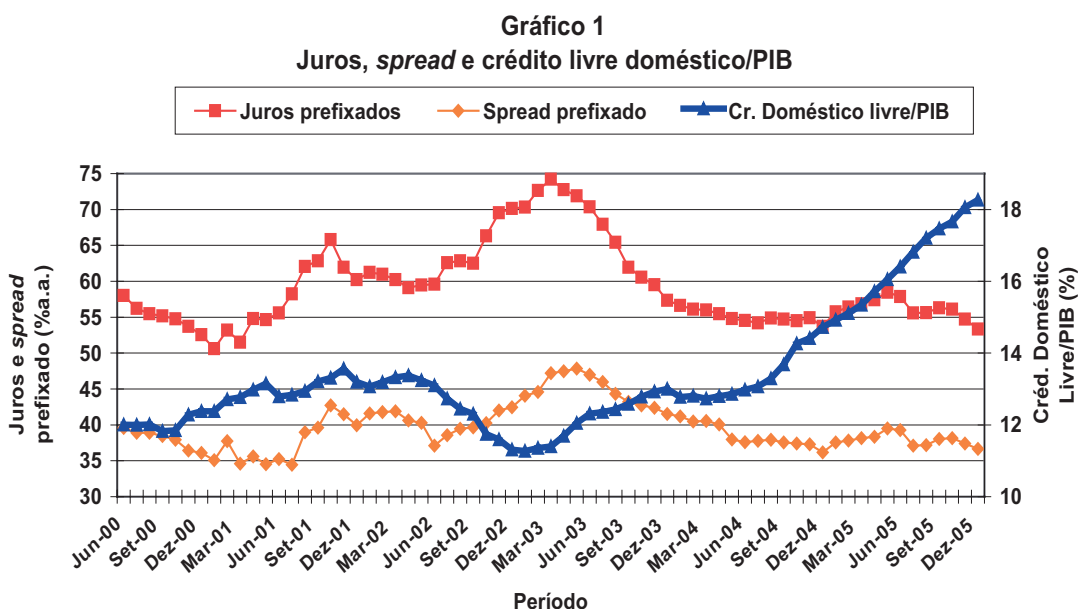
No Capítulo IX, “*Custos de Mudança nas Linhas de Crédito do Setor Bancário Brasileiro*”, Leonardo S. Alencar, Eduardo A. S. Rodrigues e Tony Takeda estudam a relevância de custos de mudança (*switching costs*) como fonte de poder de mercado para os bancos em suas operações de crédito. Quando os custos de mudança são importantes, parte da base de clientes de um banco se torna “cativa”, o que diminui a concorrência por meio de preços nesses segmentos. Adaptando um modelo originalmente desenvolvido por Kim *et al.* (2003), os autores utilizam um painel de 97 bancos, observados ao longo de três semestres (do segundo

semestre de 2003 ao segundo semestre de 2004), para verificar a importância quantitativa dos custos de mudança para as operações de crédito no Brasil. Apesar da sensibilidade dos resultados à especificação utilizada, parece haver evidência da existência de tais custos no Brasil.

II – Juros e *Spread* Bancário – Evolução e Medidas

Apresentaremos neste capítulo a evolução recente dos juros e *spreads* bancários médios praticados na economia brasileira, com destaque para o aumento do prazo médio das operações e, principalmente, para a expansão da oferta de crédito livre, com elevação de sua participação no total de empréstimos concedidos pelo sistema financeiro. No fim do capítulo, são apresentadas as principais medidas destinadas a expandir a oferta de crédito, bem como a reduzir o custo dos empréstimos e financiamentos concedidos no país.

Conforme pode ser observado no gráfico 1, as taxas de juros e o *spread* bancário diminuíram sensivelmente em relação aos valores atingidos no início de 2003 e atualmente se encontram em patamares próximos aos registrados no primeiro semestre de 2001. Certamente impulsionado por esse movimento das taxas de juros e de *spread*, o crédito livre doméstico (sem repasses externos) teve forte crescimento nos últimos três anos, passando de 11,3% do PIB, em dezembro de 2002, para 18,3% do PIB, em dezembro de 2005.



Não obstante as medidas adotadas pelo governo e os avanços logrados nos últimos seis anos no sentido de facilitar o acesso ao crédito e reduzir o seu custo, o *spread* bancário permanece elevado. Indicando a importância do componente institucional e microeconômico em sua formação, estimativas mais recentes (*vide* atualizações metodológicas no Anexo I) continuam mostrando que grande parte desse diferencial entre as taxas de captação e aplicação é explicada pela inadimplência (34,0% em 2004) e pelos custos administrativos (21,6%), importando em acréscimo de custo de 9,24 p.p. e 5,86 p.p., respectivamente, em dezembro de 2004 (tabela 1). Os tributos e as taxas importaram em 2,28 p.p. (8,4%) no *spread* bancário de 2004, enquanto o custo de manter depósitos compulsórios contribuiu com 1,9 p.p. (7,0%).

Tabela 1 – Decomposição do *spread* bancário

| | Proporção do <i>spread</i> (%) | | | Pontos percentuais (p.p.)* | | |
|--------------------------------------|--------------------------------|---------------|---------------|----------------------------|--------------|--------------|
| | 2001 | 2003 | 2004 | 2001 | 2003 | 2004 |
| 1 - Spread total | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 28,70 | 30,01 | 27,20 |
| 2 - Custo administrativo | 19,84 | 21,87 | 21,56 | 5,69 | 6,56 | 5,86 |
| 3 - Inadimplência | 31,04 | 31,73 | 33,97 | 8,91 | 9,52 | 9,24 |
| 4 - Custo do compulsório | 9,51 | 6,51 | 7,00 | 2,73 | 1,95 | 1,90 |
| Depósitos à vista | 9,23 | 7,09 | 6,85 | 2,65 | 2,13 | 1,86 |
| Depósitos a prazo | 0,28 | -0,57 | 0,15 | 0,08 | -0,17 | 0,04 |
| 5 - Tributos e taxas | 7,10 | 7,24 | 8,37 | 2,04 | 2,17 | 2,28 |
| Impostos indiretos | 6,82 | 6,98 | 8,11 | 1,96 | 2,09 | 2,21 |
| Custo do FGC | 0,28 | 0,26 | 0,26 | 0,08 | 0,08 | 0,07 |
| 6 - Resíduo bruto (1-2-3-4-5) | 32,51 | 32,65 | 29,10 | 9,33 | 9,80 | 7,92 |
| 7 - Impostos diretos | 11,14 | 9,88 | 9,30 | 3,20 | 2,96 | 2,53 |
| 8 - Resíduo líquido (6-7) | 21,37 | 22,77 | 19,80 | 6,13 | 6,84 | 5,39 |

Fonte: Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – SP– *Vide* atualizações metodológicas (Anexo I)

* Os percentuais estimados por Costa e Nakane foram aplicados sobre o *spread* consolidado médio de dezembro de cada ano.

Com a consolidação da estabilidade macroeconômica, houve expansão do crédito livre doméstico e melhoria na qualidade das carteiras e nas condições das operações (prazos e *spreads*). Sobre a evolução dessas variáveis no passado recente, cabe destacar que o efeito favorável da estabilidade macroeconômica e das medidas de caráter institucional e microeconômico suplantou o efeito da elevação da taxa de juros básica a partir de setembro de 2004.

Os juros do crédito bancário aumentaram no primeiro semestre e diminuíram no segundo semestre de 2005 (tabela 2), acompanhando a variação da taxa Selic, que começou a ser reduzida em setembro de 2005. A taxa de juros média consolidada atingiu 47,3% ao ano em junho de 2005, caindo para 45,9% a.a. em dezembro. A maior redução relativa ocorreu com as operações pós-fixadas com pessoas jurídicas, cujos juros caíram 3,3 p.p. no segundo semestre de 2005 e 2,3 p.p. no acumulado do ano, atingindo 19,6% a.a. em dezembro. Em contraste com as taxas de juros, os *spreads* bancários aumentaram no segundo semestre de 2005, com o *spread* consolidado subindo 0,7 p.p. no período, atingindo 28,8 p.p. em dezembro. Entre as variações nos *spreads* bancários, cabe destacar a queda de 0,9 p.p. do *spread* prefixado de pessoa jurídica no segundo semestre do ano passado e a relativa estabilidade do *spread* prefixado de pessoa física (redução de 0,1 p.p. no ano) durante o ciclo de elevação dos juros básicos.

Tabela 2 – Taxas médias mensais das operações de crédito com recursos livres – Juros e *spread*¹

| Modalidade | Jun/03 | Dez/04 | Jun/05 | Dez/05 | Variação (p.p.) | | |
|-----------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------------|-------------|------------|
| | | | | | 1º sem | 2º sem | Ano |
| Juros - total | 56.7 | 44.6 | 47.3 | 45.9 | 2.7 | -1.4 | 1.3 |
| Pessoa jurídica | 38.6 | 31.0 | 33.4 | 31.7 | 2.4 | -1.7 | 0.7 |
| - Prefixados | 52.4 | 40.7 | 44.4 | 41.6 | 3.7 | -2.8 | 0.9 |
| - Pós-fixados | 27.0 | 21.9 | 22.9 | 19.6 | 1.0 | -3.3 | -2.3 |
| - Flutuante | 35.6 | 25.5 | 27.9 | 27.1 | 2.4 | -0.8 | 1.6 |
| Pessoa Física | 81.4 | 60.5 | 61.3 | 59.3 | 0.8 | -2.0 | -1.2 |
| Spread - total | 33.2 | 26.8 | 28.1 | 28.8 | 1.3 | 0.7 | 2.0 |
| Pessoa jurídica | 14.6 | 13.0 | 13.6 | 14.0 | 0.6 | 0.4 | 1.0 |
| - Prefixados | 28.2 | 23.2 | 25.4 | 24.5 | 2.2 | -0.9 | 1.3 |
| - Pós-fixados | 4.8 | 2.7 | 1.8 | 1.4 | -0.9 | -0.4 | -1.3 |
| - Flutuante | 9.6 | 8.0 | 8.2 | 8.9 | 0.2 | 0.7 | 0.9 |
| Pessoa física | 58.5 | 42.9 | 42.9 | 42.8 | 0.0 | -0.1 | -0.1 |

Fonte: BCB – Departamento Econômico (Depec).

¹ Taxas de juros em % a.a. e *spread* em p.p.

Com exceção das operações de conta garantida, cujos juros se mantiveram estáveis, as modalidades de operações prefixadas de pessoas jurídicas tiveram redução de juros no segundo semestre de 2005, apresentando, em dezembro, juros inferiores aos verificados em igual período do ano anterior. Fenômeno similar ocorreu nas operações com pessoas físicas, que, em 2005, registraram redução nas taxas de juros nas modalidades prefixadas, ao passo que no cheque especial houve aumento, e, dessa forma, essa continuou a ser a modalidade de juros mais elevados do mercado (147,5% a.a. em dezembro passado, 3,5 p.p. acima do patamar registrado em dezembro de 2004).

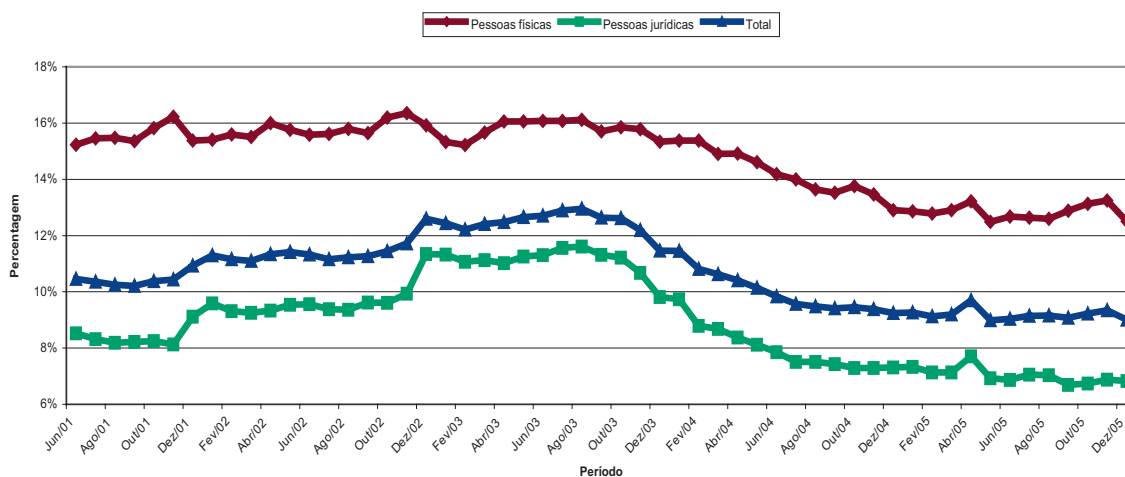
Tabela 3 – Juros e *spread* bancário prefixado (em % ao ano)

| Discriminação | Juros | | | Spread | | |
|----------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | Dez/04 | Jun/05 | Dez/05 | Dez/04 | Jun/05 | Dez/05 |
| Total | 53,1 | 55,7 | 53,3 | 35,5 | 37,1 | 36,6 |
| Pessoa jurídica | 40,7 | 44,4 | 41,6 | 23,2 | 25,4 | 24,5 |
| - Hot money | 51,1 | 53,4 | 47,4 | 34,9 | 35,6 | 30,8 |
| - Desconto de duplicatas | 41,5 | 42,6 | 39,5 | 22,8 | 22,8 | 21,7 |
| - Desconto de promissórias | 49,6 | 52,4 | 49,0 | 31,9 | 32,6 | 31,2 |
| - Capital de giro | 36,7 | 39,6 | 34,7 | 18,7 | 20,1 | 17,7 |
| - Conta garantida | 66,5 | 70,2 | 70,3 | 50,3 | 52,4 | 53,7 |
| - Aquisição de bens | 29,0 | 31,3 | 28,2 | 11,2 | 12,7 | 11,7 |
| - Vendor | 22,8 | 24,1 | 22,5 | 4,9 | 4,3 | 4,9 |
| Pessoa física | 60,5 | 61,3 | 59,3 | 42,9 | 42,9 | 42,8 |
| - Cheque especial | 144,0 | 148,0 | 147,5 | 127,8 | 130,2 | 130,9 |
| - Crédito pessoal | 68,4 | 68,6 | 67,3 | 50,5 | 49,9 | 50,7 |
| - Aquisição de veículos | 35,6 | 36,9 | 34,8 | 18,1 | 18,9 | 18,5 |
| - Aquisição de outros bens | 66,9 | 54,1 | 65,2 | 48,9 | 34,7 | 48,1 |

Fonte: BCB – Departamento Econômico (Depec).

Em relação aos *spreads* das operações prefixadas (tabela 3), em dezembro de 2005 houve queda, em relação a junho do mesmo ano, nas médias para pessoas jurídicas e pessoas físicas. Para algumas modalidades, entretanto, tanto para pessoa física quanto para pessoa jurídica, houve elevação dos *spreads* bancários no segundo semestre de 2005. Esse aumento localizado pode ser associado, em grande medida, à deterioração na qualidade da carteira dos bancos, em particular à elevação dos níveis de atraso na carteira livre. A qualidade da carteira de crédito do SFN ao setor privado, excluindo as operações rurais e habitacionais, mostram que os créditos classificados entre D e H (Riscos 1 + 2) atingiram mais de 13% em agosto de 2003, passaram a 9,0% em maio de 2005, e, a despeito de ligeira inflexão ao longo do segundo semestre, em dezembro de 2005 se encontravam em patamares ainda menores (gráfico 2). O destaque foram os créditos concedidos a pessoas físicas, que se deslocaram de mais de 16,5% em agosto de 2003 para 12,5% em maio de 2005, patamar em que se encontravam em dezembro de 2005. Já os créditos de risco 1 + 2 concedidos a pessoas jurídicas, após atingirem mais de 11,5% do total em agosto de 2003, continuaram a cair após maio de 2005 e atingiram 6,8% em dezembro.

Gráfico 2
SFN – Qualidade do Crédito ao Setor Privado (sem Rural e Habitacional) – Risco 1 + 2



Os níveis de inadimplência das operações de crédito livre apontam basicamente a mesma tendência e, na média, passaram de 4,5% em junho de 2003 para 3,5% e 4,2%, em junho e dezembro de 2005, respectivamente. Esse movimento foi impulsionado, especialmente no segundo semestre de 2005, pelo crescimento da inadimplência das operações de crédito com pessoas físicas, que se deslocou de 5,9% para 6,7% (tabela 4).

Tabela 4 – Crédito livre – Inadimplência

| Modalidade | Jun/03 | Dez/04 | Jun/05 | Dez/05 |
|----------------------------|------------|------------|------------|------------|
| Total | 4,5 | 3,6 | 3,5 | 4,2 |
| Pessoa jurídica | 2,5 | 1,8 | 1,7 | 2,0 |
| Desconto de duplicatas | 3,2 | 3,1 | 3,9 | 4,2 |
| Capital de giro | 3,6 | 1,8 | 1,6 | 1,9 |
| Conta garantida | 2,3 | 1,6 | 1,7 | 2,1 |
| Aquisição de bens | 2,0 | 1,0 | 1,1 | 1,0 |
| Vendor | 1,1 | 0,6 | 0,2 | 0,7 |
| Adiant.Contr.Câmbrio (ACC) | 0,4 | 1,0 | 0,9 | 1,2 |
| Repasses externos | 1,3 | 0,2 | 0,1 | 0,0 |
| Pessoa física | 7,8 | 6,2 | 5,9 | 6,7 |
| Cheque especial | 7,6 | 6,1 | 5,3 | 7,6 |
| Crédito pessoal | 8,1 | 5,8 | 5,4 | 6,0 |
| Aquis. de bens – Veículos | 3,6 | 2,1 | 1,7 | 2,2 |
| Aquisição de outros bens | 13,1 | 8,5 | 9,0 | 9,8 |

Fonte: BCB – Departamento Econômico (Depec).

(1) Percentuais com atraso que excede a 90 dias.

Acompanhando o recuo do *spread* bancário e do risco de crédito observados desde meados de 2003, em resposta à melhora nas condições de crédito livre na economia brasileira, verificou-se também aumento do prazo médio das operações de crédito. O prazo médio da carteira livre das instituições financeiras aumentou de 217 dias em junho de 2003 para 242 dias em junho de 2005 e para 264 dias em dezembro, tendo os dois principais subconjuntos de modalidades registrado aumento durante todo o período (tabela 5). Em 2005 o prazo médio total das operações de crédito livre aumentou 31 dias, com o prazo médio das operações com pessoas jurídicas atingindo 218 dias, e o das operações com pessoas físicas, 319 dias.

Tabela 5 – Prazo médio das operações de crédito livre (em dias)

| Modalidade | Jun/03 | Dez/04 | Jun/05 | Dez/05 |
|----------------------------|------------|------------|------------|------------|
| Total | 217 | 233 | 242 | 264 |
| Pessoa jurídica | 172 | 189 | 195 | 218 |
| Desconto de duplicatas | 31 | 34 | 31 | 33 |
| Capital de giro | 232 | 288 | 296 | 334 |
| Conta garantida | 23 | 22 | 22 | 22 |
| Aquisição de bens | 252 | 279 | 273 | 282 |
| Vendor | 75 | 84 | 73 | 88 |
| Adiant.contr.câmbrio - ACC | 119 | 97 | 98 | 100 |
| Export notes | 249 | 120 | 247 | 260 |
| Repasses externos | 286 | 389 | 384 | 368 |
| Pessoa física | 289 | 296 | 300 | 319 |
| Cheque especial | 20 | 20 | 21 | 21 |
| Crédito pessoal | 210 | 273 | 299 | 317 |
| Aquis. de bens - veículos | 506 | 472 | 472 | 487 |
| Aquisição de outros bens | 160 | 159 | 162 | 162 |

Fonte: BCB – Departamento Econômico (Depec).

Entretanto, o indicador mais auspicioso do mercado de crédito brasileiro foi a continuidade do forte crescimento das operações em 2005. O saldo do crédito concedido pelo sistema financeiro totalizou R\$607,0 bilhões em dezembro de 2005, com crescimento de 21,5% no ano, passando a representar 31,2% do PIB (*vide* tabela 6). A exemplo do que ocorre desde o início de 2000, o crédito concedido com recursos livres domésticos apresenta taxas de crescimento mais expressivas do que os demais segmentos e totalizou R\$355,7 bilhões em dezembro de 2005, representando 18,3% do PIB e mais da metade (58,6%) do total de crédito do sistema financeiro.

Tabela 6 – Saldo das operações de crédito do sistema financeiro – Composição

| Discriminação | R\$ milhões | | | Variação (%) | | % PIB | |
|------------------------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|----------------|--------------|--------------|
| | Jun/00 | Dez/04 | Dez/05 | Dez/05 – Jun/00 | Dez05 – Dez/04 | Jun/00 | Dez/05 |
| Recursos livres | 169.061 | 318.796 | 403.786 | 138,8 | 26,7 | 15,6% | 20,7% |
| Domésticos | 130.217 | 272.569 | 355.688 | 173,2 | 30,5 | 12,0% | 18,3% |
| P. física | 55.386 | 138.548 | 190.731 | 244,4 | 37,7 | 5,1% | 9,8% |
| P. jurídica | 74.831 | 134.021 | 164.957 | 120,4 | 23,1 | 6,9% | 8,5% |
| Recursos externos (1) | 38.844 | 46.227 | 48.098 | 23,8 | 4,0 | 3,6% | 2,5% |
| R\$/US\$ | 1.8000 | 2.6544 | 2.2341 | 24,1 | -15,8 | | |
| Valor em US\$ | 21.580 | 17.415 | 21.529 | -0,2 | 23,6 | | |
| Rec. direcionados | 138.776 | 180.807 | 203.237 | 46,4 | 12,4 | 12,8% | 10,4% |
| Habitacional | 57.474 | 24.694 | 28.125 | -51,1 | 13,9 | 5,3% | 1,4% |
| Rural | 21.961 | 40.714 | 45.116 | 105,4 | 10,8 | 2,0% | 2,3% |
| BNDES | 56.159 | 110.013 | 124.100 | 121,0 | 12,8 | 5,2% | 6,4% |
| Outras operações | 3.182 | 5.386 | 5.896 | 85,3 | 9,5 | 0,3% | 0,3% |
| Total geral | 307.837 | 499.604 | 607.023 | 97,2 | 21,5 | 28,4% | 31,2% |

Fonte: BCB – Departamento Econômico (Depec).

¹ Crédito Referencial para taxa de juros (Circular 2.957, de 30.12.1999).

O crédito livre com recursos externos do SFN atingiu o saldo de R\$48,1 bilhões em dezembro de 2005, apresentando crescimento de apenas 4,0% no ano. Sobre a variação desses repasses, é importante ter em mente a apreciação cambial ocorrida (15,8%) e o fato de que, na realidade, o valor em dólar (US\$) dessas operações aumentou 23,6% no período, passando a totalizar US\$21,5 bilhões. O crédito realizado com recursos direcionados cresceu 12,4% em 2005, atingindo R\$203,2 bilhões. Entre essas operações, o principal destaque foi o crédito habitacional, que voltou a crescer após a adoção de algumas medidas pelo governo federal, em especial a que acelera o cronograma de redução da utilização de saldos virtuais do Fundo de Compensação de Variações Salariais (FCVS) para fins de cumprimento das exigibilidades das instituições financeiras (Resolução 3.177, de 8 de março de 2004). Os empréstimos habitacionais cresceram 13,9% em 2005, atingindo saldo de R\$28,1 bilhões. As operações do BNDES tiveram expansão de 13,8% em 2005, atingindo saldo de R\$124,1 bilhões.

Relativamente à evolução do crédito livre doméstico, é importante ressaltar que o crescimento recente não se restringe a uma modalidade específica, tratando-se de uma expansão generalizada (tabela 7). Examinando as variações observadas em 2004 e 2005, verifica-se aceleração no crescimento do crédito em 2005, explicado basicamente pela forte expansão do crédito a pessoas físicas. Todas as operações do segmento cresceram em 2005 mais do que em 2004, com destaque para o financiamento de outros bens que não veículos (+41,6%) e crédito pessoal (+46,1%), este último influenciado pela expansão do crédito consignado (+82,2%). Refletindo o menor ritmo de crescimento da economia em 2005, mas também o

desenvolvimento do mercado de capitais no financiamento das empresas, as taxas de crescimento do crédito a pessoas jurídicas se reduziram em relação a 2004, afetando especialmente as modalidades que mais utilizam recebíveis comerciais como garantia, ou seja, aquelas mais sensíveis à evolução do faturamento das empresas, como *vendor* (-2,6%), desconto de duplicatas (+5,5%) e conta garantida (+18,5%).

Tabela 7 – Saldo das operações de crédito livre doméstico* – Composição

| Discriminação | R\$ milhões | | | Variação (%) | |
|--------------------------|----------------|----------------|----------------|-------------------|-------------------|
| | Dez/03 | Dez/04 | Dez/05 | Dez/04/ Dez/03 | Dez/05/ Dez/04 |
| Pessoas jurídicas | 88.126 | 111.891 | 137.347 | 27,0 | 22,8 |
| - Desc. de duplicatas | 7.464 | 10.388 | 10.958 | 39,2 | 5,5 |
| - Capital de giro | 32.920 | 40.218 | 51.491 | 22,2 | 28,0 |
| - Conta garantida | 21.928 | 25.096 | 29.732 | 14,4 | 18,5 |
| - Aquisição de bens | 4.695 | 8.003 | 11.152 | 70,5 | 39,3 |
| - <i>Vendor</i> | 7.877 | 10.255 | 9.987 | 30,2 | -2,6 |
| Pessoas Físicas | 88.099 | 113.272 | 155.190 | 28,6 | 37,0 |
| - Cheque especial | 8.919 | 9.800 | 10.974 | 9,9 | 12,0 |
| - Crédito pessoal | 30.494 | 43.423 | 63.444 | 42,4 | 46,1 |
| Crédito consignado** | ... | 12.611 | 22.981 | ... | 82,2 |
| - Aquisição de veículos | 29.987 | 38.065 | 50.685 | 26,9 | 33,2 |
| - Aquisição outros bens | 5.344 | 7.225 | 10.229 | 35,2 | 41,6 |
| Total | 176.225 | 225.163 | 292.537 | 27,8 | 29,9 |

Fonte: BCB – Departamento Econômico (Depec).

* Crédito Referencial para taxa de juros (Circular 2.957, de 30.12.1999).

** Valores da amostra das treze maiores instituições que operam com crédito pessoal.

O forte crescimento do crédito doméstico em período em que a política monetária foi mais restritiva é digno de registro, até porque foi acompanhado de melhoria dos principais indicadores do mercado de crédito, a saber, redução dos *spreads* bancários, crescimento dos prazos médios praticados e incremento na qualidade das carteiras. Observou-se apenas um aumento pontual dos *spreads* e alguma deterioração nas carteiras de crédito e nos níveis de atraso no segundo semestre de 2005. De um modo geral, o cenário mais favorável ao crédito tem razões macroeconômicas, pois coincide com a melhoria geral dos fundamentos e das expectativas quanto ao futuro da economia brasileira, mas também pode ser creditado aos resultados da agenda de reformas microeconômicas, em especial aquelas destinadas a melhorar e a fortalecer o mercado de crédito doméstico. Entre essas reformas, destacam-se a regulamentação do crédito consignado, a implementação do novo SCR e a legislação sobre a criação da cédula de crédito bancário e a nova Lei de Falências (ver Anexo II deste capítulo).

As operações de crédito com consignação em folha de pagamentos já eram utilizadas por várias instituições financeiras antes da promulgação da Lei 10.820, de 17 de dezembro de 2003. No entanto, com a entrada em vigência dessa legislação, a modalidade passou a ter mais aceitação, respondendo, em dezembro de 2005, por cerca de 45,7% do total das carteiras de crédito pessoal das instituições financeiras e apresentando taxas de juros menores que as do crédito pessoal tradicional. Levantamento realizado pelo Departamento Econômico (Depec) do Banco Central do Brasil em treze instituições financeiras, responsáveis por cerca de 80% das operações de crédito pessoal aponta expansão elevada para as operações de crédito bancário com desconto em folha de pagamentos, conforme pode ser observado na tabela 8.

Tabela 8 – Evolução do crédito consignado

| Período | Volume em R\$ milhões | | | Taxas de juros (% a.a.) | | |
|---------|-----------------------|----------------------------|---|-------------------------|--------|-----------------|
| | Crédito consignado | Crédito pessoal do mercado | Participação do consignado no crédito pessoal | Crédito consignado | Outras | Crédito pessoal |
| Jan/04 | 9.696 | 35.487 | 27,3 | 41,4 | 87,1 | 79,1 |
| Mar/04 | 10.827 | 38.021 | 28,5 | 40,3 | 85,7 | 76,5 |
| Jun/04 | 12.643 | 41.850 | 30,2 | 38,2 | 79,8 | 71,9 |
| Set/04 | 15.012 | 45.560 | 33,0 | 38,5 | 84,9 | 73,9 |
| Dez/04 | 17.535 | 49.321 | 35,5 | 39,2 | 77,3 | 68,4 |
| Mar/05 | 22.080 | 56.322 | 39,2 | 38,6 | 82,9 | 68,7 |
| Jun/05 | 26.154 | 62.037 | 42,1 | 37,5 | 84,6 | 68,6 |
| Set/05 | 30.309 | 67.582 | 44,8 | 37,0 | 86,4 | 70,6 |
| Dez/05 | 32.320 | 70.739 | 45,7 | 36,4 | 81,1 | 67,3 |

Fonte: BCB/Depec

Incorporando a antiga Central de Risco, criada em 1997, mas com avanços importantes no detalhamento de informações, acessibilidade e agilidade, entrou em funcionamento, em julho de 2004, o novo SCR do Banco Central. Para implementação do SCR, o Banco Central promoveu grande reestruturação do antigo sistema eletrônico de coleta de dados, de forma que se tornasse capaz de atender a uma quantidade maior de acessos com agilidade e segurança. O número de informações coletadas também se expandiu, e as instituições financeiras passaram a fornecer mensalmente dados agregados sobre risco de crédito, informações individualizadas sobre operações dos clientes (responsabilidades acima de R\$5 mil) e sobre operações relevantes (acima de R\$5 milhões).

Com sua entrada em funcionamento, além dos ganhos em termos de supervisão bancária e de subsídios para a formulação da política de crédito, o SCR agilizou a concessão de crédito por parte das instituições participantes do SFN, bem como reduziu os custos dessas operações. Isso porque, tendo melhores informações acerca dos potenciais tomadores, as instituições financeiras se habilitam a fazer uma melhor seleção, e, conseqüentemente, a inadimplência tende a cair, juntamente com custos administrativos, diminuindo o impacto desses fatores nos juros dos empréstimos bancários.

Entre as medidas adotadas em 1999, no âmbito do PJSP, estavam as medidas provisórias que criaram as Cédulas de Crédito Bancário (CCB), esclareceram sobre a legalidade da cobrança de juros compostos (anatocismo) no sistema financeiro e estenderam a aplicação da alienação fiduciária. Dando mais tranquilidade jurídica aos participantes do mercado de crédito, esses assuntos passaram a ser regulados pela Lei 10.931, de 2 de agosto de 2004. Essa legislação sobre patrimônio de afetação em empreendimentos imobiliários também tratou da criação da CCB, modificou e atualizou a legislação que trata de alienação fiduciária, até mesmo estendendo sua utilização a operações em garantia de coisa fungível ou de direito, assim como contemplou a capitalização dos juros nas operações de crédito com a utilização desse título executivo (CCB), reduzindo os riscos jurídicos dessas transações financeiras.

A nova Lei de Falências (Lei 11.101 e Lei Complementar 117, ambas de 17 de fevereiro de 2005) foi uma das reformas microeconômicas mais importantes para expandir a oferta de crédito, bem como para reduzir o custo dos empréstimos e financiamentos concedidos no país, haja vista que criou condições para recuperar empresas em dificuldades financeiras e aumentou a segurança jurídica do crédito ao setor empresarial. A modificação de interesse mais direto do mercado de crédito foi a que tratou das regras de prioridade na falência – os créditos com garantia real passaram à frente dos créditos tributários (objeto de reforma do Código Tributário Nacional). Com essa mudança na prioridade na falência, as garantias reais

passaram a cumprir melhor sua finalidade de reduzir o risco de crédito, protegendo os credores na eventual insolvência da empresa devedora, a exemplo do que ocorre na legislação da maioria dos países.

Apesar do significativo avanço especificado no parágrafo anterior, a atual legislação falimentar ainda diverge das melhores práticas internacionais, no sentido de não conferir aos credores com garantia real, nos eventos de falência, o direito de exercerem seus direitos à frente de quaisquer outros credores. Nesse caso, os detentores de créditos com garantia real poderiam financiar empresas em dificuldade e participar ativamente dos processos e negociações para recuperação de empresas, sem que isso significasse aumento importante do risco associado às suas operações, já que elas estariam adequadamente protegidas na eventualidade de falência.

Em razão da lentidão no andamento dos processos judiciais, a reforma do Poder Judiciário vem recebendo, recentemente, atenção prioritária do governo, e o levou a instituir a Secretaria de Reforma do Judiciário, no âmbito do Ministério da Justiça. Entre as iniciativas para melhor funcionamento do sistema de execução e garantias ao crédito, destaca-se a súmula vinculante, um dos tópicos da emenda constitucional da Reforma do Judiciário (EC 45, de 8 de dezembro de 2004), assim como o encaminhamento ao Legislativo de diversos projetos de lei que modificam o Código de Processo Civil (CPC). Com a súmula vinculante, uma decisão aprovada por dois terços dos membros do Supremo Tribunal Federal (STF) poderá ter seu cumprimento estendido às demais instâncias do Poder Judiciário. Entre os projetos de reforma do CPC, destacam-se os que modificam:

- a) a execução de títulos judiciais (PL 3.253/2004) – Projeto já aprovado na Câmara dos Deputados, que elimina a necessidade de abrir novo processo para liquidação e execução de uma sentença judicial, ações que passariam a integrar o mesmo processo de conhecimento;
- b) a execução de títulos extrajudiciais (PL 4.497/2004) – Projeto que simplifica esse tipo de execução, aprovado na Comissão de Constituição e Justiça (CCJ) da Câmara, em tramitação na CCJ do Senado;
- c) a forma de interposição de recursos (PL 4.724/2004), o agravo de instrumento (PL 4.727/2004), o julgamento repetitivo de processos (PL 4.728/2004) e o julgamento de agravos (PL 4.729/2004) – Os projetos foram encaminhados em 15 de dezembro de 2004 ao Congresso Nacional junto com outros projetos de alteração do CPC, visando mais celeridade e eficiência do Poder Judiciário.

Anexo I

Decomposição do *spread* bancário – Atualizações metodológicas

A decomposição do *spread* bancário apresentada nos gráficos abaixo conta com importantes avanços metodológicos. Embora a base utilizada seja a mesma apresentada no “Relatório de Economia Bancária” de 2004 – detalhada em Costa e Nakane (2004) – algumas modificações incorporadas em 2005 merecem destaque.

A primeira delas se refere ao cálculo da inadimplência. A partir deste ano, a componente de inadimplência passa a ser definida com base nas regras de provisionamento ditadas pela Resolução 2.682/1999. Isso significa que a inadimplência é calculada com base nas classificações de risco das carteiras de empréstimo dos bancos e suas respectivas provisões mínimas. Consideram-se perdas para fins de cálculo da componente de inadimplência do *spread* o equivalente a 20% dessas provisões, o que gera o resultado apresentado a seguir¹, ganhando em precisão, ao se analisar sua melhor adequação ao risco de crédito percebido pelos bancos no momento das concessões, e, portanto, na precificação dos empréstimos concedidos naquele período.

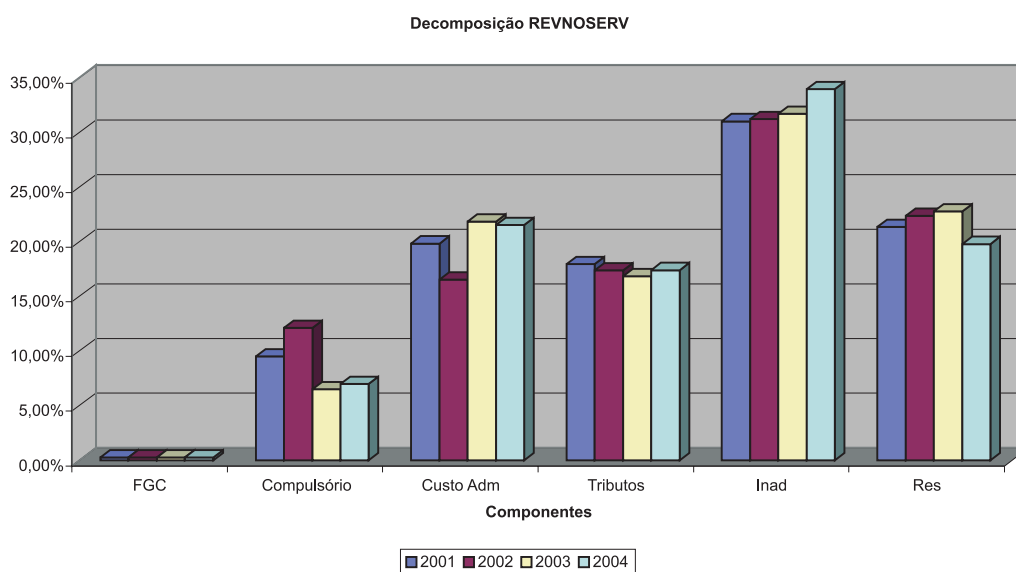
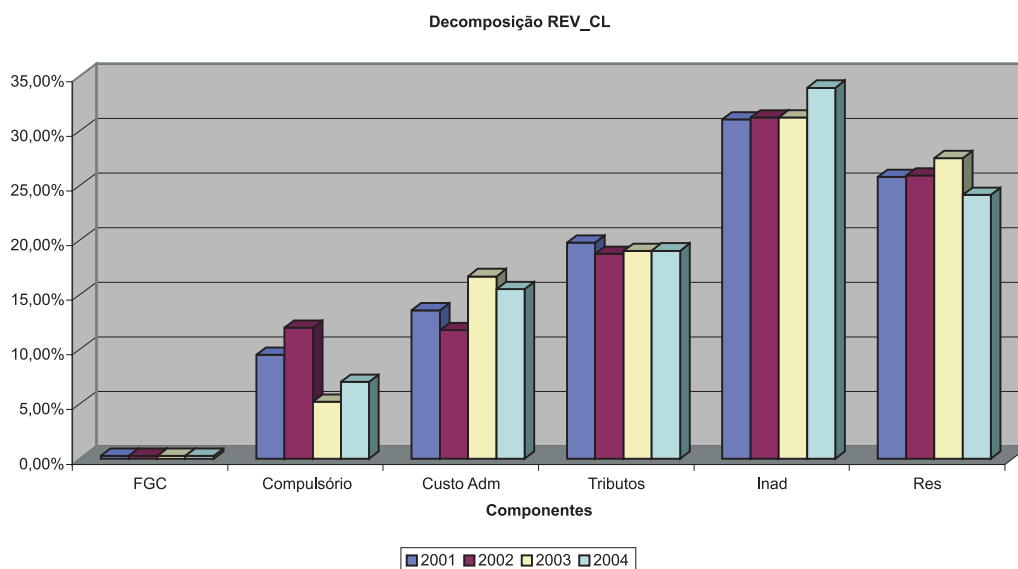
A segunda alteração diz respeito a um ajuste na metodologia de alocação de custos administrativos, mais precisamente na estimação da função custo para o setor bancário brasileiro. Repete-se aqui a formulação adotada no ano passado, ou seja, estima-se a função custo para o setor bancário brasileiro com base nas informações contábeis dos bancos comerciais, bancos múltiplos, Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal, em operação no Brasil. O período considerado compreende de 2000 a 2004, com dados de dezembro de cada ano. Para tanto, são considerados os volumes dos produtos ofertados pelos bancos em tesouraria, crédito livre, crédito direcionado e câmbio e o preço dos insumos trabalho, administrativos, depósitos e capital. É justamente neste último que se concentra a alteração relevante. A partir deste ano, o preço do capital passa a ser a razão entre a soma de quatro contas de despesas – aluguéis, arrendamento de bens, manutenção de bens (antes considerados no cômputo das despesas administrativas) e despesas com depreciação – e ativo permanente. Isso gerou alterações nos parâmetros estimados da função custo e, por consequência, nos preços de Aumann-Shapley encontrados.

A terceira alteração é objeto de um dos capítulos deste relatório e diz respeito à inclusão dos subsídios cruzados – relativos ao crédito habitacional e ao crédito rural – como componentes do *spread*. As hipóteses, a metodologia e os resultados estão detalhados no Capítulo III e descrevem mais um avanço no sentido de precisar a composição do *spread* bancário no Brasil.

Finalmente, vale ressaltar que, na etapa inicial de cálculo da decomposição, especificamente na estimação da função custo, diferentes especificações foram testadas, envolvendo tratamentos alternativos para as receitas de serviços. Foram estimadas funções custo em que serviços receberam o mesmo tratamento da formulação do ano passado. A saber, suas receitas foram abatidas das despesas de depósito e do custo total (decomposição REV); outra que desconsidera as receitas de serviços (decomposição Revnoserv); outra em que o item serviços é tratado como um quinto produto; e a última, em que a receita de serviços é utilizada para abater o custo dos depósitos apenas. Infelizmente, embora os resultados tenham se mostrado bastante robustos – tanto em termos de sinais dos coeficientes como na sua significância –, o padrão não se

¹ A decomposição apresentada compreende de 2001 a 2004. O ano 2000 não aparece na decomposição, uma vez que os dados relativos à classificação de risco das carteiras dos bancos, calculada com base nas informações do SCR (Central de Risco de Crédito do BC), só está disponível para dezembro a partir de 2001, inviabilizando o cálculo da decomposição para dezembro de 2000.

repetiu no cálculo dos preços de Aumann-Shapley e no próprio cálculo da decomposição². Com isso, optou-se por reportar apenas os resultados relativos às duas primeiras formulações³.



² No caso da especificação em que serviços são considerados como quinto produto, o preço calculado pelo algoritmo é próximo de zero para todas as observações, alocando valores irrisórios de custo para o produto serviço. No caso da especificação que considera as receitas de serviços como fator de redução no custo de depósitos, os resultados da decomposição geraram participação negativa da componente de custos administrativos, fruto de um preço de Aumann-Shapley negativo para esse insumo, para bancos importantes da amostra.

³ Vale ressaltar, contudo, que, na formulação que replica a especificação do ano passado (com alteração apenas do cálculo do preço do capital), a função custo subestima fortemente os custos para o Banco do Brasil, o que gera preços de Aumann-Shapley igualmente subestimados. Como consequência, dado o peso do Banco do Brasil na decomposição, consideram-se os resultados da participação da componente de custos administrativos nessa formulação subestimados.

Anexo II

Súmula das principais medidas adotadas e propostas

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|---|-----------------|
| I – No âmbito do Conselho Monetário Nacional e/ou do Banco Central do Brasil | |
| <p>a) Redução dos compulsórios Atualmente as alíquotas de recolhimentos são:</p> <p>a) 53% sobre depósitos à vista, sendo 45% de alíquota normal (não remunerados) mais 8% adicionais (remunerados);</p> <p>b) 23% sobre depósitos a prazo, sendo 15% a alíquota normal mais 8% adicionais (ambos remunerados); e</p> <p>c) 30% sobre depósitos de poupança, sendo 20% a alíquota normal mais 10% adicionais (ambos remunerados).</p> <p>Instrumento de política monetária A diminuição dos recolhimentos compulsórios contribui para o aumento da oferta de crédito e a redução do <i>spread</i> bancário, mas essa redução depende essencialmente da política monetária.</p> | Proposta |
| <p>b) Flexibilização dos direcionamentos obrigatórios do crédito – Propor medidas específicas, destinadas a reduzir os subsídios cruzados no crédito. As Instituições Financeiras (IFs) são obrigadas a destinar:</p> <p>a) 25% de seus depósitos à vista a operações de crédito rural, com taxas favorecidas;</p> <p>b) 65% de suas captações em cadernetas de poupança a operações de crédito imobiliário com taxas administradas;</p> <p>c) 2% de seus depósitos à vista a operações de microfinanças, com taxas máximas fixadas pelo governo.</p> <p>Apesar de o GT interministerial ter discutido o crédito rural no passado (BC, Ministério da Fazenda e Ministério da Agricultura), não houve</p> | Proposta |

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|---|--|
| progressos nessa área. A flexibilização desse direcionamento de crédito depende de alternativas de mercado para o crédito rural. | |
| c) Aperfeiçoamento do Sistema de Pagamentos Brasileiro (SPB) | Implementado O novo SPB entrou em operação em 22/4/2002. |
| d) Modificações das regras de classificação das operações de crédito e de constituição de provisões – Aumentar a segurança das operações de crédito, disseminando melhor cultura de crédito no país. | Implementado Aprovada a Res. 2.682, de 21/12/1999, que dispõe sobre a classificação das operações de crédito e sobre novas regras para constituição de provisões para créditos de liquidação duvidosa. Modificações foram introduzidas pela Res. 2.697, de 24/2/2000. |
| e) Transparência nas operações bancárias – Levantar informações detalhadas sobre juros e encargos das principais operações de crédito e divulgá-las à população pela internet. | Implementado Desde outubro de 1999, as informações básicas sobre os juros cobrados pelas IFs estão disponíveis na página do BC na internet. A partir de 31/5/2000, as IFs prestam, ao BC, informações diárias mais detalhadas de suas operações de crédito (Circular 2.957, de 30/12/1999, e Comunicado 7.569, de 25/5/2000). |
| f) Ampliação da base de cobertura da Central de Risco (atual Sistema de Informações de Crédito – SCR) do BC – Reduzir o limite de valor informado. | Implementado Reduzido de R\$50 mil para R\$20 mil o valor mínimo das responsabilidades que devem ser informadas pelas IFs ao SCR (Circular 2.938, de 14/10/1999). Reduzido para R\$5 mil, a partir de janeiro de 2001, o valor mínimo para identificação de clientes no sistema (Circular 2.999, de 24/8/2000). |
| g) Implementação do novo SCR do Banco Central – Aumentar o número e a qualidade das informações disponíveis e agilizar o processo de consultas pelas IFs. | Implementado Em 1º/7/2004 entrou em operação o novo sistema de informações, implementado em decorrência de grande reestruturação do sistema Central de Risco de Crédito. As IFs devem fornecer mensalmente (Circular 3.098, de 20/3/2002) dados sobre seu risco de crédito, informações individualizadas sobre as operações dos clientes (responsabilidades acima de R\$5 mil) e das operações relevantes (acima de R\$5 milhões), bem como dados complementares semestrais. |
| h) Promoção institucional do SCR do Banco Central – Esclarecer o papel dessa Central como instrumento de disseminação de informações positivas. | Implementado Com o objetivo de melhor divulgar suas iniciativas relativas ao SCR à opinião pública e a seus usuários, o BC implementou na internet uma página específica sobre esse sistema. A página inclui uma apresentação didática sobre a implementação, a regulamentação e os objetivos do sistema. |

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|--|---|
| <p>i) Portabilidade de informações cadastrais – Aumentar a concorrência bancária, autorizando os clientes a transferir seus cadastros a outra IF.</p> | <p>Implementado Desde 2/4/2001, as IFs estão obrigadas a fornecer a seus clientes, quando por eles solicitadas, suas principais informações cadastrais dos dois últimos anos, que compreendem os dados pessoais, o histórico das operações de crédito e financiamento e o saldo médio mensal mantido em conta corrente, aplicações financeiras e demais modalidades de investimento realizadas (Res. 2.808, de 21/12/2000, atual Res. 2.835, de 30/5/2001). Essas informações podem ser fornecidas a terceiros, desde que formalmente autorizado, caso a caso, pelo cliente.</p> |
| <p>j) Elaboração de cartilha sobre portabilidade de informações cadastrais – Disseminar informações aos consumidores quanto à possibilidade de acesso a seu cadastro e, com isso, aumentar a concorrência. Observamos que, talvez por desconhecimento dos clientes, a transferência de suas informações cadastrais para outra IF está sendo pouco utilizada, o que reduz o alcance da medida adotada.</p> | <p>Proposta</p> |
| <p>k) Promoção de mais concorrência no cheque especial – Proporcionar mais transparência quanto aos juros, encargos e outras condições praticadas nessas operações.</p> | <p>Implementado Os bancos comerciais estão obrigados a fornecer, desde 2/4/2001, mesmo nos extratos mensais gratuitos, informações detalhadas sobre os encargos financeiros cobrados em operações de cheque especial (Res. 2.808, de 21/12/2000, atual Res. 2.835, de 30/5/2001). As informações devem compreender o período de incidência da cobrança, a taxa de juros efetivamente cobrada e os valores debitados a cada mês.</p> |
| <p>l) Redução de exigências burocráticas – Revisar exigências que podem ser consideradas excessivas em relação a operações de pequeno valor</p> | <p>Ação permanente O BC exige dos bancos e das IFs grande número de informações. Algumas delas podem estar em duplicidade ou se tornar pouco necessárias. Isso se configura, na composição dos custos dos bancos, como custos de observância, vinculados às exigibilidades de envio de informações ao órgão fiscalizador.</p> |
| <p>m) Securitização e negociação de recebíveis – Tomar medidas destinadas a estimular a disseminação e o crescimento desse mercado.</p> | <p>Implementado Foi editada a Res. 2.907, de 29/11/2001, que dispõe sobre a constituição e o funcionamento de fundos de investimento em direitos creditórios e de fundos de aplicação em quotas de fundos de investimento em direitos creditórios.</p> |

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|---|--|
| <p>n) Derivativos de crédito – Possibilitar o uso desses instrumentos de redução e transferência dos riscos de crédito.</p> | <p>Implementado A Res. 2.933, de 28/2/2002, autorizou a realização de operações com derivativos de crédito, estabelecendo que somente poderão operar na qualidade de receptora do risco de crédito as IFs autorizadas a realizar empréstimos, financiamentos e operações de arrendamento mercantil. A Circular 3.106, de 10/4/2002, regulou a realização dessas operações com derivativos de crédito.</p> |
| Proposição de medidas legais | |
| I – No âmbito do Poder Executivo | |
| <p>a) Redução do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) – Reduzir o impacto do IOF nas operações de crédito, principalmente para os empréstimos para pessoas físicas.</p> | <p>Implementado Redução do IOF nas operações com pessoas físicas, de 6% para 1,5%, com vigência a partir de 18/10/1999.</p> |
| <p>b) Redução dos impostos indiretos sobre a intermediação financeira – Propor alternativas, visando a redução de impostos que incidem sobre o crédito (IOF) e a intermediação financeira (PIS, Cofins, CPMF etc.). Os impostos indiretos sobre o crédito e a intermediação financeira tendem a ser repassados como custos aos tomadores de crédito. Em razão da importância do crédito para a economia, a maior parte dos países evita a imposição desse tipo de imposto. Como ele é parte integrante e importante da arrecadação tributária, sua redução depende fundamentalmente das condições da execução do orçamento fiscal.</p> | <p>Proposta</p> |
| <p>c) Incidência de IR/CSLL sobre provisionamento de créditos – A regulamentação tributária deveria reconhecer as exigências contábeis das IFs, já que são instituições diferenciadas, sob intensa regulação e fiscalização do Banco Central. A regulação do Banco Central é mais conservadora do que a da Secretaria da Receita Federal (SRF) no que se</p> | <p>Proposta</p> |

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|--|--|
| refere ao reconhecimento de créditos não recebidos (inadimplência), o que faz com que as IFs recolham IR/CSLL sobre receitas/lucros que o Banco Central não reconhece (que passam a ser registradas na contabilidade das IFs como créditos tributários, passíveis de retornarem mediante abatimento do IR/CSLL de exercícios futuros). | |
| d) Melhorar o Cadastro Informativo dos créditos não quitados do setor público federal (Cadin) – Modernizar o Cadin, de forma que se torne mais amigável quanto à acessibilidade e mais disponível para consultas fora do setor público. | Proposta |
| II – No âmbito do Poder Legislativo | |
| a) Criação da Cédula de Crédito Bancário (CCB) – Disseminar a utilização de um título de crédito mais simples e eficaz no trâmite judicial. | Implementado Sancionada, em 2/8/2004, a Lei 10.931, que dispõe sobre o patrimônio de afetação, também trata, em seus artigos 26 a 45, da CCB e dos Certificados de Cédula de Crédito Bancário (CCCB), revogando a MP 2.160-25/2001 (originalmente MP 1.925, de 15/10/1999). Por sua característica de título executivo judicial, a CCB independe de um processo de conhecimento para sua execução judicial, o que agiliza e reduz os custos de cobrança de dívidas bancárias na Justiça. A criação das CCCBs negociáveis em mercado também é importante para aumentar a liquidez e o atrativo na concessão de crédito bancário. |
| b) Esclarecimento sobre anatocismo (juros sobre juros) no Sistema Financeiro Nacional (SFN) – Esclarecer que esse dispositivo da lei da usura não se aplica ao SFN. | Implementado A MP 1.963-17, de 30/3/2000, atual MP 2.170-36, de 23/8/2001, em seu artigo 5, esclarece que, nas operações do SFN, é admissível a capitalização de juros com periodicidade inferior a um ano. A nova legislação que cria e regula as CCBs (Lei 10.931, de 2/8/2004) contempla a capitalização dos juros nas operações de crédito com a utilização desse título executivo. |
| c) Alienação fiduciária – Aumentar o alcance desse eficiente instituto de garantia ao crédito, antes restrito a bens móveis. | Implementado A Lei 10.931/04, que dispõe sobre o patrimônio de afetação, também modifica a legislação que trata de alienação fiduciária, estendendo sua utilização até mesmo a operações em garantia de coisa fungível ou de |

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|---|--|
| <p>direito. Com a nova lei, perde a relevância o art. 22 da MP 2.160-25 (originalmente MP 2.063-22, de 23/6/2001). A alienação fiduciária, antes restrita aos bens móveis, principalmente veículos, poderá ser feita também sobre outros bens e direitos, como títulos e outros créditos.</p> | |
| <p>d) Separação juros/principal – Permitir a segmentação das parcelas controversas nos processos de cobrança de empréstimos do SFN, a exemplo da recente legislação específica de contratos de financiamento imobiliário. É muito comum que devedores utilizem as ineficiências e demoras dos processos judiciais para adiar o pagamento de suas obrigações. Uma das formas de fazer isso é questionar aspectos menores, relacionados à cobrança dos encargos financeiros devidos. Normalmente é muito difícil para o devedor justificar irregularidades quanto ao principal. A Lei 10.931/2004, ao tratar os contratos de financiamento de imóveis, regula o tratamento dos valores controversos e incontroversos nas ações judiciais. Pelo seu artigo 50, o devedor deve discriminar os valores controversos, obrigando-se a manter o pagamento normal dos valores incontroversos, no tempo e no modo contratados.</p> | <p>Proposta</p> |
| <p>e) Contrato eletrônico de crédito – Trabalhar pelo estabelecimento de uma lei que regulamente a proteção das partes contratantes em operações transitadas pela internet e por outros meios eletrônicos.</p> | <p>Implementado A MP 2.200, de 28/6/2001, atual MP 2.200-2, de 24/8/2001, institui a Infra-Estrutura de Chaves Públicas Brasileira (ICP-Brasil), para garantir a autenticidade, a integridade e a validade jurídica dos contratos eletrônicos.</p> |
| <p>f) Consignação de pagamentos de créditos pessoais no salário do trabalhador</p> | <p>Implementado A Lei 10.820, de 17/12/2004, dispõe sobre o desconto de prestação de operações de crédito em folha de pagamento dos salários dos empregados.</p> |
| <p>g) Cadastro Positivo – Regulamentar os bancos de dados privados de</p> | <p>Em implementação Encaminhado, ao Congresso Nacional, Projeto de Lei</p> |

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|---|--|
| <p>proteção ao crédito, aumentando a proteção legal das atividades relativas a informações e relatórios de crédito.</p> | <p>(Exposição de Motivos, de 17/8/2005) que regulamenta a atividade dos bancos de dados, aumentando a proteção de seus usuários e das pessoas cadastradas. Comparativamente à maioria dos mercados emergentes, o Brasil tem um ambiente de relatórios de crédito bastante desenvolvido. No entanto, existem dificuldades legais com o acesso a informações de crédito, em especial as de caráter positivo.</p> |
| <p>h) Reforma da Lei de Falências – Proteger os credores na eventual insolvência da empresa devedora e valorizar o sistema de garantias reais ao crédito.</p> | <p>Implementado Foi promulgada pelo Presidente da República, em 9/2/2005, a Lei 11.101, que substituirá o atual Decreto-Lei 7.661/45, e a Lei Complementar 118, que altera alguns dispositivos importantes do Código Tributário Nacional (CTN), relacionados à falência e à recuperação de empresas.</p> |
| <p>i) Racionalização dos processos judiciais – Reformar os códigos de processo para reduzir o grande número de recursos e agravos que retardam o andamento dos processos e adotar súmulas vinculantes ou impeditivas de recurso, de forma que se faça valer a jurisprudência emanada dos tribunais superiores, entre outras medidas simplificadoras.</p> | <p>Em implementação Reforma do Judiciário/Súmula vinculante – Aprovada emenda constitucional (EC 45, de 8/12/2004) que, entre outras medidas de reforma do Judiciário, inclui o poder do Supremo Tribunal Federal (STF) de aprovar súmulas vinculantes, que obrigam ao cumprimento de suas decisões pelas demais instâncias do Poder Judiciário. Execução de títulos judiciais – Aprovado na Câmara dos Deputados o PL 3.253/04, que modifica o Código de Processo Civil (CPC), simplificando a execução de títulos judiciais. Pelo projeto, em tramitação no Senado, ficaria eliminada a necessidade de abrir um novo processo para a liquidação e execução de uma sentença judicial, que passariam a integrar o mesmo processo de conhecimento. Execução de títulos extrajudiciais – Aprovada na Comissão de Constituição e Justiça (CCJ) da Câmara o PL 4.497/04, que simplifica a execução dos títulos extrajudiciais. O projeto, que agora tramita na CCJ do Senado, simplifica vários procedimentos desses processos. Outros aperfeiçoamentos no CPC – Foram encaminhados, em 15/12/2004 ao Congresso Nacional diversos projetos que propõem modificações no CPC, entre os quais os que envolvem a forma de interposição de recursos (PL 4.724/2004), agravo de instrumento (PL 4.727/2004), julgamento de processos repetitivos (PL 4.728/2004) e julgamento de agravos (PL 4.729/2004).</p> |
| <p>j) Compensação de pagamentos – Assegurar a compensação de posições</p> | <p>Implementado A MP 2.192-68, de 28/6/2001, atual MP 2.192-70,</p> |

| Proposição de medidas infralegais | Observações |
|---|--|
| <p>em instrumentos derivativos em casos de decretação de regime especial em instituições financeiras e não financeiras.</p> | <p>24/8/2001, em seu artigo 30, contempla a realização de acordo para compensação e a liquidação de obrigações no âmbito do SFN, nas hipóteses das normas estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e em conformidade com essas normas. Segundo esse dispositivo, essas compensações de pagamento (<i>netting</i>) não serão afetadas pela decretação de insolvência civil, concordata, intervenção, falência ou liquidação extrajudicial relativa à parcela da compensação, sujeitando-se apenas o saldo líquido positivo ou negativo nas relações com a parte insolvente. Foi editada a Resolução 3.039, de 30/10/2002, que regula os acordos para a compensação e a liquidação de obrigações no âmbito do SFN.</p> |

III – Crédito Direcionado e Custo das Operações de Crédito Livre: uma Avaliação do Subsídio Cruzado do Crédito Imobiliário e Rural no Brasil

Ana Carla Abrão Costa*

Márcio I. Nakane*

III.1 – Introdução

A intervenção governamental na economia eventualmente é justificável pela presença de falhas de mercado. No mercado de crédito, isso não é diferente. Assim, problemas de assimetria de informação podem resultar no subprovisionamento de crédito a certos segmentos econômicos. Quando o governo considera que algumas camadas da sociedade têm acesso limitado a crédito, e que, do ponto de vista de avaliação social, isso tem efeitos negativos em termos de bem-estar, pode-se justificar a presença governamental nesse mercado. Essa presença pode tomar distintas formas, desde a provisão direta do crédito por entes públicos até mecanismos de direcionamento do crédito pelo setor privado. É claro que a opção por qualquer desses mecanismos gera implicações alocativas. Por exemplo, no caso da imposição de regras de direcionamento do crédito pelo setor privado, uma implicação alocativa relevante é a possível existência de subsídio cruzado nas operações em que as taxas são livremente pactuadas.

O objetivo do presente trabalho é fornecer uma medida quantitativa da importância do direcionamento de crédito como elemento do *spread* bancário nas operações de crédito livre observado no país. Para tanto, a análise se concentra, devido à sua relevância quantitativa, em duas modalidades de direcionamento de crédito bastante utilizadas no país, que se referem às operações de crédito imobiliário realizadas pelas instituições pertencentes ao Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo (SBPE), mais especificamente nas operações realizadas no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação (SFH) e nas operações da carteira de crédito rural obrigatório¹.

Este trabalho está dividido da seguinte forma: a primeira seção apresenta as explicações teóricas que justificam a interferência em determinados segmentos do mercado de crédito e os impactos dessas interferências na eficiência da intermediação; a seção 2 discorre sobre as características das operações de crédito direcionado consideradas e os dados utilizados dos dois conjuntos de operações nas seções empíricas; a seção 3 apresenta a metodologia de cálculo dos fatores constituintes do *spread* bancário, incluindo-se os componentes de subsídio cruzado; a seção 4 apresenta os resultados empíricos do exercício de decomposição do *spread* bancário; e a seção 5 conclui.

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste artigo são de responsabilidade exclusiva dos autores e não representam, necessariamente, as visões do Banco Central do Brasil.

¹ As operações obrigatórias de microcrédito foram desconsideradas, tendo em vista sua baixa representatividade em relação ao total de operações obrigatórias de crédito. Também as operações de repasse do BNDES não foram consideradas. Estas últimas não são classificadas, dentro do conceito utilizado neste trabalho, como operações obrigatórias de crédito direcionado, pois não são feitas a partir de depósitos captados livremente do público, e sim a partir de repasses de linhas específicas. Ou seja, não implicam em alocação obrigatória de recursos em determinado segmento do mercado, que poderiam ser direcionados a outros segmentos/modalidades de crédito a taxas diferentes daquelas estabelecidas pela legislação.

III.2 – A *rationale* e as ineficiências do direcionamento obrigatório de créditos

Conforme apresentado em Costa e Lundberg (2004), intervenções no mercado de crédito estão baseadas, fundamentalmente, na tentativa de corrigir problemas vinculados a falhas no funcionamento dos mercados. Essas falhas estão, por sua vez, ligadas a assimetrias informacionais e geram resultados subótimos do ponto de vista social, com quantidades e/ou preços diferentes daqueles que seriam os desejáveis em termos de bem-estar. As explicações clássicas se concentram na presença de externalidades, que fazem com que o retorno privado percebido pelo agente financiador seja inferior ao retorno social, gerando subprovisão de recursos a determinados setores da economia. Dessa forma, a intervenção governamental sobre o mercado de crédito visa à canalização de recursos para esses segmentos, de forma que se viabilizem investimentos em volumes e/ou por preços que não seriam observáveis se o mercado atuasse de forma livre.

Dois são os exemplos clássicos de setores da economia que apresentam falhas de mercado e que são, tradicionalmente, focos de intervenções públicas e direcionamentos de crédito: o setor rural e o setor habitacional. O primeiro em razão de algumas características particulares, como volatilidade no preço dos produtos, longo período de maturação do investimento e presença de incertezas extrínsecas com impactos substantivos sobre o risco percebido. O segundo devido à sua característica de financiamento de longo prazo – o que, nas economias em desenvolvimento, representa elevações no nível de risco do financiamento devido à dificuldade na avaliação das probabilidades de recuperação dos empréstimos – e aos impactos econômicos e sociais vinculados a esse setor específico da economia, que fazem dele um segmento focal para fins de crescimento e melhora social. Dessa forma, a garantia de provimento de recursos a esses segmentos específicos se justifica com base nos ganhos econômicos e sociais que a aplicação de recursos nesses setores representa – em curto e longo prazo.

Por outro lado, intervenções no funcionamento dos mercados têm impactos diretos e indiretos no equilíbrio observado e, portanto, geram resultados diferentes daqueles atingidos em situações sem intervenção. Conseqüentemente, a intervenção direta no mercado de crédito, embora possa ter efeitos positivos em termos de provimento de recursos a setores específicos, pode gerar ineficiência alocativa ou outras distorções, com impactos diferentes daqueles buscados.

No caso específico dos direcionamentos obrigatórios de crédito, as ineficiências surgem em algumas questões específicas, como o aumento do risco de crédito das carteiras de empréstimo, com a concessão, pelos bancos, de empréstimos em quantidades, taxas e prazos que não atendem, necessariamente, aos seus critérios usuais de escolha; a má focalização, quando os recursos são canalizados para classes de tomadores que já dispõem de acesso ao mercado formal – e não subsidiado – de crédito; problemas de fungibilidade, quando os recursos direcionados, embora tenham como motivação a alocação de recursos em setores subprovidos, acabam sendo direcionados para outras finalidades (consumo, por exemplo); e problemas de principal-agente, com cumprimento, por parte dos bancos, das exigibilidades, mas por caminhos que não necessariamente impliquem aplicações efetivas de recursos nos setores fim.

Por outro lado, os impactos das intervenções diretas sobre o funcionamento do mercado de crédito podem se dar também na dimensão preço, e não somente em termos de escassez de oferta ou de perda de eficiência alocativa. Nesse caso, modelos de equilíbrio geral com informação imperfeita e mercados incompletos são utilizados para considerar a possibilidade de impactos de eventuais restrições sobre os preços relativos, o que leva a alocações de equilíbrio que não significam necessariamente aumento de bem-estar como resultado da redução das restrições (Geanakoplos e Polemarchakis, 1986 e Greenwald e Stiglitz, 1986).

Isso significa que as restrições ao crédito podem aumentar – e não reduzir – o bem-estar social. Conseqüentemente, intervenções governamentais nos mercados restritos podem ter como conseqüência uma piora de bem-estar, contrariamente ao objetivo inicial e ao que se espera a partir dos modelos convencionais. A explicação aqui se concentra na não-completude dos mercados (Geanakoplos, 1990).

A diferença fundamental entre um e outro resultado – ou seja, aumento ou redução do bem-estar – depende principalmente da forma de intervenção. Se ela se caracteriza por reduções nos problemas de assimetria de informação, o impacto direto terá como efeito dominante a ampliação do espaço de contratos disponíveis, o que gera efeitos benéficos de bem-estar. Se, ao contrário, a interferência tem caráter de intervenção direta na decisão alocativa dos bancos, os efeitos dominantes esperados são de ineficiência e de custos em termos de bem-estar.

Um dos efeitos de primeira ordem, esperado em caso de interferência direta na dimensão preço, é o subsídio cruzado. O subsídio cruzado aparece em situações em que a normatização determina que a oferta do crédito direcionado seja feita com taxas subsidiadas e inferiores àquelas que seriam observadas como resultado de um equilíbrio irrestrito. Nesse caso, o efeito direto é a imposição de taxas de juros maiores aos setores não beneficiados com taxas de juros subsidiadas. Isso se explica pelo fato de os bancos, cuja capacidade de precificação na carteira obrigatória está prejudicada, buscarem recompor sua rentabilidade média por meio de taxas maiores nas operações de carteira livre, em que têm liberdade de formação de preços.

Uma formalização simples desse argumento, conforme desenvolvida em Costa e Lundberg (2004), está reproduzida abaixo.

Sejam:

D o volume de depósitos;

B , L_D e L_L os volumes de títulos, empréstimos direcionados e empréstimos livres;

δ o percentual de direcionamento obrigatório de crédito sobre o volume de depósitos captados;

r_B , r_D e r_L as respectivas taxas de remuneração dos títulos e empréstimos; e

r o custo de oportunidade dado, por exemplo, pela taxa de juros do mercado interbancário;

$C(B,L)$ os respectivos custos administrativos.

Pela condição de balanço do banco, temos que:

$$D = B + L_L + L_D$$

Por outro lado, o lucro do banco é dado por:

$$\pi = r_B B + \sum_{i=L,D} r_i L_i - rD - C(B, L)$$

sujeito às seguintes restrições:

$$r_D = \bar{r}_D$$

$$L_D \geq \delta D$$

Ou seja, a taxa de juros dos empréstimos direcionados é dada, e os empréstimos direcionados devem ser, no mínimo, iguais aos direcionamentos exigidos para captações de depósitos.

Substituindo as restrições na equação do lucro, têm-se:

$$\pi = D \left((1 - \delta) r_B + \delta \bar{r}_D - r \right) + L_L (-r_B + r_L) - C(B, L)$$

O banco escolhe L_L de forma que maximize seu lucro, o que gera a seguinte condição de primeira ordem, tendo em vista que $\frac{\partial D}{\partial L_L} = \frac{1}{1 - \delta}$:

$$r_L = \frac{r - \bar{r}_D \delta}{1 - \delta} + D \frac{\partial r}{\partial L_L} - L_L \frac{\partial r_L}{\partial L_L} + \frac{\partial C}{\partial L_L}$$

Dessa forma, a taxa de juros do empréstimo livre depende da taxa de juros dos empréstimos direcionados. Ou seja, o direcionamento obrigatório de crédito com taxas fixadas exogenamente impacta a taxa de juros de empréstimo livre, sendo que o sinal depende da relação entre a taxa de empréstimos dos recursos direcionados e o custo de oportunidade do banco. Assim sendo, o subsídio cruzado aparece sempre que o banco procura recompor sua rentabilidade média, aumentando a taxa de juros das operações livres, de forma que se compensem as perdas em termos de custo de oportunidade vinculada às aplicações obrigatórias com taxas subsidiadas.

Este trabalho visa a apresentar um exercício que vai nessa direção, ou seja, busca-se calcular o subsídio cruzado presente na precificação dos contratos de empréstimos livres no Brasil (mais especificamente como componente do *spread* bancário), a partir do custo financeiro de oportunidade dessas operações.

III.3 – O crédito direcionado no Brasil

As regras de direcionamento obrigatório de crédito no Brasil atuam tanto na dimensão quantidade quanto na dimensão preço, definindo volumes mínimos de alocação de recursos com base nos saldos de captação e estabelecendo a taxa de juros a ser praticada nos empréstimos direcionados. A suposição aqui é, portanto, que essas regras impactam na precificação dos contratos de empréstimos livres, que permitem a recomposição de eventuais perdas nas carteiras direcionadas.

Este trabalho se concentra na análise das duas maiores carteiras de crédito direcionado no Brasil: o crédito rural, definido com base na captação de depósitos à vista, e o crédito imobiliário, vinculado à captação de depósitos de poupança. Ambos têm as alíquotas de direcionamento – e, portanto, os saldos mínimos de aplicação – e a taxa de juros dos contratos definidos por normatização específica do Conselho Monetário Nacional (CMN).

III.3.1 – O crédito rural obrigatório

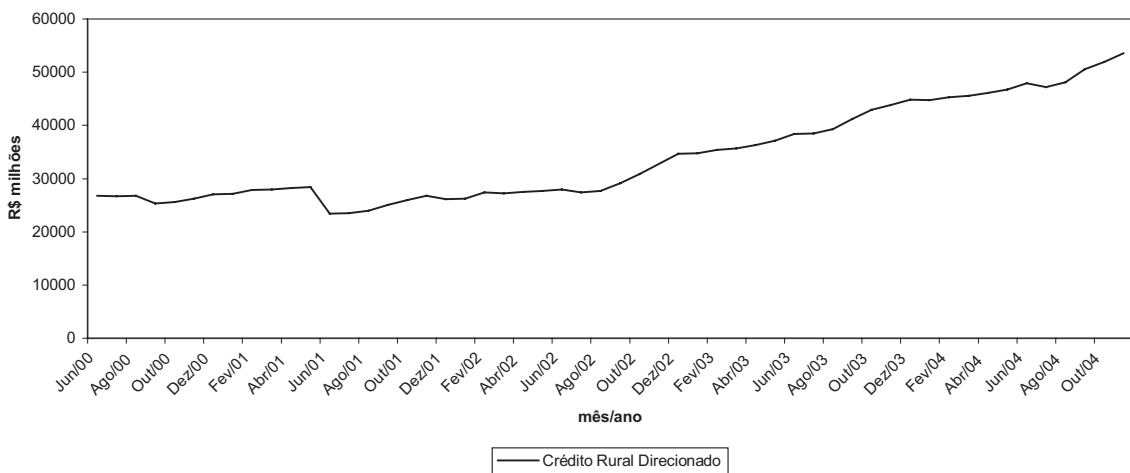
As operações de crédito rural obrigatório surgem no Brasil com a Resolução 69/67 do CMN, que cria o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) e determina que as instituições captadoras de depósitos à vista apliquem o equivalente a 25% dos saldos inscritos nessa conta em operações de crédito rural, com taxas fixas de 8,75% ao ano. Além disso, outras características operacionais são definidas pela normatização, como valores máximos dos contratos, tamanho máximo das unidades rurais beneficiadas. Caso o percentual

definido não seja aplicado integralmente em operações passíveis de enquadramento, a diferença deve ser recolhida ao Banco Central a título de depósito compulsório, sem remuneração.

Para se ter um retrato do cumprimento dessa exigibilidade, observe que apenas 34, das 120 instituições captadoras de depósitos à vista em 2004, cumprem com aplicações efetivas o direcionamento. Além disso, o total aplicado em operações de crédito rural obrigatório gira em torno dos 15%². Isso mostra que, em muitos casos, os bancos preferem depositar os recursos no Banco Central, mesmo sem remuneração, a conceder empréstimos subsidiados ao setor.

Percebe-se, contudo, que tem havido evolução positiva nos volumes recentes de aplicação em crédito rural. Nos últimos dois anos, conforme apresentado no gráfico 1, o volume total de aplicação atingiu R\$55 bilhões, dos quais mais de R\$53 bilhões são relativos a operações direcionadas obrigatórias, situação diversa da que havia em 1995, quando as operações livres respondiam por cerca de 30% do total do crédito rural. Aponta-se como principal fator explicativo dessa evolução a queda da inadimplência nas operações de crédito rural, principalmente nas operações voltadas ao financiamento da agricultura e da pecuária de exportação, grandes beneficiárias do crédito rural direcionado. Ressalte-se, contudo, que o movimento mais evidente é o de troca de posição nas carteiras dos bancos – aumento dos volumes direcionados e redução dos volumes de aplicações livres –, mais pronunciado do que os aumentos reais nos volumes concedidos.

Gráfico 1
Evolução dos saldos de empréstimos obrigatórios em crédito rural – 2000 a 2004



Para fins do estudo da decomposição do *spread* bancário das operações de crédito rural obrigatório – e de sua posterior inclusão como componente de subsídio cruzado no *spread* das operações de crédito livre –, consideraram-se os últimos três anos (2002, 2003 e 2004), para os quais os dados estão disponíveis. A metodologia de alocação de custos administrativos e o cálculo da inadimplência seguiram os critérios já detalhados em Costa e Nakane (2004), incorporados os avanços detalhados no Anexo I do Capítulo II deste Relatório, agora aplicados às operações de crédito rural direcionado. A amostra utilizada é composta pelos trinta bancos que operam com crédito rural obrigatório no período relevante, para os quais os dados necessários estão disponíveis (de um total de 32 bancos com saldos positivos em crédito rural obrigatório).

² Excluiu-se o Banco do Brasil, que aplica o equivalente a 53% dos depósitos à vista captados em operações direcionadas de crédito rural e responde por mais de 50% do total do crédito rural direcionado pelo setor bancário brasileiro.

III.3.2 – O crédito imobiliário

Os contratos de hipoteca no Brasil são originados, primordialmente, nas instituições financeiras captadoras de depósitos em caderneta de poupança que compõem o SBPE. Atualmente há 36 instituições, incluída a Caixa Econômica Federal (CEF), que respondeu, em dezembro de 2004, por 41% dos contratos primários de financiamento imobiliário.

Esses contratos devem obedecer aos critérios do SFH, criado em 1965, com o objetivo de canalizar recursos para o financiamento imobiliário – com ênfase no crédito habitacional. São contratos com regras rígidas, dependentes do direcionamento de depósitos captados por instituições financeiras, além de recursos extra-orçamentários. Trata-se de um sistema com critérios específicos de aplicação, que estabelece obrigatoriedade de aplicação de parte dos recursos das instituições captadoras de poupança.

O direcionamento compulsório de recursos captados pelas instituições financeiras que compõem o SBPE é, atualmente, regido pela Resolução 3.005/02, que estipula que, no mínimo, 58,5% dos saldos em caderneta de poupança sejam utilizados para financiamentos imobiliários habitacionais (52% no âmbito do SFH, com taxas fixas de TR+6% ao ano). A normatização do CMN define as seguintes regras (Circular 3092/02):

- os saldos em caderneta de poupança (computados com base no menor valor entre a média dos últimos doze meses e a média do último mês), ao ser alocados, devem obedecer a divisão a seguir:

- a. 65%, no mínimo, devem ser aplicados em operações de financiamento imobiliário;
- b. 20% devem ser mantidos sob forma de encaixe obrigatório no Banco Central do Brasil³;
- c. os recursos remanescentes devem ser mantidos em disponibilidades financeiras ou aplicados em operações de faixa livre;

- dos 65% obrigatoriamente direcionados ao financiamento imobiliário, tem-se:

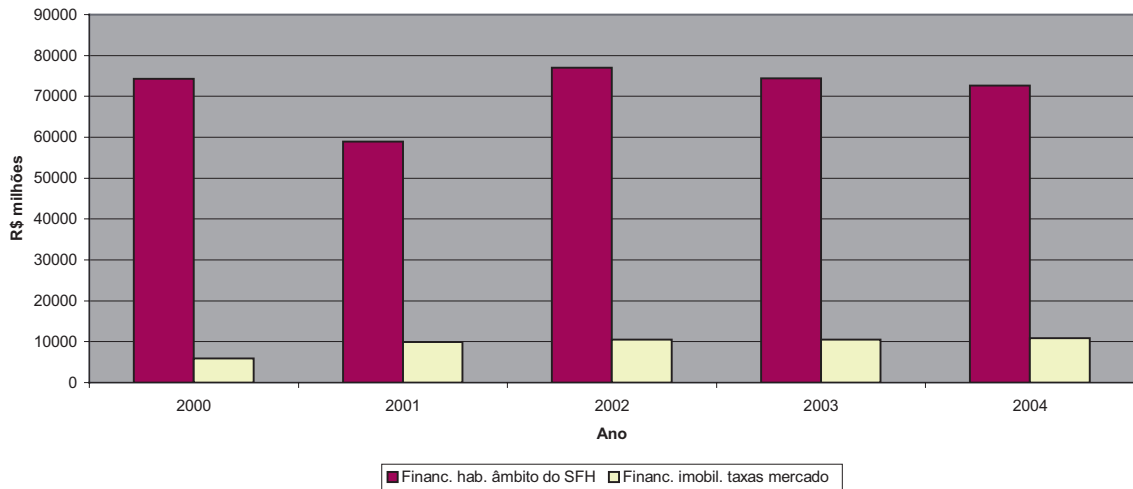
- a. 80% (portanto 52% dos saldos de depósitos em caderneta de poupança) devem ser utilizados para financiamentos habitacionais no âmbito do SFH;
- b. 20% (portanto 13% dos saldos de depósitos em caderneta de poupança) podem ser aplicados com taxas de mercado, desde que pelo menos 50% (ou 6,5% dos saldos) sejam destinados a operações de financiamento habitacional.

Além disso, os contratos de financiamento habitacional celebrados no âmbito do SFH devem obedecer a critérios de prazo, correção, limite e valor, ou seja, são operações cujas características contratuais são definidas pela normatização do Banco Central e para as quais há pouca margem de escolha por parte dos bancos participantes.

A evolução das operações de crédito direcionado imobiliário vêm apresentando um período relevante de estagnação. A carteira de aplicações em operações obrigatórias do SBPE atingiu, em dezembro de 2004, R\$83 bilhões (gráfico 2), dos quais apenas R\$29 bilhões são operações efetivas de financiamento, estas sim com crescimento de 15% em relação ao mesmo mês do ano anterior, fruto de mais rigor na fiscalização.

³ Atualmente, além do depósito compulsório de 20%, os bancos devem manter 10% dos saldos em poupança a título de “exigibilidade adicional” junto ao BC, remunerados pela taxa Selic (Circular 3.157/2002).

Gráfico 2
Evolução das aplicações do SBPE – 2000 a 2004



Este trabalho utilizará como carteira de crédito relevante, para fins do cálculo do subsídio cruzado nas operações de crédito imobiliário, os saldos efetivamente aplicados em empréstimos imobiliários, considerando-se que estes sim apresentam as características necessárias para a análise em questão: operações de empréstimos obrigatórias com custos administrativos e risco de crédito associado. Serão, portanto, essas as operações utilizadas para fins de decomposição do *spread* dos créditos direcionados imobiliários – e, posteriormente, utilizadas na decomposição do crédito livre na sua componente de subsídio cruzado imobiliário. A amostra é composta pelos 26 bancos participantes do SBPE e corresponde ao período 2000–2004. Aqui, como no caso do crédito rural obrigatório, segue-se a metodologia de alocação de custos e de cálculo de inadimplência, conforme detalhado em Costa e Nakane (2004) e no Anexo I do Capítulo II deste Relatório.

III.4 – Direcionamento de crédito e subsídios cruzados

A decomposição do *spread* bancário no Brasil, feita pelo Banco Central desde 1999, concentrou-se, até aqui, nas operações de crédito livre. Ou seja, apenas um subconjunto da carteira de crédito, mais especificamente as operações de crédito da faixa livre, concedidas com taxas pré-fixadas, tinha seu *spread* decomposto para fins de análise das componentes principais de formação da diferença entre a taxa de juros de empréstimo e o custo de captação dos bancos.

Todavia, já no “Relatório de Economia Bancária e Crédito de 2004”, Costa e Nakane (2004) e Costa e Lundberg (2004) ressaltaram a importância de estudar com mais profundidade os efeitos do crédito direcionado sobre a precificação dos contratos de crédito livre, sugerindo a presença de uma componente de subsídio cruzado. Essa componente, por não ser considerada na decomposição original, estaria sendo capturada na componente de resíduo, superestimando, portanto, seu valor real.

Assim, nesta seção, descreve-se como as fórmulas originais da decomposição do *spread* bancário, conforme relatado em “Juros e *Spread* Bancário – Avaliação de 1 Ano do Projeto” (Banco Central do Brasil, 2000), foram adaptadas para levar em consideração a questão dos direcionamentos de crédito. Além de adaptar as fórmulas dos componentes já identificados na decomposição original, acrescenta-se outro fator, correspondente ao subsídio cruzado nas operações de crédito livre.

Tal qual a cunha proveniente dos depósitos compulsórios, o subsídio cruzado tomará a forma de um custo de oportunidade. Diferentes hipóteses a respeito da consideração ou não das despesas administrativas

e de inadimplência nas operações direcionadas como componentes do subsídio cruzado darão origem a distintas mensurações para esse componente. Na próxima seção, será apresentado um exercício de decomposição de *spread* bancário no Brasil, baseado em uma versão restrita para tais subsídios cruzados, vale dizer, uma versão em que apenas o componente financeiro do custo de oportunidade será incluído.

Dessa maneira, para a divisão do *spread* bancário, consideram-se as seguintes componentes:

- subsídio cruzado relativo aos direcionamentos de crédito;
- cunha proveniente do Fundo Garantidor de Crédito (FGC);
- cunha do compulsório;
- despesa administrativa;
- cunha tributária;
- despesa de inadimplência;
- componente residual.

A seguinte notação será adotada na discussão que segue:

E_L = montante do empréstimo livre concedido;

E_D = montante do empréstimo direcionado concedido;

C = montante de depósitos a prazo captado pelo banco;

D = montante de depósitos à vista captado pelo banco;

S = montante de depósitos de poupança captado pelo banco;

$\alpha_1 = \frac{D}{C}$ = razão entre o montante de depósitos à vista e depósitos a prazo aplicados na concessão de créditos;

$\alpha_2 = \frac{S}{C}$ = razão entre o montante de depósitos de poupança e depósitos a prazo aplicados na concessão de créditos;

β_1 = fração de depósitos à vista alocada em crédito direcionado;

β_2 = fração de depósitos de poupança alocada em crédito direcionado;

r_v = alíquota de recolhimento compulsório sobre captação de depósitos à vista;

r_p = alíquota de recolhimento compulsório sobre captação de depósitos a prazo;

r_s = alíquota de recolhimento compulsório sobre captação de depósitos de poupança;

x_1 = alíquota do FGC recolhido na captação de depósitos;

x_2 = alíquota de Imposto de Renda (IR) sobre pessoa jurídica ;

x_3 = alíquota de Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL);

x_4 = alíquota do Programa de Integridade Social (PIS) ;

x_5 = alíquota da Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (Cofins);

τ_{AL} = despesa administrativa por unidade de crédito livre concedido;

τ_{IL} = taxa de inadimplência no segmento livre;

τ_{AD} = despesa administrativa por unidade de crédito direcionado concedido;

τ_{ID} = taxa de inadimplência no segmento direcionado;

i_{cap} = taxa de captação de depósitos a prazo;

i_{cas} = taxa de captação de depósitos de poupança;

i_{cp} = taxa de remuneração do compulsório sobre captação de depósito a prazo;

i_{cv} = taxa de remuneração do compulsório sobre captação de depósito à vista;

i_{cs} = taxa de remuneração do compulsório sobre captação de depósito de poupança;

i_{emp} = taxa de empréstimo livre líquida do Imposto sobre Operações de Crédito, Câmbio e Seguro ou Relativas a Títulos e Valores Mobiliários (IOF);

i_{dirv} = taxa de empréstimo direcionado proveniente de depósitos à vista;

i_{dirp} = taxa de empréstimo direcionado proveniente de depósitos de poupança;

N = prazo médio da operação.

Para a dedução dos componentes do *spread*, supõe-se que o montante de recursos disponíveis para empréstimos será obtido a partir da adição dos depósitos à vista, de poupança e a prazo, descontados dos recolhimentos compulsórios e do FGC. Dessa forma, temos que:

$$E_L + E_D = C - x_1 C - r_p C + D - x_1 D - r_v D + S - x_1 S - r_s S$$

Supõe-se também que as restrições de direcionamento sejam perfeitamente atendidas, de tal maneira que $E_D = \beta_1 D + \beta_2 S$. Nesse caso, a partir da restrição de recursos acima, obtém-se:

$$C = \frac{E_L}{(1 - x_1 - r_p) + \alpha_1(1 - x_1 - r_v - \beta_1) + \alpha_2(1 - x_1 - r_s - \beta_2)}$$

Para simplificar a notação, seja o denominador do lado direito da expressão acima denotado por:

$$Z \equiv (1 - x_1 - r_p) + \alpha_1(1 - x_1 - r_v - \beta_1) + \alpha_2(1 - x_1 - r_s - \beta_2)$$

III.4.1 – Despesas administrativas e de inadimplência

O procedimento relativo às componentes associadas à despesa administrativa e às despesas de inadimplência não sofre alteração com a introdução de créditos direcionados. Assim, a metodologia para o cálculo de tais componentes segue o procedimento descrito no Anexo I do Capítulo II deste Relatório.

III.4.2 – Cunha proveniente do Fundo Garantidor de Crédito

A cunha do FGC é composta por dois efeitos: o primeiro está relacionado com o aumento da necessidade de captação devido à retenção do FGC, denominado FGC1, e o segundo, com o custo desses recursos, denominado FGC2. Assim,

$$FGC1 = \frac{x_1(1 + \alpha_1 + \alpha_2)}{Z} E_L$$

$$FGC2 = \frac{x_1[(1 + i_{cap})^N]}{Z} E_L$$

III.4.3 – Impostos indiretos

Na composição do *spread* bancário, foram considerados os impostos indiretos incidentes sobre a instituição financeira, a saber: PIS e Cofins. Adicionalmente, devido ao fato de os dados captados pelo Banco Central no período posterior a outubro de 1996 incluírem todos os custos adicionais à taxa de juros imputados ao tomador (excetuando-se apenas a Contribuição sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Crédito e Direitos de Natureza Financeira – CPMF), soma-se ao rol dos tributos o IOF incidente sobre a operação de empréstimo. Para a identificação do impacto de cada um dos impostos sobre o *spread*, foram determinadas fórmulas de cálculo sobre o valor dos juros acumulados pelo prazo médio das operações.

A base de incidência dos tributos indiretos está ligada aos ganhos auferidos pelo banco em sua atividade de concessão de empréstimos no segmento livre (GLivre), definida como a diferença entre as receitas obtidas de empréstimos livres (líquidas de inadimplência), de um lado, e os custos de captação e administrativos, de outro. Todos os fatores são ajustados pelo prazo médio dos empréstimos no segmento livre. Formalmente,

$$GLivre = [(1 + i_{emp} - \tau_{IL})^N - 1]E_L - [(1 + i_{cap})^N - 1]C - N\tau_{AL}E_L$$

Assim, os tributos indiretos podem ser obtidos como se segue:

PIS:

$$PIS = x_4 \{GLivre + N\tau_A E_L\}$$

Cofins:

$$\text{Cofins} = x_5 \{ \text{GLivre} + N\hat{\alpha}_A E_L \}$$

III.4.4 – Cunha dos compulsórios

Define-se o ganho do banco na intermediação (G) como a soma do ganho no segmento livre (GLivre), das receitas de empréstimos direcionados (líquidas de inadimplência) e da receita de compulsórios remunerados, subtraída dos custos de captação de depósitos de poupança e dos custos administrativos relativos à concessão de empréstimos direcionados. Formalmente,

$$G = \text{GLivre} + [(1 + i_{\text{dirv}} - \tau_{\text{ID}})^N - 1]\beta_1 D + [(1 + i_{\text{dirs}} - \tau_{\text{ID}})^N - 1]\beta_2 S + [(1 + i_{\text{cp}})^N - 1]r_p C \\ + [(1 + i_{\text{cv}})^N - 1]r_v D + [(1 + i_{\text{cs}})^N - 1]r_s S - [(1 + i_{\text{cas}})^N - 1]S - N\tau_{\text{AD}} E_L$$

A margem bruta do banco é definida como a diferença entre os ganhos do banco (G) e os componentes acima identificados de tributos indiretos e FGC. Ou seja, a margem bruta é definida como $G - \text{FGC} - \text{PIS} - \text{Cofins}$.

A cunha do compulsório é calculada como o componente do compulsório consistente com um *spread* bancário para o qual a margem bruta do banco seja igual a zero. A partir das expressões acima, tais componentes são dados por:

Compulsório depósito a prazo:

$$\frac{r_p [(1 + i_{\text{cap}})^N - (1 + i_{\text{cp}})^N]}{Z} E_L$$

Compulsório depósitos à vista:

$$\frac{\alpha_1 r_v [(1 + i_{\text{cap}})^N - (1 + i_{\text{cv}})^N]}{Z} E_L$$

Compulsório depósitos de poupança:

$$\frac{\alpha_2 r_s [(1 + i_{\text{cap}})^N - (1 + i_{\text{cs}})^N]}{Z} E_L$$

Do exame das expressões acima, fica claro que a cunha do compulsório toma a forma de um custo de oportunidade para o banco.

III.4.5 – Subsídio cruzado

Da mesma maneira que os componentes do compulsório, os componentes relacionados aos subsídios cruzados são identificados pelas parcelas compatíveis com um *spread* bancário para o qual a margem bruta do banco seja igual a zero. A partir das expressões acima, tais parcelas são dadas por:

Subsídio pelo direcionamento de depósitos à vista:

$$\frac{\beta_1 \alpha_1 [(1 + i_{\text{cap}})^N - (1 + i_{\text{dirv}} - \tau_{\text{ID}})^N + N\tau_{\text{AD}}]}{Z} E_L$$

Subsídio pelo direcionamento de depósitos de poupança:

$$\frac{\beta_2 \alpha_2 [(1 + i_{\text{cap}})^N - (1 + i_{\text{dirv}} - \tau_{\text{ID}})^N + N\tau_{\text{AD}}]}{Z} E_L$$

Tal qual para os compulsórios, os subsídios cruzados aparecem sob a forma de custos de oportunidade.

As expressões acima derivadas são gerais no sentido de serem passíveis de aplicação a qualquer forma de direcionamento de crédito vinculado aos depósitos à vista e de poupança. Na aplicação da próxima seção, os direcionamentos a serem considerados serão os relacionados com crédito rural (direcionamento do depósito à vista) e com crédito imobiliário (direcionamento do depósito de poupança).

As expressões acima para os subsídios cruzados têm como pressuposto que o banco procurará precificar em suas operações no segmento livre não apenas o custo de oportunidade dos recursos financeiros, mas também os custos administrativos e de inadimplência relacionados ao segmento de crédito direcionado. Em razão da qualidade dos dados, na próxima seção, a decomposição do *spread* bancário considera uma versão mais restrita do subsídio cruzado, equivalente a nulificar os componentes relativos aos custos administrativos e de inadimplência, tomando $\tau_{\text{ID}} = \tau_{\text{AD}} = 0$ nas expressões acima. O caso considerado na decomposição a ser apresentada corresponde, portanto, à situação em que o subsídio cruzado engloba apenas o custo de oportunidade do recurso financeiro.

III.4.6 – Impostos diretos

Define-se o *resíduo bruto* da decomposição do *spread* no segmento livre como a diferença entre o ganho do banco nesse segmento (GLivre) e todos os componentes acima identificados, vale dizer, os componentes relativos aos impostos indiretos, ao FGC, aos compulsórios e aos subsídios cruzados. Esse resíduo bruto é a base de tributação para os impostos diretos, caso ele seja positivo. Temos então:

IR+CSLL:

$$\text{IR} + \text{CSLL} = (x_2 + x_3)[\text{GLivre} - \text{PIS} - \text{Cofins} - \text{FGC} - \text{Compulsórios} - \text{Subsídios Cruzados}]$$

Finalmente, o *resíduo líquido* da decomposição corresponde ao resíduo bruto descontado dos impostos diretos.

III.5 – Decomposição do *spread* bancário, incluindo subsídios cruzados

A partir dos dados apresentados na seção II e da revisão metodológica descrita na seção III, apresenta-se nesta seção um exercício de decomposição do *spread* bancário das operações livres. A decomposição

incorpora componentes relacionados aos direcionamentos de créditos sob a forma de subsídios cruzados relativos às operações obrigatórias de crédito rural e de crédito imobiliário.

Para fins da decomposição apresentada, a amostra se compõe de cinquenta bancos, dados para dezembro de 2001, todos eles com saldos positivos em alguma das duas modalidades de crédito direcionado. Os resultados encontrados estão expostos na tabela 1:

| | | |
|------------------------|-----------|---------------|
| FGC | | 0,32% |
| CCOMP_T | | 9,42% |
| | Comp DV | 6,91% |
| | Comp DP | 0,00% |
| | Comp DS | 2,51% |
| DADM | | 17,62% |
| II | | 5,20% |
| INAD | | 31,56% |
| SUBS. CRUZ. | | 7,57% |
| | Dir Rural | 2,55% |
| | Dir Imob | 5,02% |
| Resíduo Bruto | | 28,31% |
| ID | | 12,01% |
| Resíduo Líquido | | 16,30% |

As componentes relativas ao FGC e à inadimplência não diferem, de forma substancial, do que foi encontrado na decomposição original – conforme apresentada no Capítulo II deste Relatório. As novidades ficam por conta do custo do compulsório – superior, com a introdução do custo do compulsório relativo aos depósitos de poupanças – e da componente de subsídio cruzado.

Com base nos números encontrados, a componente de subsídio cruzado responde, em 2001, por 7,57% do *spread* das operações livres, dos quais 5,02% são relativos às operações obrigatórias de crédito imobiliário, e 2,55% são referentes às operações com crédito rural obrigatório. Uma vez que o cálculo do subsídio cruzado está baseado aqui apenas na sua componente de custo financeiro, a diferença nos pesos é explicada pelo tamanho das carteiras, que, no caso da imobiliária, representa quase o dobro da carteira rural obrigatória. Ou seja, uma vez que os custos administrativos e os de inadimplência de operações direcionadas não estão considerados nessa abordagem, a cunha do subsídio se limita ao custo financeiro arcado pelas instituições que operam nessas carteiras.

III.6 – Conclusão

Eventualmente existem razões econômicas para justificar a provisão de crédito com taxas subsidiadas para certos segmentos econômicos. Como frequentemente ocorre em economia, contudo, podem existir certos dilemas (*trade offs*) entre critérios de equidade e de eficiência. Em outros termos, na busca do objetivo legítimo de favorecer certos segmentos econômicos, há que se reconhecer que possa haver um custo em tais intervenções sob a forma de distorções alocativas. Neste trabalho, procurou-se avaliar, empiricamente, um desses possíveis custos alocativos, sob a forma de subsídios cruzados na precificação do crédito nas operações livres.

Predominam no Brasil dois tipos de direcionamento obrigatórios de crédito: o crédito ao setor rural, com base nas captações de recursos à vista; e o crédito imobiliário, alocado a partir dos saldos de depósitos

em poupança. Ambos são concedidos com taxas subsidiadas e têm o objetivo de canalizar recursos para dois setores específicos, fundamentais na geração de renda e emprego e potencialmente subprovidos em razão dos problemas de assimetria de informação que lhes são característicos. Por outro lado, por sua representatividade no crédito total das carteiras de empréstimo dos bancos, os direcionamentos de crédito no Brasil têm significância econômica e merecem ser analisados, tendo em vista a existência potencial de subsídios cruzados nos empréstimos em carteira de crédito livre e, portanto, na composição do *spread* bancário.

Para tanto, são considerados os saldos das operações obrigatórias de crédito rural e das operações de crédito imobiliário do SBPE. A decomposição de cada uma dessas carteiras mostra a presença de perdas absolutas, o que sugere a presença de subsídios cruzados na precificação das operações de crédito livre – em que os bancos teriam como recompor as perdas incorridas nas operações obrigatórias.

Os resultados da aplicação dessa metodologia aos dados indicam que parcela relevante do *spread* dos empréstimos bancários do segmento de crédito livre é explicada pela existência de operações obrigatórias de crédito – efetuadas com taxas de juros inferiores à taxa de equilíbrio e que, portanto, implicam perdas que são recompostas por meio das operações da carteira livre (em que os bancos têm liberdade de precificação).

Referências bibliográficas

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2000): *Juros e Spread Bancário no Brasil – Avaliação de 1 ano do projeto*.

————— (2004): *Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 5 anos do projeto Juros e Spread Bancário*.

COSTA, Ana Carla A. & LUNDBERG, Eduardo (2004): “Direcionamentos de crédito no Brasil: uma avaliação das aplicações obrigatórias em crédito rural e habitacional”, em Banco Central do Brasil (2004), capítulo 5, p. 49-62.

COSTA, Ana Carla A. & Nakane, Márcio I. (2004): “A decomposição do *spread* bancário no Brasil”, em Banco Central do Brasil (2004), capítulo 3, p. 17-30.

GEANAKOPOLOS, J. (1990) “An Introduction to General Equilibrium with Incomplete Asset Markets” *Journal of Mathematical Economics*, 19, pp. 1-38.

GEANAKOPOLOS, J & POLEMARCHAKIS, H. (1986) “Existence, Regularity, and Constrained Suboptimality of Competitive Allocations when the Asset Market Is Incomplete” em W. Heller, R. Starr, and D. Starrett (eds.), *Essays in Honor of Kenneth Arrow*, Vol. 3. Cambridge University Press, pp. 65–95.

GREENWALD BRUCE C. & STIGLITZ, Joseph (1986) “Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets” . *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 101, nr. 2, pp. 229-264.

STIGLITZ, Joseph E. (1994): “The role of the state in financial markets”, *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993*, p. 351-366.

STIGLITZ, Joseph E. & WEISS, Andrew (1981): “Credit rationing in markets with imperfect information”, *American Economic Review*, **71**, p. 393-410.

IV – Fatores de Risco e o *Spread* Bancário no Brasil*

Fernando G. Bignotto**

Eduardo Augusto de Souza Rodrigues**

IV.1 – Introdução

O objetivo deste trabalho é analisar os fatores que determinam o *spread* bancário no Brasil, para o período de 2001 a 2004. Com base no modelo teórico de determinação do *spread* proposto por Ho e Saunders (1981), utilizaremos uma amostra de bancos brasileiros no período em questão, para verificar o impacto de fatores de risco – risco de juros e risco de crédito – e custos da intermediação de crédito no *spread* cobrado.

Os Intermediários Financeiros (IFs), conjunto de indústrias do qual faz parte a indústria bancária, podem desempenhar distintas funções, que têm o papel de diminuir imperfeições de mercado. Entre essas funções, encontra-se o monitoramento e a avaliação de projetos; a alocação de recursos entre os agentes econômicos; a transação de riscos; a proteção, a diversificação e a divisão do risco; a mobilização de recursos; e a facilitação de transações de bens e serviços (Levine, 1997, p. 691). Nesse sentido, o *spread* pode ser visto como a remuneração que os bancos recebem ao intermediarem crédito.

No caso do Brasil, onde o mercado de capitais e de títulos privados é pouco desenvolvido e restrito a poucos participantes, o crédito bancário possui grande relevância no financiamento de empresas. O elevado custo desse tipo de crédito, portanto, pode ter implicações negativas na acumulação de capital e na inovação tecnológica e, conseqüentemente, no crescimento econômico. Evidente que um melhor entendimento dos determinantes do *spread* bancário no Brasil pode trazer melhorias de política econômica.

Utilizamos uma base de dados em painel com informações de cada banco ao longo do tempo. Para obter nossos parâmetros de interesse, utilizamos a metodologia proposta por Chamberlain (1982) para modelos com características individuais não observáveis. As principais conclusões do trabalho são: i) risco de crédito, risco de juros e custos administrativos têm impactos positivos no *spread*; ii) além desses fatores, existem outras características dos bancos que têm impacto significativo no *spread*, e.g., o nível de liquidez do banco, o seu *market-share* e a receita de serviços bancários; iii) a metodologia de Chamberlain (1982) apresenta grandes ganhos de eficiência em relação à estimação por “efeitos-fixos” na amostra.

Na próxima seção, apresentamos uma revisão da literatura, tanto teórica como empírica, sobre o assunto; na seção III, discorremos sobre a metodologia utilizada para a estimação dos parâmetros de interesse; na seção IV, expomos os dados utilizados; na seção V, analisamos os resultados obtidos; e, por fim, apresentamos as considerações finais sobre o trabalho.

IV.2 – Revisão da literatura

Ao abordar o problema da determinação do *spread* bancário, Ho e Saunders (1981) utilizam a literatura de determinação do preço de mercado de compra e venda de títulos e adaptam essa modelagem

*Agradecemos os comentários e sugestões de Márcio I. Nakane, Eduardo Lundberg, Leonardo S. Alencar, Ana Carla Abrão Costa, Tony Takeda, Fani Bader, Victorio Chu, Juan P. Jensen Perdomo, Ana Beatriz C. Galvão e participantes do Seminário sobre Riscos, Estabilidade Financeira e Economia Bancária do Banco Central do Brasil. A visão aqui expressa e os eventuais erros cometidos são de inteira responsabilidade dos autores.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep – SP.

ao problema da determinação do *spread* bancário¹. Nesse contexto, a oferta de depósitos e a demanda por empréstimos seguem padrões estocásticos. O banco possui algum poder de mercado ao alterar a probabilidade de chegada de depósitos e saída de empréstimos por meio da determinação da margem a ser cobrada em cada operação. A aleatoriedade das operações leva a um problema de descasamento no tempo de chegada de depósitos e de saída de empréstimos. O saldo líquido é equilibrado por uma posição no mercado de títulos, que rende uma taxa de juros dada. Adicionalmente, o banco é visto como um agente avesso ao risco.

Essa abordagem oferece uma solução simples e criativa para a modelagem dos determinantes do *spread*. Diversos autores basearam-se no artigo de Ho e Saunders e o estenderam. Entre eles, vale destacar o artigo de Allen (1988) que adiciona ao modelo distintos tipos de empréstimos e depósitos; e o de McShane e Sharpe (1985) que atribui a fonte de incerteza ao mercado de dinheiro ao invés de atribuí-la às taxas de retorno sobre empréstimos e depósitos, que é o caso observado no modelo original. Angbazo (1997) adiciona o risco de crédito como uma segunda fonte de incerteza, e Maudos e Guevara (2004) ampliam o modelo para levar em consideração os custos operacionais da atividade de intermediação. Nessa última versão, o *spread* ótimo cobrado pelo banco depende: (a) da estrutura competitiva do mercado; (b) do custo operacional médio; (c) do grau de aversão ao risco do banco; (d) da volatilidade da taxa de juros no mercado de dinheiro; (e) do risco de crédito; (f) da interação entre o risco de crédito e a volatilidade da taxa de juros; e (g) do tamanho médio das operações de empréstimo e depósito.

IV.2.1 – Literatura empírica

Além de utilizar o modelo teórico original que construíram, Ho e Saunders (1981) adotaram uma metodologia de estimação em dois passos para medir as implicações desse modelo sobre o *spread*. Essa metodologia utiliza o primeiro passo para estimar o denominado “*spread* puro” – controlado pelas características observáveis individuais. O “*spread* puro” depende, basicamente, da estrutura de mercado à qual o banco está sujeito e dos fatores de risco inerentes à sua atividade de intermediação – que, no modelo original, é apenas a volatilidade da taxa de juros. No segundo passo, o “*spread* puro” estimado foi regredido contra indicadores desses fatores de risco. Utilizando uma amostra de 53 bancos norte-americanos, com dados contábeis trimestrais para os anos de 1976 até 1979, os autores estimaram a equação do primeiro passo para cada ano.

No primeiro passo, os autores utilizaram como controles o risco de crédito, o custo de oportunidade das reservas compulsórias e o pagamento de juros implícitos sobre os depósitos. A única variável de controle que mostrou alguma robustez nos resultados foi o pagamento de juros implícitos. No segundo passo, o “*spread* puro” estimado foi regredido contra o desvio-padrão mensal da cotação semanal de títulos do governo daquele país, para captar o efeito da volatilidade da taxa de juros². O coeficiente estimado para essa variável foi positivo e estatisticamente significativo. Além disto, a constante da regressão também foi significativa, o que indicaria uma estrutura não competitiva na indústria.

Angbazo (1997) estendeu o modelo de Ho e Saunders para levar em consideração o risco de crédito na análise do “*spread* puro”. O autor utilizou uma amostra de 1.400 observações de 286 bancos dos Estados Unidos para o período de 1989 até 1993. A estimação foi feita por Mínimos Quadrados Generalizados devido à presença de heterocedasticidade dos erros. Além dos controles utilizados no artigo referido acima, foram adicionadas as variáveis: liquidez (que é definida como a razão entre ativos líquidos e ativos totais), qualidade administrativa (representada pela razão *Earning Assets/Total Assets*) e um indicador de alavancagem (*proxy* para risco de solvência). Bancos com melhor qualidade administrativa, menor

¹ Exemplos desta literatura podem ser encontrados em Ho e Stoll (1980) e Stoll (1978).

² “*Treasury Bonds*” com maturidade de um ano.

alavancagem e maior índice de liquidez apresentaram, em média, menor *spread*. Quanto ao risco de crédito, o coeficiente estimado foi positivo e significativo. Assim, quanto maior o risco de crédito, maior o *spread* observado. Outra diferença em relação ao artigo anterior refere-se à volatilidade da taxa de juros: o autor utilizou uma medida de exposição do banco a esse risco, e não a volatilidade em si. O coeficiente estimado da volatilidade foi positivo e significativo.

Utilizando dados em painel para 1.826 bancos, com informações contábeis anuais para o período de 1993 a 2000, Maudos e Guevara (2004) introduziram o impacto dos custos operacionais na análise dos determinantes do *spread* bancário. A estimação foi feita em apenas um estágio. Além disso, indicadores da estrutura de mercado – representada pelos índices de Lerner e Herfindal – e de aversão ao risco dos bancos foram incluídos na regressão³. Variáveis que servem como *proxy* para a qualidade administrativa, o custo de oportunidade das reservas compulsórias, o pagamento de juros implícitos sobre depósitos e o tamanho médio das operações também foram utilizados como controles. A estimação, obtida pelo estimador de “efeitos-fixos”, indicou uma relação positiva entre o *spread* e as seguintes variáveis: estrutura de mercado, custos operacionais, tamanho médio das operações e aversão ao risco. Tanto o risco de crédito e a volatilidade das taxas de juros, como as outras variáveis de controle apresentaram os mesmos resultados qualitativos observados em outros trabalhos.

Para o caso brasileiro, vale citar o artigo de Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002), que utilizou a metodologia de dois passos, empregada originalmente por Ho e Saunders (1981). No primeiro passo, o “*spread* puro” foi calculado, controlando-se por características microeconômicas⁴. No segundo passo, esse *spread* estimado foi regredido contra diversos fatores macroeconômicos⁵. Analisando dados de 142 bancos no período entre fevereiro de 1997 e novembro de 2000, os autores sugerem que os fatores macroeconômicos têm mais relevância na determinação do *spread* no Brasil, e, assim, um aumento da taxa básica de juros e da inflação estariam relacionados com um aumento no *spread*, enquanto um maior crescimento econômico estaria correlacionado com um menor *spread*.

O modelo teórico proposto por Ho e Saunders (1981), bastante utilizado na literatura nacional e internacional, tem na sua flexibilidade uma grande qualidade particular, a facilidade de inclusão de variáveis explicativas adicionais, sem alterar as características principais do modelo. No entanto, a influência da aversão ao risco do banco sobre o *spread* apresenta algumas dificuldades para as estimações empíricas. Os autores utilizaram uma estimação em dois estágios para solucionar esse problema.

Neste trabalho utilizamos um método com apenas um passo, que se mostrou eficiente na solução desse problema. Na próxima seção, apresentamos uma breve explicação dessa metodologia.

IV.3 – Metodologia

Seja y_{it} o *spread* cobrado pelo banco i no instante t ; x_{it} um vetor $1 \times K$ com as K características observáveis do banco i no instante t (e.g. custo administrativo, risco de juros etc.), ou seja, aquelas características que estão à disposição do pesquisador; e c_i as características não observáveis do indivíduo i , que, por suposição, têm distribuição de probabilidade invariante no tempo. Como a aversão ao risco dos

³ A aversão ao risco está refletida na razão “*Equity/Total Assets*”. Níveis mais elevados dessa razão aumentam a probabilidade de que o banco observado mantenha um nível de capital próprio além do mínimo regulatório, o que indica uma maior aversão ao risco. Os autores admitem a limitação desse índice como *proxy*.

⁴ Número de agências, depósitos à vista, como porcentagem do ativo total, depósitos a prazo, como porcentagem do ativo total, custos operacionais, liquidez, pagamento de juros implícitos, alavancagem e o índice de *Net Worth*.

⁵ A taxa de juros de mercado, a taxa de inflação, um indicador de crescimento da economia, o nível de impostos sobre movimentações financeiras e o requerimento de reservas compulsórias.

bancos é uma variável não observável e como se trata de uma característica das preferências de cada banco, é plausível assumi-la como invariante no tempo. Por ser uma variável relevante, é provável que se incorra em viés na estimação dos coeficientes se a ignorarmos. Assim, faz-se necessária uma metodologia que leve essa dificuldade em consideração. Existem diferentes métodos de se trabalhar com variáveis não observáveis com dados em painel. O que utilizamos neste trabalho baseia-se no artigo de Chamberlain (1982).

Assumimos que:

$$E(y_{it} | x_i, c_i) = c_i + x_{it}\beta, \quad [3.1]$$

onde $x_i = [x_{i1} \dots x_{iT}]^T$ é um vetor $T \times K$; e β é um vetor $K \times 1$.

Alternativamente:

$$y_{it} = c_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad [3.1']$$

Assim, o *spread* cobrado pelo banco i no instante t depende de suas características observáveis e das não observáveis, além do erro aleatório.

Assumimos, portanto, uma forma linear para a média condicional de y_{it} e exogeneidade estrita dos erros:

$$E[\varepsilon_{it} | x_{it}, c_i] = 0 \quad \text{para todo } t=1,2,\dots,T, \quad [C.1]$$

ou seja, y_{it} , quando condicionado em x_{it} e c_i , não depende dos valores passados ou futuros de x_{it} .

Note que não impomos restrição sobre $E[c_i | x_i]$. Dessa forma, pode haver correlação entre as variáveis observáveis e não observáveis do modelo.

O estimador de “efeitos fixos”⁶ lida com o efeito não observável, c_i , tirando a média das variáveis observáveis ao longo do tempo para cada indivíduo. Portanto, trabalha com a seguinte transformação do modelo, na qual a variável não observável é eliminada:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + \varepsilon_{it}, \quad [3.2]$$

e se estimam os β s, utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) na equação acima [3.2].

Já o modelo de Chamberlain (1982), ao invés de aplicar alguma transformação às variáveis observáveis para estimar β , substitui o efeito não observável por sua projeção em x_i mais uma constante:

$$c_i = \psi + x_{i1}\lambda_1 + x_{i2}\lambda_2 + \dots + x_{iT}\lambda_T + a_i, \quad [3.3]$$

Por construção, temos: $E[a_i] = 0$; $E[x_i a_i] = 0$.

⁶ Também conhecido com *Within Estimator*

Note que essa projeção é apenas uma operação matemática e não assume nenhuma hipótese sobre a distribuição condicional de c_i dado x_i . Por outro lado, se $\lambda = [\lambda_1 \ \dots \ \lambda_T] = 0$, podemos concluir que c_i e x_i são ortogonais. Isso significa que c_i e x_i não têm relação de dependência alguma.

Substituindo [3.3] em [3.1'], temos:

$$y_{it} = \psi + x_{i1}\lambda_1 + x_{i2}\lambda_2 + \dots + x_{iT}\lambda_T + x_{it}\beta + r_{it}, \quad [3.4]$$

onde $r_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$ ⁷.

Dada a condição de exogeneidade estrita [C.1], r_{it} satisfaz:

$$E[r_{it}] = 0 \quad \text{para todo } t = 1, 2, \dots, T \quad [C.2]$$

$$E[x_{it} r_{it}] = 0 \quad \text{para todo } t = 1, 2, \dots, T^8. \quad [C.3]$$

[C.2] e [C.3] permitem a estimação dos parâmetros de interesse. Podemos representar o sistema [3.4] para cada banco i e para todos os períodos, como:

$$\begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{i1} & x_{i2} & \dots & x_{iT} & x_{i1} \\ 1 & x_{i1} & x_{i2} & \dots & x_{iT} & x_{i2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{i1} & x_{i2} & \dots & x_{iT} & x_{iT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_T \\ \beta \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} r_{i1} \\ r_{i2} \\ \vdots \\ r_{iT} \end{bmatrix} \quad [3.5]$$

ou:

$$Y_i = W_i \theta + r_i, \quad [3.5']$$

onde W_i é matriz de dimensão $T \times (1+TK+K)$, e θ é vetor com dimensão $(1+TK+K) \times 1$.

Dadas as condições [C.2] e [C.3], temos $E[W_i' r_i] = 0$. Conseqüentemente, o sistema em [3.5'] pode ser consistentemente estimado por OLS⁹. No entanto, na presença de heterocedasticidade, OLS não é o método mais eficiente. Nesse caso, o sistema pode ser estimado por Mínimos Quadrados Generalizados Factível (FGLS). Porém, segundo Wooldridge (2002), a estimação por FGLS é numericamente idêntica à estimação do sistema pelo Método dos Momentos Generalizado (GMM), quando utilizamos a exogeneidade

⁷ Se a equação [3.1'] tiver um intercepto, não conseguimos separá-lo de ψ na estimação. Assumimos que [3.1'] não tem intercepto, ou, de outra forma, o vetor x_{it} não contém termo constante.

⁸ Pois $E[x_{it}' r_{it}] = E[x_{it}' a_{it}] + E[x_{it}' \varepsilon_{it}] = 0$.

⁹ Além disso, precisamos que $\text{rank}(W_i' W_i) = 1+TK+K$. Isso ocorre se não houver nenhuma coluna que seja combinação linear das outras, pois $\beta^{OLS} = (W' W)^{-1} W' y$, e não podemos inverter a matriz $W' W$, se tiver rank menor que $1+TK+T$.

estrita como condições de momento. Nesse caso, podemos utilizar o vetor $X_i^0 = [1 \ x_{i1} \dots x_{iT}]$ como um vetor de instrumentos, ainda que, sob as hipóteses do modelo, o termo de erro r_{it} não esteja correlacionado com W_i . Mais especificamente, segundo Wooldridge (2002), podemos utilizar a matriz $Z_i \equiv I_T \theta X_i^0$ como instrumento.¹⁰

Note que em [3.5'] há $(1+TK+K)$ parâmetros a serem estimados. Como a matriz de instrumentos tem dimensão $T \times T(1+TK)$, temos $T(1+TK) - (1+TK+K) = (T-1)(1+TK)-K$ restrições superidentificadas. Como essas restrições são baseadas na condição de exogeneidade estrita ($E[\varepsilon_{it} | x_{it}, c_i] = 0$, para todo t), testar essas restrições superidentificadas equivale a um teste de exogeneidade estrita de x_{it} . Daí uma vantagem de se utilizar GMM ao invés de OLS.

Embora tanto efeitos fixos quanto OLS e GMM estimem os β s na equação [3.5'] consistentemente, a metodologia acima descrita apresenta algumas vantagens em relação ao tratamento tradicional de efeitos não observáveis (efeitos fixos). Primeiro, ela apresenta uma possibilidade de testar diretamente as duas condições básicas do modelo, exogeneidade estrita e correlação entre as características observáveis e não observáveis (isto é, se $E[c_i | x_i] = 0$). Além disso, é possível observar a relação entre as variáveis observadas e o efeito individual, c_i , por meio do λ s. Por último, na presença de heterogeneidade nos erros, a estimação por GMM (FGLS) é mais eficiente que por OLS. Com amostras finitas, no entanto, não é claro que método produz resultados mais confiáveis.

IV.4 – Dados

Os dados utilizados para estimar a relação entre o *spread* bancário e as características dos bancos foram obtidos no Banco Central do Brasil (BCB) e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A série de *spread* foi calculada pelo BCB com base nas informações sobre as taxas de captação e de empréstimos repassadas pelos bancos ao BCB em atendimento à Circular 2.957, de 30 de dezembro de 1999. Todas as informações contábeis dos bancos foram obtidas na base de dados Informações Financeiras Trimestrais (IFT), reportadas pelos bancos ao BCB. Além disso, algumas séries temporais foram obtidas no BCB e no Ipeadata.

A amostra é composta de 87 bancos comerciais, múltiplos, com carteira comercial, que foram acompanhados ao longo dos treze trimestres entre 2001-T1 e 2004-T1, compondo, portanto, um painel desbalanceado com 1.131 observações. Os critérios de seleção da amostra foram: haver ao menos uma observação para a variável *spread* e ser possível calcular a variável Basileia (desconsideramos a possibilidade de viés-de-seleção nessa amostra). Consideramos apenas as modalidades de crédito com recursos livres domésticos, com taxas pré-fixadas. Assim, foram excluídos os créditos direcionados, como o crédito rural e o crédito habitacional, e os repasses de crédito externo.

A seguir estão descritas as variáveis utilizadas.

Spread – É a diferença entre o juro pago pelo banco para a captação de recursos e o juro cobrado nos empréstimos. No que se refere a captação, o BCB recebe informações diárias, de cada banco, para cada modalidade de captação, sobre a taxa cobrada e o volume captado em cada operação. Assim a taxa média mensal de um banco é obtida da seguinte forma: calcula-se, primeiro, uma taxa média ponderada pelo

¹⁰ A operação θ é a multiplicação de *kronecker*, que é a multiplicação de cada elemento da primeira matriz por todos os elementos da segunda. A matriz resultante tem o número de linhas igual ao produto do número de linhas das duas matrizes e o número de colunas igual ao produto do número de colunas das duas matrizes.

volume observado no dia para cada modalidade; em seguida, calcula-se a média ponderada mensal de cada modalidade; por fim, calcula-se a taxa média ponderada pelo volume de todas as modalidades. A taxa de empréstimo é calculada de forma análoga. Vale notar que essa taxa agrega operações de pessoas físicas e jurídicas. Dessa forma, o *spread* é a diferença, em pontos percentuais, das taxas médias de captação e empréstimo calculadas pelo BCB. O *spread* utilizado se refere ao observado no último mês de cada trimestre¹¹.

ADM – Essa variável representa o custo administrativo em que o banco incorre em cada período. Essa série é obtida nas contas de resultado de cada banco e é dividida pelo ativo total do banco. É esperado que bancos com maior custo administrativo o repassem para o *spread*.

Prov – Essa é uma variável construída que serve de *proxy* para o risco de crédito da carteira de empréstimos do banco. A partir da carteira de crédito classificada por nível de risco (de AA a F), obtida na IFT, ponderou-se o montante de cada classificação pelo nível de provisão mínimo exigido pelo BCB, de acordo com a Resolução 2.682, de 21 de dezembro de 1999 do BCB. É esperada uma relação positiva entre o risco de crédito e o *spread*.

Basiléia – Essa é uma *proxy* para o risco de juros. Segundo o modelo, o risco de juros incorrido pelo banco seria representado pelo desvio-padrão da taxa básica de juros da economia. No entanto, seguimos uma abordagem distinta para medir esse fator. O comitê de supervisão bancária de Basiléia propõe uma metodologia para a medição do risco de juros de cada banco. De forma concisa, a posição líquida da carteira de ativo e passivo do banco para cada maturidade é ponderada por uma taxa que leva em conta a *duration* de um título com a mesma maturidade e um choque na taxa de juros. Essa variável mede a variação do valor da carteira do banco para um choque na taxa de juros. O sinal do coeficiente dessa variável deve ser positivo, isto é, quanto maior o risco de juros, maior o *spread*.

MKT – É o *market-share* de cada banco, o total da carteira de crédito do banco dividido pelo total de crédito livre do sistema financeiro nacional (série 2043 do BCB). Essa variável tenta captar o efeito da estrutura de mercado sobre o *spread*. É esperado que bancos com maior *market-share* consigam cobrar *spreads* maiores, por terem mais poder de mercado.

Além dessas variáveis que aparecem no modelo, utilizamos outras observáveis, que podem influenciar o *spread* cobrado por cada banco, conforme se segue.

Liquidez – Outro risco inerente à atividade bancária é o risco de liquidez. Bancos que possuem um passivo muito maior que seu ativo podem se tornar insolventes. Ao conceder um empréstimo, o banco perde a disponibilidade por algum período de parte de seus ativos, diminuindo, assim, sua capacidade de honrar as obrigações de prazo mais curto. Dessa forma, a liquidez do banco pode estar relacionada com o *spread* cobrado. Essa variável é a razão entre ativo circulante e passivo circulante. Espera-se uma relação negativa com o *spread*, isto é, quanto maior o risco de insolvência (menor o valor da variável liquidez), maior o *spread* cobrado pelo banco.

Serviços – É a receita de serviços bancários dividida pelo ativo total. Essa receita provém, basicamente, da cobrança de tarifas bancárias. Como os depósitos são considerados insumos, a cobrança de tarifas pode diminuir o custo desse insumo e, portanto, possibilitar um *spread* menor. Assim espera-se uma relação negativa com o *spread*.

Compulsório – É a conta “depósitos vinculados ao Banco Central” do IFT e representa, em certa medida, os depósitos compulsórios no BCB. Espera-se uma relação positiva.

¹¹ Os depósitos bancários serão considerados como insumos para a concessão de crédito.

Tributos – É a despesa tributária dividida pelo ativo total. Os bancos podem repassar parte de suas despesas tributárias aos tomadores de crédito. Espera-se uma relação positiva com o *spread*.

As variáveis Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic) e Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) são a taxa média Selic no trimestre, obtida na base de dados do BCB, e a variação média trimestral do IPCA calculado pelo IBGE, respectivamente. Essas variáveis são incluídas para representar fatores macroeconômicos que podem afetar a política de juros dos bancos.

Adicionalmente foram incluídos o Ativo Total de cada banco deflacionado pelo IPCA e uma tendência linear como controles¹².

Segue uma tabela com as médias anuais das variáveis. Os dados de 2004 referem-se apenas ao primeiro trimestre.

Tabela 1 – Análise descritiva dos dados

| Data | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|--------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Spread</i> * | 52,06 | 58,26 | 56,52 | 57,45 |
| ADM | 1,67 | 1,72 | 1,76 | 1,63 |
| Tributos | 0,15 | 0,17 | 0,19 | 0,2 |
| Ativo** | 87,05 | 93,98 | 92,53 | 98,67 |
| Prov | 5,75 | 7,44 | 8,18 | 6,49 |
| Liquidez | 0,81 | 1,35 | 1,71 | 2,67 |
| Compulsório | 3 | 5,36 | 5,99 | 5,44 |
| MKT | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,02 |
| Serviços | 0,35 | 0,34 | 0,38 | 0,39 |
| Basiléia | -1,77 | -2,63 | -3,32 | -3,64 |
| Selic (a.a.) | 17,32% | 19,18% | 23,35% | 15,99% |
| IPCA (a.a.) | 7,68% | 12,62% | 9,36% | 7,61% |
| *Em p.p. | | | | |
| ** Em R\$ milhões; preços de 2001 T1 | | | | |
| Fontes: BCB e IBGE | | | | |

O *spread* médio subiu em 2002 em relação ao observado em 2001. Em 2003 foi aproximadamente 2 p.p. menor que no ano anterior e voltou a subir em 2004. A variável prov (que mede o risco de crédito) apresentou crescimento ao longo de 2001, 2002 e 2003. No entanto, no primeiro trimestre de 2004 apresentou uma média menor que a observada em 2002. Já as variáveis Basiléia e liquidez apresentaram crescimento contínuo no período observado.

De forma geral, as variáveis em questão não apresentam grande variabilidade ao longo do tempo. No entanto, existe grande variabilidade entre os bancos para um determinado período. A variável *spread*, por exemplo, apresenta um desvio-padrão para as taxas mensais de 2,5 p.p. no primeiro trimestre de 2004. O mesmo comportamento é observado nas demais variáveis. Abaixo, na figura 1, segue um *box plot* da variável *spread* para o mesmo trimestre. Como pode ser visto, cerca de 50% dos bancos cobraram um *spread* entre 1,5 p.p. e 5,5 p.p. ao mês no primeiro trimestre de 2004, 25% dos bancos cobraram entre 5,5 p.p. e 10 p.p. ao mês, e os últimos 25% cobraram um *spread* médio entre 0,25 p.p. e 1,5 p.p. ao mês.

¹² *Dummies* de tempo não puderam ser incluídas na matriz W_t , pois a matriz $W'Z$ construída com essas *dummies* não pôde ser invertida.

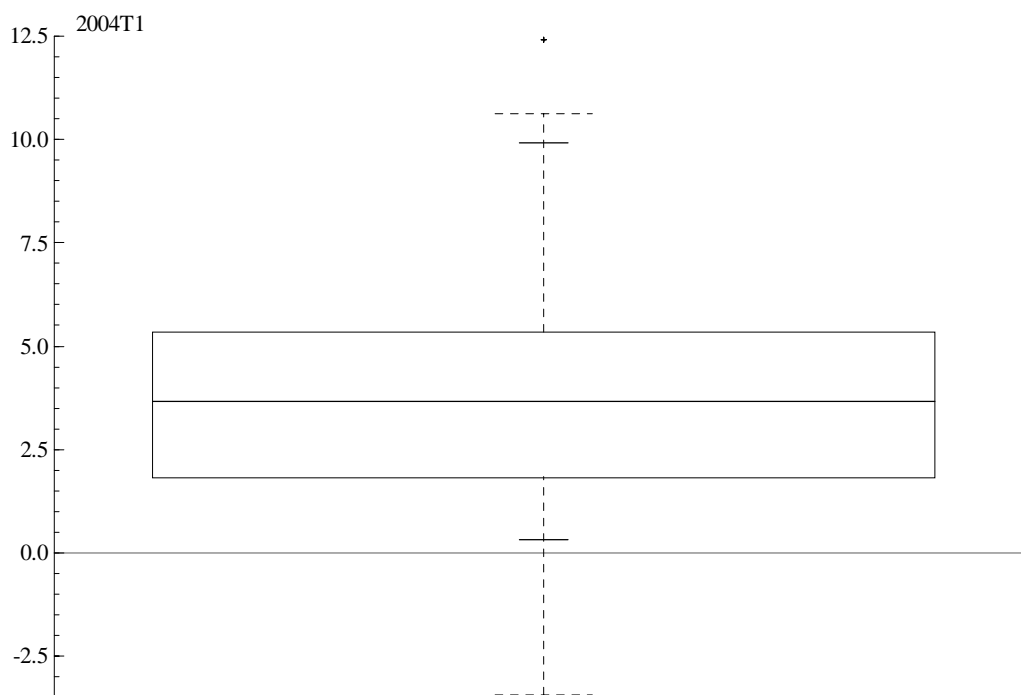


Figura 1 – Box Plot do *spread* para o primeiro trimestre de 2004.

IV.5 – Resultados

Nesta seção, apresentamos os resultados obtidos nas estimações. Segundo o modelo teórico de Ho e Saunders (1981), somente as variáveis de risco (prov e Basiléia) teriam relação com a aversão ao risco dos bancos com efeitos sobre o *spread*. Assim, a projeção das variáveis não observáveis (c_i) será feita sobre as variáveis de risco. Incluímos na projeção a variável liquidez, por representar um outro fator de risco. Essa restrição à projeção foi feita devido a dois fatores. Primeiramente, cada variável incluída na projeção aumenta em treze o número de coeficientes a ser estimado, o que gera grande perda de graus de liberdade. Devido ao pequeno tamanho da amostra, decidimos incluir apenas as três variáveis já mencionadas. Além disso, se todas as características individuais observáveis fossem incluídas, teríamos mais de 1.500 instrumentos, o que traria problemas numéricos na estimação.

Começamos com a apresentação, na tabela 2, do resultado do teste de exogeneidade estrita, no qual temos a seguinte hipótese nula: $H_0: E(Z_i' r_i) = 0$.

Tabela 2 – Teste de Exogeneidade Estrita

| Estatística-J | Obs | H | Restrições superidentificadas | Probabilidade |
|---------------|-----|---------|-------------------------------|---------------|
| 0,494992 | 919 | 454,898 | 465 | 0,622 |

Como pode ver visto na tabela 2, a probabilidade, o P-valor de H, é 0,622, portanto **não** rejeitamos a hipótese nula de exogeneidade estrita. Isso significa que, uma vez controlado pelas características observáveis e não observáveis utilizadas no modelo, não existe nenhuma informação restante no *spread* que possa ser explicada pelos valores passados ou futuros das variáveis explicativas. Por exemplo, o custo administrativo do trimestre anterior não influencia a média condicional do *spread* no trimestre atual ($E[y_{it} | x_{it}, x_{it-1}, c_i] = E[y_{it} | x_{it}, c_i]$)¹³.

A correlação entre as variáveis observáveis, X_i^0 , e a não observável, c_i , pode ser testada, como ressaltamos na seção de *Metodologia*, por meio de um teste de Wald sobre os coeficientes da projeção de c_i sobre X_i^0 . A hipótese nula é dada por: $H_0: \lambda = [\lambda_1 \quad \dots \quad \lambda_T] = 0$. O resultado desse teste pode ser visto na tabela 3:

Tabela 3 – Teste Wald

| | | | | |
|---------------|-----------|--|------|-------|
| Estatística-F | 916,515 | | Prob | 0.000 |
| Chi-Quadrado | 35.744,08 | | Prob | 0.000 |

Como a hipótese nula foi rejeitada, ao menos um dos λ_i é diferente de zero, e, portanto, existe correlação entre X_i^0 e c_i , ou seja, as variáveis não observáveis dos bancos têm alguma relação com os fatores de risco selecionados.

Uma vez verificada a aceitação do modelo pelos dados, podemos analisar os coeficientes estimados. A tabela 6 apresenta os resultados da estimação do modelo por três metodologias diferentes. O primeiro conjunto de resultados se refere ao método proposto por Chamberlain (1982), estimado por GMM. A segunda parte apresenta a estimação de efeitos fixos (*within-estimator*). Por último são apresentados os resultados da metodologia de Chamberlain estimados por OLS. Nossa análise se concentra na estimação do modelo pela metodologia de Chamberlain por GMM.

¹³ Com a inclusão da interação entre o risco de crédito e o de juros, o resultado do teste muda, e não poderíamos mais usar a condição de exogeneidade estrita como instrumentos para a estimação. No entanto, como o teste J acima pode ser interpretado como um teste de validade do modelo, optamos por não utilizar essa interação na estimação.

Tabela 4 – Resultado das estimações

| | Chamberlain GMM | | | Efeitos fixos | | | Chamberlain OLS | | | Sinal esperado |
|-------------|-----------------|-------------|-------|---------------|-------------|-------|-----------------|-------------|-------|----------------|
| | Coefficiente | Erro Padrão | Prob. | Coefficiente | Erro Padrão | Prob. | Coefficiente | Erro Padrão | Prob. | |
| ADM | 0,021 | 0,005 | 0 | 0,034 | 0,023 | 0,15 | 0,061 | 0,048 | 0,198 | + |
| PROV | 0,01 | 0,001 | 0 | 0,013 | 0,01 | 0,17 | 0,012 | 0,009 | 0,167 | + |
| Basiléia | 4,13E-05 | 1,32E-06 | 0 | 1,81E-05 | 9,52E-06 | 0,057 | 4,93E-05 | 1,20E-05 | 0 | + |
| MKT | -21,894 | 0,75 | 0 | -7,337 | 5,492 | 0,182 | -27,173 | 8,1 | 0,001 | + |
| Liquidez | 0,156 | 0,015 | 0 | -0,026 | 0,033 | 0,417 | -0,029 | 0,049 | 0,56 | - |
| Serviços | 2,151 | 0,077 | 0 | 1,333 | 0,747 | 0,075 | 1,683 | 0,425 | 0 | - |
| Compulsório | 0,072 | 0,004 | 0 | 0,018 | 0,009 | 0,055 | 0,075 | 0,018 | 0 | + |
| Tributos | -0,03 | 0,109 | 0,784 | 0,619 | 0,768 | 0,421 | 1,463 | 0,871 | 0,093 | + |
| Ativo | 6,07E-06 | 2,52E-07 | 0 | 1,37E-06 | 1,79E-06 | 0,443 | 5,36E-06 | 1,89E-06 | 0,005 | |
| IPCA | -0,062 | 0,006 | 0 | -0,036 | 0,016 | 0,023 | -0,048 | 0,019 | 0,012 | |
| Selic | 0,144 | 0,018 | 0 | 0,082 | 0,046 | 0,077 | 0,065 | 0,058 | 0,264 | |

Fontes: BCB e IBGE, cálculos do autores

Os resultados da estimação podem ser vistos na tabela 4. Bancos com custos administrativos maiores (ADM) cobram um *spread* maior. Dessa forma, parte dos custos administrativos é repassada para os tomadores de crédito. Esse resultado também foi observado nos trabalhos de Maudos e Guevara (2004) e de Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002). A *proxy* para o risco de crédito (*prov*) é positivamente correlacionada com o *spread* e significativa. Esse resultado é consistente com o modelo, no qual bancos com uma carteira de crédito mais arriscada exigem *spreads* maiores. Um coeficiente positivo também foi observado para essa variável em todos os outros trabalhos estudados.

Outro resultado consistente com nossas hipóteses é que o risco de juros incorrido pelo banco (Basiléia) tem um impacto positivo sobre a taxa cobrada. Bancos que teriam uma grande perda no valor da sua carteira com um choque na taxa de juros base cobram um *spread* maior. Essa relação positiva entre risco de juros e *spread* também foi observada por Maudos e Guevara (2004), Saunders e Schumacher (2000), Angbazo (1996) e Ho e Saunders (1981).

Apesar de ser significativa, o coeficiente de *market-share* (MKT) apresenta um sinal negativo. Além de contra-intuitivo, esse resultado, em princípio, contradiz o modelo, caso essa variável capte a estrutura de mercado. Por outro lado, o fato de os bancos que possuem uma carteira de crédito grande em relação ao total de crédito da economia cobrarem um diferencial de taxas menor pode ser reflexo de ganhos de escala (possibilidade que não está considerada no modelo teórico).

Entre as variáveis de controle, também encontramos alguns resultados contra-intuitivos. Bancos com uma relação "ativo circulante/passivo circulante" (liquidez) baixa cobram *spreads* menores. Aqui vale notar que, utilizando as outras metodologias, o coeficiente dessa variável muda para o sinal esperado, porém deixa de ser significativo. Essa discrepância também pode ser observada em outros trabalhos empíricos. Angbazo (1996), por exemplo, encontra um sinal positivo para a *proxy* de risco de liquidez. Já Afanasieff, Lhacer e Nakane (2002) encontram um sinal negativo para o caso brasileiro.

A variável Serviços também apresenta sinal contrário ao esperado. Na estimação, bancos que cobram tarifas maiores também têm *spread* médio maior. Os depósitos bancários vinculados ao BCB (compulsório) aumentam com o *spread* cobrado. Isso é intuitivo, pois os depósitos mantidos no BCB poderiam estar sendo utilizados para conceder empréstimos, que pagam taxas de retorno maiores. Assim os bancos tentariam recuperar parte do retorno que deixam de ganhar com esses depósitos nos empréstimos que concedem.

Os bancos, de acordo com essa estimação, não parecem repassar significativamente suas despesas tributárias (tributos) ao *spread*. Por fim, bancos maiores (ativo total) cobram *spreads* mais altos. Esse resultado se contrapõe ao obtido em relação à variável MKT e é mais em linha com as suposições do modelo. Bancos maiores teriam a capacidade de exercer mais poder sobre os clientes e, portanto, de cobrar *spreads* maiores.

Finalmente, a Selic apresenta coeficiente positivo e significativo, isto é, a taxa Selic possui relação positiva com o *spread* bancário, quando este é medido como a diferença entre a taxa média de empréstimos e a taxa média de captação¹⁴.

Em termos dos resultados, um aspecto negativo da utilização do método de Chamberlain (1982) estimado por GMM é em relação à variável liquidez, que passa a ter sinal contrário ao esperado. Por outro lado, como foi visto no começo desta seção, os dados aceitam o modelo estimado com bastante confiabilidade.

¹⁴ Para uma discussão sobre as dificuldades na forma de se calcular o *spread* bancário, ver artigo neste relatório: Nakane, M. I. e Costa, A. A. C., "Spread Bancário: os Problemas da Comparação Internacional".

Além disso, a estimação por GMM é muito mais eficiente que os dois outros métodos. Isso é refletido na enorme diminuição dos erros-padrão ao utilizarmos GMM.

IV.6 – Considerações finais

O presente trabalho tem como proposição inicial analisar os determinantes do *spread* bancário no Brasil. Para isso, partimos de um modelo teórico baseado no artigo de Ho e Saunders (1981) que relaciona o *spread* cobrado com a estrutura de mercado, com o custo administrativo e com os riscos de crédito e de juros. Além desses fatores, com base na literatura analisada, incluímos outras variáveis que podem influenciar o *spread* cobrado pelos bancos, entre elas, o risco de liquidez, a receita de serviços, os depósitos vinculados ao BCB, a despesa com tributos, o tamanho do ativo e fatores macroeconômicos, como a inflação e a taxa básica de juros.

Para estimação, utilizamos a metodologia proposta por Chamberlain (1982) para o tratamento de efeitos individuais não observáveis. A estimação, feita por GMM, apresenta grandes ganhos de eficiência em relação ao método de efeito fixo tradicional e ao de OLS.

Além disso, o modelo econométrico é aceito pelos dados, no sentido de que, uma vez controlado pelas características observáveis e não observáveis, o *spread* cobrado pelo banco não depende dos valores passados ou futuros das variáveis utilizadas no modelo. Adicionalmente, as variáveis de risco utilizadas (risco de crédito, de juros e de liquidez) estão relacionadas com as características não observáveis dos bancos. Esse resultado sugere impacto importante da aversão ao risco dos bancos na determinação do *spread*.

Os resultados qualitativos obtidos neste trabalho então em linha com os resultados obtidos em outros trabalhos similares. Dessa forma, contribuímos para a literatura, ao confirmar a robustez das conclusões empíricas do modelo de determinação do *spread* utilizado.

As conclusões deste trabalho são limitadas à validade de suas suposições. Assumimos, por exemplo, que a distribuição das variáveis não observáveis não variam ao longo do tempo, o que pode ser bastante restritivo. Além disso, a estimação foi feita com uma amostra relativamente pequena, sendo que a estimação por GMM requer uma grande quantidade de observações, e a quantidade de coeficientes estimados é grande. Apesar dessas limitações, os resultados obtidos oferecem uma resposta plausível às questões propostas.

Referências bibliográficas

AFANASIEFF, Tarsila S.; LHACER, Priscila M. V.; NAKANE, Márcio I. “The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil.” **BCB Working Papers**. V. 46, 2002.

ALLEN, Linda. “The Determination of Bank Interest Margins: A Note.” **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**. V. 23, n. 2, p. 231-235, 1988.

ANGBAZO; Lazarus. “Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest-Rate Risk and Off-Balance Sheet Banking.” **Journal of Banking & Finance**. V. 21 n. 1, p. 55-87, 1997.

BIS. “Principles for the Management and Supervision of Interest Rate Risk.” **Basel Committee on Banking Supervision**, Bank for International Settlements (2004).

CHAMBERLAIN, Gary. “Multivariate Regression Models For Panel Data.” **Journal of Econometrics**. V. 18, n. 1, p. 5-46, 1982.

HO, Thomas S. Y.; SAUNDERS Anthony. “The Determinants of Bank Interest Margins: Theory and Evidence.” **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**. V. 16, n. 4 p. 581-600, 1981.

HO, Thomas; STOLL, Hans R. “On Dealers’ Markets Under Competition.” **Journal of Finance**. V. 35, n. 2, p. 259-267, 1980.

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

MAUDOS, Joaquín; GUEVARA, Juan Fernández. “Factors Explaining the Interest Margin in the Banking Sectors of the European Union.” **Journal of Banking and Finance**. V. 28, n. 9, p. 2259-2281, 2004.

McSHANE, R. W., and SHARPE, I. G. “A time series/cross-section analysis of the determinants of Australian Trading bank loan/deposit interest margins: 1962-1981.” **Journal of Banking and Finance**. V. 9 n. 1 p. 115-136, 1985.

SANTOMERO, Anthony M. “Modeling the Banking Firm: A Survey.” **Journal of Money, Credit, and Banking** v. 16 n. 4 p. 576-602, 1984.

SAUNDERS, Anthony; SCHUMACHER, Liliana. “The Determinants of Bank Interest Rate Margins: an International Study.” **Journal of International Money and Finance**. V. 19 p. 813-832, 2000.

STOLL, Hans R. “The Supply of Dealer Services in Securities Markets.” **Journal of Finance**. V. 33, n. 4, p. 1133-1151, 1978.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

V – Spread Bancário: os Problemas da Comparação Internacional

Márcio I. Nakane*
Ana Carla Abrão Costa*

O debate sobre *spread* bancário tem sido marcado por algumas incorreções motivadoras de uma série de trabalhos – no Brasil e no exterior – que sugerem que o Brasil seja uma observação discrepante no assunto. Domina a visão de que o *spread* bancário brasileiro não só é o maior do mundo, como também se situa em um patamar muito superior ao dos demais países.

Mas não é exatamente esse o retrato que surge a partir de uma análise mais minuciosa. O propósito desta nota é sugerir uma análise do *spread* bancário que procura corrigir os dois erros mais comuns encontrados em investigações menos cuidadosas do assunto: o de conceituação e o de mensuração. Ambos, se não compreendidos na sua totalidade, inviabilizam a comparação internacional e levam a conclusões erradas – e, com certeza, a sugestões de política equivocadas. Além disso, é importante notar que qualquer tentativa de classificar os *spreads* é sensível à metodologia utilizada, o que restringe a possibilidade de construção de um *ranking* definitivo.

Em primeiro lugar, há que se esclarecer de forma mais precisa a metodologia de construção da variável *spread bancário*. No caso brasileiro, o *spread* divulgado oficialmente pelo Banco Central é calculado como a diferença entre a taxa de juros média dos empréstimos de carteira livre e a taxa média de captação dos bancos.¹ Ele se refere, portanto, a apenas um subconjunto das operações de crédito efetuadas pelo sistema bancário, o subconjunto das operações nas quais os bancos têm liberdade de precificação. Se o objetivo for calcular o *spread* geral – ou médio – da indústria, há que se levar em conta outras modalidades de crédito, como os créditos direcionados a taxas subsidiadas, que têm um *spread* significativamente inferior ao dos empréstimos da carteira livre e que possivelmente respondem em parte pelas altas taxas dos primeiros.

Algumas modalidades, como financiamento habitacional, têm *spread* de 6% a.a., uma parcela significativa do crédito rural é concedida com *spread* de 8,75% a.a., e os repasses do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) (que representam atualmente 54% do total dos recursos direcionados, dos quais metade passa pela rede bancária) têm uma sobretaxa que se situa, em média, em 4% a.a. Todos os valores são bem inferiores aos 28,5% a.a. das operações livres pré-fixadas em janeiro de 2005². Considerando ainda que as operações de crédito direcionado representam cerca de 30% do total do crédito concedido pelos bancos no Brasil, uma média ponderada dessas taxas tem como resultado um *spread* em torno dos 20% a.a. e números ainda menores, se os empréstimos diretos do BNDES forem incluídos no cálculo.

Em segundo lugar, no caso brasileiro, todas as operações de empréstimo em carteira livre são consideradas na apuração do *spread*, independente de sua classificação de risco. Isso significa que tanto as operações de grandes clientes de baixo risco, como as operações de empréstimos de cheque especial e as direcionadas a clientes de alto risco – e, portanto, precificadas de acordo – são incorporadas ao cálculo, contrariamente ao que é feito em grande parte dos países que apuram – e divulgam – apenas o *spread* de

* Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – Banco Central do Brasil.

As opiniões expressas neste documento refletem as posições dos autores, e não as do Banco Central do Brasil ou de quaisquer de seus membros.

¹ Ver Capítulo II deste Relatório para uma análise mais detalhada sobre a evolução recente do *spread* bancário no Brasil.

² Número que difere consideravelmente daquele informado pelo *International Financial Statistics* do FMI, que gira em torno dos 40% a.a., independente do custo de oportunidade utilizado, conforme Tabela 1.

um segmento específico do mercado de crédito, que é o das empresas *prime*, calculado, naturalmente, a partir das menores taxas de juros de empréstimos, que gera o menor dos *spreads* praticados.

Logo, exercícios de comparação internacional devem considerar essas duas dimensões – a natureza e a abrangência das operações utilizadas para o cálculo do *spread* e o segmento de tomadores utilizados para apurar a taxa de juros de empréstimo. Análises que desconsiderem essas especificidades estão sujeitas a imperfeições graves e tendem a colocar o Brasil em uma situação de anomalia, pois o *spread* calculado aqui considera operações específicas, caracterizadas por taxas mais elevadas, além de agregar segmentos com riscos diversos.

Dois métodos de comparação amplamente utilizados carregam essas imperfeições: a comparação direta de informações da variável *spread* e a comparação indireta, a partir da construção de variáveis de *spread*, que, embora partam do conceito correto, ou seja, da diferença entre as taxas de empréstimo e o custo de oportunidade dos bancos, não consideram as possíveis diferenças na construção da taxa de empréstimo publicada. Informações como essas constam de bancos de dados privados – como o *BankScope* – ou dos bancos montados por organismos multilaterais, como o FMI e o Banco Mundial. Mais uma vez, são informações individuais específicas em que a homogeneidade não está garantida, principalmente no que se refere ao critério de escolha das operações utilizadas para compor a taxa média de empréstimo e, portanto, ao risco de crédito incorporado à variável calculada. Essas não são informações que se prestam a comparações, pois as diferenças – e, portanto, a ordem de classificação – podem ser fruto mais da metodologia de cálculo do que do funcionamento do mercado de crédito de cada país.

A tabela 1, construída a partir de dados do IFS do FMI, ilustra essa situação. Os países estão ordenados com base no *spread* médio (de 2002 a 2004), calculado como a diferença entre as taxas de empréstimos e as três medidas distintas de custo de oportunidade: na primeira coluna, o *spread1* foi calculado com utilização da taxa paga sobre depósitos (linha *60l* do IFS); na segunda, para o *spread2* o custo de oportunidade utilizado foi a taxa praticada pelo mercado monetário (linha *60b* do IFS); e na terceira, o *spread3* leva em conta a taxa de remuneração dos títulos públicos (linha *60c* do IFS) como custo de oportunidade para os bancos. Embora essa seja uma classificação que não se baseia na comparação direta de informações sobre o *spread* bancário nos diversos países, ela carrega os dois problemas potenciais já citados, que se traduzem em informações que possivelmente (e em alguns casos certamente) não têm comparabilidade, pois partem de taxas conceitualmente distintas³. Enquanto alguns países informam taxas de empréstimo para tomadores *prime* ou para parte das operações de crédito, outros países informam taxas para o conjunto dos tomadores ou para a totalidade das operações de crédito.

³ Vale destacar que também a taxa de captação de depósitos pode ter variações em sua metodologia de cálculo. Alguns países reportam a taxa do interbancário, enquanto outros, como é o caso do Brasil, reportam a média dos Certificados de Depósito Bancário (CDBs) ou o *swap* pré X DI (embora, assim como no caso do *spread*, as taxas de captação que aparecem no IFS não equivalem à taxa de captação oficialmente divulgada pelo Banco Central para o período compreendido).

Tabela 1 – Spread médio para o período de 2002–2004 (IFS)

| PAIS | SPREAD 1 | PAIS | SPREAD 2 | PAIS | SPREAD 3 |
|-------------------------|----------|-------------------------|----------|-------------------------|----------|
| 1 ZIMBABWE | 85,06 | 1 ZIMBABWE | 46,62 | 1 ZIMBABWE | 68,59 |
| 2 ANGOLA | 61,83 | 2 BRAZIL | 42,10 | 2 BRAZIL | 42,12 |
| 3 BRAZIL | 42,83 | 3 PARAGUAY | 31,55 | 3 KYRGYZ REPUBLIC | 16,97 |
| 4 PARAGUAY | 26,13 | 4 MAURITIUS* | 17,42 | 4 HAITI | 16,68 |
| 5 MALAWI | 23,13 | 5 MADAGASCAR | 13,75 | 5 ZAMBIA | 13,13 |
| 6 GEORGIA | 23,00 | 6 UKRAINE | 13,64 | 6 MADAGASCAR | 12,32 |
| 7 LAO PEOPLE S DEM.REP | 22,88 | 7 GEORGIA | 12,96 | 7 GUYANA | 11,42 |
| 8 SAO TOME & PRINCIPE | 21,79 | 8 ARMENIA | 12,21 | 8 BELIZE | 10,68 |
| 9 ZAMBIA | 19,90 | 9 BOLIVIA | 12,08 | 9 KENYA | 10,65 |
| 10 HAITI | 19,10 | 10 MOLDOVA | 11,31 | 10 MOLDOVA | 10,30 |
| 11 KYRGYZ REPUBLIC | 18,54 | 11 VENEZUELA, REP. BOL. | 11,26 | 11 ARMENIA | 9,56 |
| 12 CAMBODIA | 15,34 | 12 ARGENTINA | 10,18 | 12 MALAWI | 9,20 |
| 13 COSTA RICA | 14,68 | 13 MOZAMBIQUE | 9,96 | 13 TANZANIA | 8,89 |
| 14 MICRONESIA, FED.STS. | 14,05 | 14 MOROCCO | 9,53 | 14 UGANDA | 8,84 |
| 15 LIBERIA | 13,33 | 15 COLOMBIA | 8,86 | 15 BOLIVIA | 7,67 |
| 16 ARMENIA | 13,08 | 16 CROATIA | 8,67 | 16 LAO PEOPLE S DEM.REP | 7,48 |
| 17 CAMEROON | 13,00 | 17 RUSSIA | 8,27 | 17 AZERBAIJAN | 7,27 |
| 18 CEMAC | 13,00 | 18 GUATEMALA | 7,91 | 18 ALGERIA | 7,10 |
| 19 CENTRAL AFRICAN REP. | 13,00 | 19 PANAMA | 7,90 | 19 ETHIOPIA | 7,00 |
| 20 CHAD | 13,00 | 20 INDONESIA | 7,78 | 20 BARBADOS* | 6,87 |
| 21 CONGO, REPUBLIC OF | 13,00 | 21 SWAZILAND | 7,59 | 21 NETHERLANDS ANTILLES | 6,82 |
| 22 EQUATORIAL GUINEA | 13,00 | 22 ST. LUCIA | 7,20 | 22 ICELAND | 6,79 |
| 23 GABON | 13,00 | 23 ECCU | 7,08 | 23 SAUDI ARABIA | 6,74 |
| 24 MADAGASCAR | 13,00 | 24 BULGARIA | 6,86 | 24 GERMANY* | 6,73 |
| 25 MONGOLIA | 12,90 | 25 FIJI | 6,72 | 25 ST. LUCIA | 6,38 |
| 26 SURINAME | 12,69 | 26 ANTIGUA AND BARBUDA | 6,50 | 26 SEYCHELLES | 6,28 |
| 27 UKRAINE | 12,65 | 27 SAUDI ARABIA | 6,48 | 27 TRINIDAD AND TOBAGO | 6,22 |
| 28 SIERRA LEONE*** | 12,49 | 28 GERMANY* | 6,42 | 28 FIJI | 6,18 |
| 29 KENYA | 11,83 | 29 ALGERIA | 6,13 | 29 EGYPT | 6,13 |
| 30 UGANDA | 11,83 | 30 SLOVENIA | 5,89 | 30 NEPAL | 6,10 |
| 31 GUYANA | 11,83 | 31 MONTSERRAT | 5,77 | 31 BULGARIA | 5,73 |
| 32 MAURITIUS* | 11,82 | 32 ICELAND | 5,63 | 32 LEBANON | 5,62 |
| 33 TANZANIA | 11,43 | 33 GRENADA | 5,49 | 33 NIGERIA* | 5,50 |
| 34 GAMBIA, THE | 11,29 | 34 ST. KITTS AND NEVIS | 5,43 | 34 MOZAMBIQUE | 5,42 |
| 35 MOZAMBIQUE | 11,14 | 35 CHINA,P.R.:MACAO | 5,42 | 35 ALBANIA | 5,42 |
| 36 PERU | 10,79 | 36 ST. VINCENT & GREN. | 5,29 | 36 RUSSIA | 5,31 |
| 37 DOMINICAN REPUBLIC | 10,64 | 37 ANGUILLA | 5,23 | 37 ANTIGUA AND BARBUDA | 5,18 |
| 38 LESOTHO | 10,30 | 38 DOMINICAN REPUBLIC | 4,86 | 38 GRENADA | 4,68 |
| 39 CROATIA | 10,29 | 39 DOMINICA | 4,79 | 39 SWAZILAND | 4,68 |
| 40 DJIBOUTI | 10,28 | 40 THAILAND | 4,67 | 40 BELGIUM* | 4,64 |
| 41 JAMAICA | 10,17 | 41 NEW ZEALAND* | 4,50 | 41 ST. VINCENT & GREN. | 4,56 |
| 42 GUATEMALA | 9,92 | 42 CHINA,P.R.:HONG KONG | 4,43 | 42 CHINA,P.R.:HONG KONG | 4,55 |
| 43 NICARAGUA | 9,76 | 43 SINGAPORE*** | 4,41 | 43 LESOTHO | 4,55 |
| 44 HONDURAS | 9,02 | 44 LITHUANIA | 4,30 | 44 SINGAPORE*** | 4,52 |
| 45 RUSSIA | 8,95 | 45 SOUTH AFRICA | 4,27 | 45 NEW ZEALAND* | 4,47 |
| 46 CAPE VERDE | 8,78 | 46 NAMIBIA | 4,17 | 46 BAHAMAS, THE* | 4,39 |
| 47 MONTSERRAT | 8,65 | 47 LATVIA | 3,89 | 47 SLOVENIA | 4,38 |
| 48 ST. LUCIA | 8,63 | 48 SLOVAK REPUBLIC | 3,85 | 48 SOUTH AFRICA | 4,21 |
| 49 ARGENTINA | 8,53 | 49 CZECH REPUBLIC | 3,81 | 49 GREECE | 4,18 |
| 50 ECCU | 8,48 | 50 CYPRUS | 3,66 | 50 DOMINICA | 4,07 |
| 51 MOROCCO | 8,42 | 51 AUSTRALIA | 3,60 | 51 ST. KITTS AND NEVIS | 3,90 |
| 52 BOLIVIA | 8,12 | 52 MALAYSIA | 3,57 | 52 FRANCE | 3,82 |
| 53 BANGLADESH | 8,01 | 53 DENMARK | 3,54 | 53 CZECH REPUBLIC | 3,79 |
| 54 BELIZE | 7,98 | 54 CHILE | 3,46 | 54 MALAYSIA | 3,65 |
| 55 INDONESIA | 7,78 | 55 KUWAIT | 3,31 | 55 NAMIBIA | 3,55 |
| 56 GRENADA | 7,75 | 56 SWITZERLAND | 3,11 | 56 VIETNAM | 3,40 |
| 57 ANTIGUA AND BARBUDA | 7,63 | 57 UNITED STATES* | 3,00 | 57 CYPRUS | 3,39 |
| 58 ECUADOR | 7,58 | 58 ESTONIA | 2,86 | 58 PHILIPPINES | 3,33 |
| 59 MACEDONIA, FYR | 7,58 | 59 EURO AREA | 2,82 | 59 LATVIA | 3,30 |
| 60 TRINIDAD AND TOBAGO | 7,50 | 60 ITALY | 2,58 | 60 LITHUANIA | 3,18 |
| 61 TAJIKISTAN | 7,49 | 61 PHILIPPINES | 2,51 | 61 UNITED STATES* | 3,04 |
| 62 COLOMBIA | 7,35 | 62 KOREA*** | 2,35 | 62 SWITZERLAND | 2,98 |
| 63 MOLDOVA | 7,29 | 63 POLAND | 2,09 | 63 ISRAEL | 2,94 |
| 64 BOSNIA & HERZEGOVINA | 7,19 | 64 JAPAN | 1,81 | 64 ITALY | 2,68 |
| 65 SAUDI ARABIA | 7,16 | 65 CANADA* | 1,75 | 65 SIERRA LEONE*** | 2,43 |
| 66 VENEZUELA, REP. BOL. | 7,15 | 66 FINLAND | 1,50 | 66 MALTA | 2,01 |
| 67 NETHERLANDS ANTILLES | 7,15 | 67 SWEDEN | 1,47 | 67 CANADA* | 1,74 |
| 68 ICELAND | 7,14 | 68 VANUATU | 1,47 | 68 SWEDEN | 1,66 |
| 69 FIJI | 7,11 | 69 SPAIN | 1,03 | 69 SRI LANKA*** | 1,57 |
| 70 AZERBAIJAN | 7,05 | 70 NORWAY | 0,97 | 70 HUNGARY | 1,38 |
| 71 GERMANY* | 7,04 | 71 SRI LANKA*** | 0,71 | 71 SPAIN | 0,97 |
| 72 ARUBA | 7,01 | 72 IRELAND* | 0,69 | 72 SPAIN | 0,73 |

* Prime rate

** State corporate

*** Taxas mínimas

Fonte: IFS-FMI

Essa, embora seja a mais utilizada e a mais citada para corroborar as análises que colocam o Brasil como um caso destoante, não é uma forma correta de se compararem os *spreads* bancários no mundo. Há que se buscar uma metodologia mais adequada, que controle por essas especificidades e que se preste, portanto, a uma análise mais precisa.

Existem duas alternativas possíveis. A primeira delas parte de informações agregadas, porém menos heterogêneas, que são as receitas e as despesas de intermediação que as instituições financeiras informam em seus balanços (frequentemente definida como margem operacional líquida). Corrige-se, assim, um dos problemas citados, que é aquele vinculado à classe de tomadores utilizada no cálculo da taxa de empréstimo. Ao se considerarem os juros pagos de maneira geral, leva-se em conta o mercado de crédito como um todo, independente da classificação de risco e da categoria do crédito. Mas, conforme destacado em Laeven e Majnoni (2003), a utilização da margem operacional líquida como *proxy* para *spread* bancário apresenta alguns problemas, por se tratar de uma variável construída a partir de dados agregados. São dados que não permitem diferenciação nem das receitas, nem das despesas de juros, incorporando um viés aos resultados. São consideradas receitas vinculadas a operações de empréstimo, mas também de outras operações não ligadas à carteira de crédito, como, por exemplo, remuneração de títulos públicos e privados que os bancos carregam em carteira. Pelo lado das despesas, igualmente, passivos distintos, e não somente os custos de captação, são considerados. Além disso, não se considera a especificidade dos sistemas bancários dos diferentes países.

Há ainda uma segunda alternativa, conforme desenvolvido em Laeven e Majnoni (2003), que se baseia no cálculo do *spread* para um segmento homogêneo de bancos de diversos países. Esse cálculo é feito para 35 países, para os quais as informações individuais necessárias estão disponíveis⁴. O exercício está restrito aos dez maiores bancos de cada país analisado (com base em informações banco a banco do *BankScope*) e incorpora dois ajustes adicionais: usa índices de preços ao consumidor para controlar o efeito da inflação e utiliza a média do estoque de crédito e de depósitos entre t e $t-1$. O *spread* médio é calculado para 2000, a partir da diferença entre a taxa de juros de empréstimos i_t^L :

$$i_t^L = \frac{\frac{II_t}{P_t^a}}{\frac{1}{2} \left(\frac{L_{t-1}}{P_{t-1}^e} + \frac{L_t}{P_t^e} \right)}$$

e a taxa de remuneração dos depósitos i_t^D :

$$i_t^D = \frac{\frac{IE_t}{P_t^a}}{\frac{1}{2} \left(\frac{D_{t-1}}{P_{t-1}^e} + \frac{D_t}{P_t^e} \right)}$$

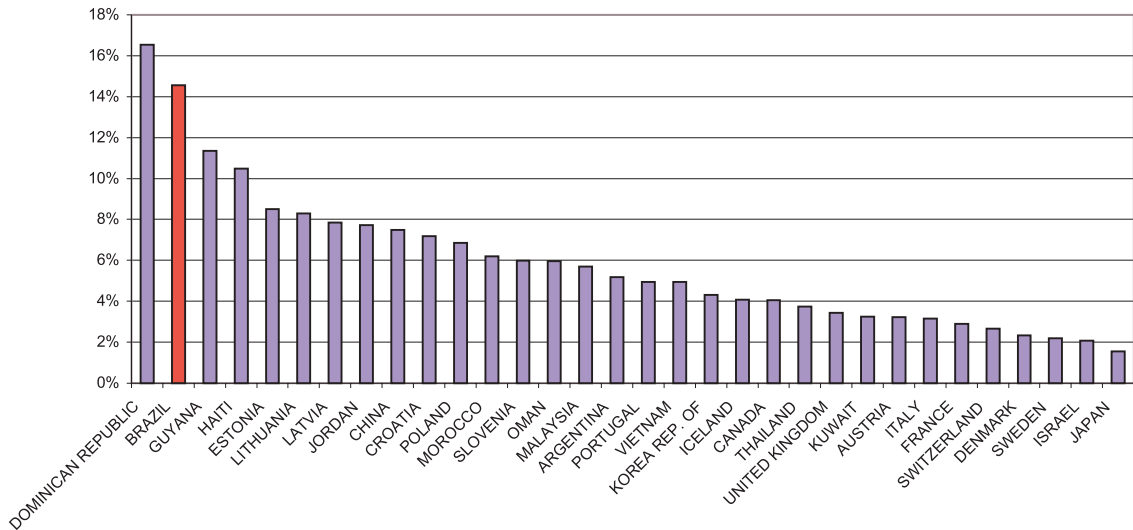
onde II é a receita de juros da carteira de empréstimos, IE é a despesa com juros, L é o total de empréstimos deduzido da inadimplência, D , total captado, P^a é o Índice Médio de Preços ao Consumidor, e P^e , o Índice Anual de Preços ao Consumidor⁵. Essa metodologia gera a classificação abaixo, em que o Brasil se

⁴ Informações de receita de juros com operações de empréstimos, gastos com juros, empréstimos totais, empréstimos com problemas, total de depósitos, recursos de interbancário e outros.

⁵ Ambos retirados dos Indicadores de Desenvolvimento do Banco Mundial.

encontra na segunda colocação, com *spread* de 14,57% a.a., bem distante da média de 5,89% a.a. e da mediana de 5,06% a.a. (Figura 1).

FIGURA 1 - SPREAD POR PAÍS - 2000



Fonte: Laeven e Majnoni (2003)

Mas há ainda uma questão metodológica a ser esclarecida, que se refere ao cálculo do *spread* como a diferença entre as taxas de empréstimo e o custo de oportunidade dos recursos captados. Essa é uma prática que, embora seja a mais utilizada e a mais intuitiva, não tem amparo teórico preciso, o que compromete o seu uso para fins de comparação internacional. Além disso, em termos financeiros, a taxa calculada por diferença – e não como razão – desconsidera questões relativas ao valor presente das operações de captação e empréstimo, que, embora sejam contratadas no presente, só têm sua realização financeira efetivada no futuro.

Com o objetivo de contornar os problemas do cálculo do *spread* como diferença de taxas, propõe-se aqui uma abordagem alternativa, baseada no comportamento esperado da firma bancária e, portanto, mais adequada do ponto de vista teórico. Trata-se do cálculo do *spread* como índice de Lerner, ou a razão preço-custo, familiar nos livros-texto de organização industrial e derivada de um conceito de *spread* que é consistente com a resolução do problema de otimização de um banco.

Seja i uma firma bancária que opera em oligopólio⁶, que deve decidir o volume de empréstimos (L_i) que ela vai oferecer, e seja D_i o volume de depósitos captados. Supõe-se uma demanda por empréstimos negativamente inclinada, cuja função inversa é dada por $r_L(L)$ e uma função oferta de depósitos, com função inversa dada por $r_D(D)$. Logo, com n bancos que operam no mercado, tem-se que o volume total de empréstimos e de depósitos é dado, respectivamente, por

$$L = \sum_{i=1}^n L_i \quad \text{e} \quad D = \sum_{i=1}^n D_i$$

⁶ O modelo aqui apresentado é derivado de Freixas e Rochet (1997), Cap. 3.

Supõe-se ainda que os bancos tenham acesso a um mercado de liquidez que pode, alternativamente, ser interpretado como mercado interbancário ou mercado de títulos públicos, sendo B_i a posição líquida do banco i nesse mercado, que remunera à taxa r , fixada exogenamente. Por hipótese, a título de simplificação, não existem custos operacionais para o banco, não existem reservas compulsórias, e o banco não necessita de capital (*equity*) para operar. Assim, pelo balanço patrimonial do banco, tem-se $L_i + B_i = D_i$. Substituindo essa identidade contábil na expressão do lucro do banco, tem-se:

$$r_L(L) L_i + r B_i - r_D(D) D_i = [r_L(L) - r] L_i + [r - r_D(D)] D_i \quad (1)$$

onde r_L é a taxa de empréstimo, e r_D é a taxa paga sobre os depósitos captados.

A expressão (1) desdobra o lucro do banco em dois termos: o lucro decorrente de sua atividade de empréstimo e o lucro obtido na captação de recursos. Sob as hipóteses feitas, vale a separabilidade das atividades bancárias nesses dois mercados. Vale dizer, a condição de otimização no mercado de empréstimos é independente da condição de otimização no mercado de depósitos e vice-versa. Assim, concentrando-se no primeiro mercado, segue que a condição de primeira ordem é dada por:

$$r_L + L_i r_L'(\cdot) \left[1 + \frac{dL_{-i}}{dL_i} \right] - r = 0 \quad (2)$$

Na expressão (2), $r_L'(\cdot)$ representa a derivada de r_L em relação a seu argumento, enquanto L_{-i} indica os empréstimos combinados de todos os bancos, com exceção do banco i . Se o banco i trata a derivada conjectural $\lambda_i \equiv \frac{dL_{-i}}{dL_i}$ como uma constante, então a condição de primeira ordem (2) pode ser expressa como:

$$\frac{r_L - r}{r_L} = \frac{s_i(1 + \lambda_i)}{\varepsilon_L} \quad (3)$$

Na expressão (3), $s_i \equiv \frac{L_i}{L}$ representa a participação de mercado do banco i , e $\varepsilon_L \equiv -\frac{r_L}{L r_L'}$ representa a elasticidade da demanda por empréstimos. A expressão acima é a familiar relação entre o índice de Lerner (lado esquerdo) e o inverso da elasticidade.

Note que, multiplicando-se ambos os lados da expressão (3) por r_L , obtém-se uma expressão para o *spread* bancário, como convencionalmente mensurado. O índice de Lerner, contudo, apresenta pelo menos duas vantagens em relação à medida tradicional. Primeiro, pela expressão derivada acima, a medida tradicional é fortemente influenciada pela taxa de empréstimos. Assim, por um mero problema de mensuração, países com taxas de empréstimos elevadas também tenderão a ter *spreads* elevados.

A segunda vantagem do índice de Lerner é que, conforme ressaltado pelos livros-texto de organização industrial, ele está mais diretamente relacionado com indicadores de poder de mercado (Martin, 1993), não somente pela sua relação com a elasticidade da demanda, mas também porque, a partir do índice de Lerner individual, pode-se obter um índice de Lerner médio para o mercado, que, por sua vez, relaciona-se com o índice de concentração de Herfindahl. Para obter essa relação, considere o índice de Lerner médio ponderado, em que a ponderação é dada pela participação de mercado s_i do banco i . A partir da expressão (3), obtém-se:

$$\sum_{i=1}^n s_i \left(\frac{r_L - r}{r_L} \right) = \frac{H + \sum_{i=1}^n \lambda_i s_i^2}{\varepsilon_L} \quad (4)$$

Na expressão (4), H é o índice de concentração de Herfindahl.

A utilização do *spread* medido como índice de Lerner não deveria surpreender os especialistas em organização industrial. Na verdade, o que parece surpreendente é a utilização da medida convencional do *spread* em vários estudos, sem que haja qualquer discussão sobre sua conveniência, principalmente quando comparações internacionais – por definição, contaminadas pelo diferente nível observado para as taxas básicas de cada país – é o objetivo.

Há portanto que se ressaltar a utilidade do *spread* bancário medido como índice de Lerner, sobretudo quando se está interessado em realizar comparações internacionais. Nesse caso, a medida convencional de *spread* pode estar simplesmente captando o movimento do nível geral das taxas, ao invés de conter alguma informação a respeito do sistema bancário dos diversos países.

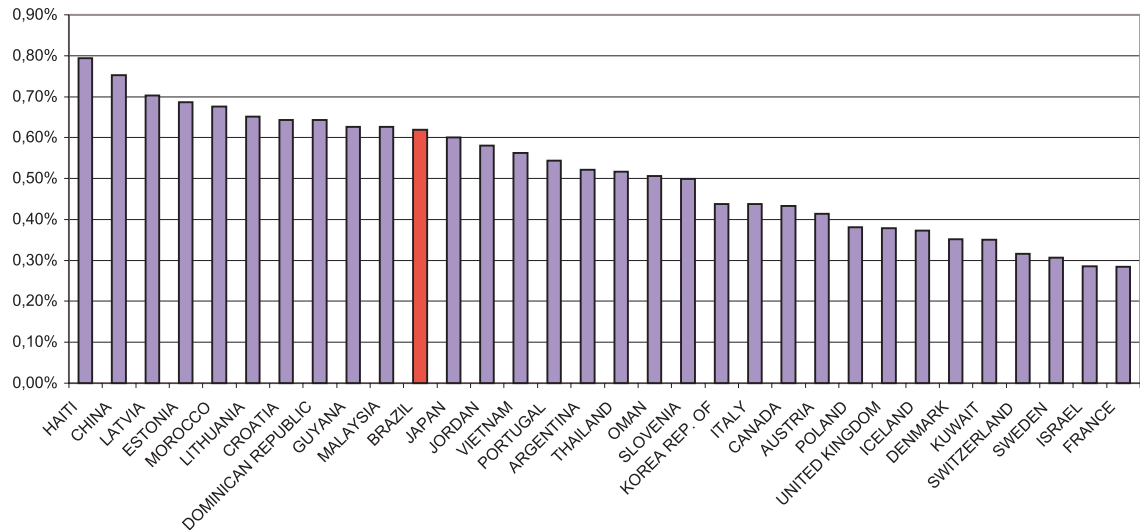
Na tabela 2, as três medidas de *spread* da tabela 1 são recalculadas na forma do índice de Lerner e geram resultados significativamente diferentes dos anteriores. Nessa definição, o *spread* bancário para o Brasil gera valores de 0,7, 0,68 e 0,68% a.a. para as medidas, com base em custos de oportunidade, conforme definidas anteriormente, ainda acima das médias de 0,59, 0,52 e 0,47% a.a. e das medianas que giram em torno desses mesmos valores. No entanto, o Brasil deixa de liderar os *rankings*, ao contrário do que acontece quando se utilizam as metodologias baseadas na diferença entre as taxas de empréstimo e de captação, que desconsideram a influência do nível das taxas na formação dos *spreads*. Ao contrário, ele passa a ocupar posições inferiores à de países conhecidos, por terem baixos custos de intermediação, como, por exemplo, o Japão ou a Suíça.

Tabela 2 – Spread médio com o índice de Lerner (2002–2004)

| | PAÍS | SPREAD1 L | PAÍS | SPREAD2 L | PAÍS | SPREAD3 L |
|----|-----------------------|-------------|--------------------------|-------------|--------------------------|-------------|
| 1 | IRELAND | 0,99 | 1 JAPAN | 1,00 | 1 CHINA,P.R.:HONG KONG | 0,91 |
| 2 | CHINA,P.R.:HONG KONG | 0,97 | 2 CHINA,P.R.:MACAO | 0,90 | 2 ALGERIA | 0,87 |
| 3 | JAPAN | 0,97 | 3 SWITZERLAND | 0,90 | 3 SWITZERLAND | 0,87 |
| 4 | FIJI | 0,93 | 4 CHINA,P.R.:HONG KONG | 0,89 | 4 SINGAPORE | 0,85 |
| 5 | MICRONESIA, FED.STS. | 0,92 | 5 FIJI | 0,88 | 5 ETHIOPIA | 0,84 |
| 6 | DJIBOUTI | 0,91 | 6 MAURITIUS | 0,83 | 6 BARBADOS | 0,81 |
| 7 | SWITZERLAND | 0,91 | 7 SINGAPORE | 0,83 | 7 FIJI | 0,81 |
| 8 | CHINA,P.R.:MACAO | 0,90 | 8 PANAMA | 0,81 | 8 BAHRAIN, KINGDOM OF | 0,79 |
| 9 | SINGAPORE | 0,89 | 9 PARAGUAY | 0,79 | 9 GUYANA | 0,75 |
| 10 | CAMBODIA | 0,88 | 10 MOROCCO | 0,77 | 10 BELIZE | 0,73 |
| 11 | CROATIA | 0,85 | 11 THAILAND | 0,77 | 11 BAHAMAS, THE | 0,73 |
| 12 | BAHRAIN, KINGDOM OF | 0,84 | 12 BULGARIA | 0,76 | 12 NEPAL | 0,72 |
| 13 | VANUATU | 0,81 | 13 BAHRAIN, KINGDOM OF | 0,76 | 13 UNITED STATES | 0,70 |
| 14 | CANADA | 0,79 | 14 ALGERIA | 0,75 | 14 GERMANY | 0,69 |
| 15 | ITALY | 0,78 | 15 CROATIA | 0,71 | 15 KENYA | 0,68 |
| 16 | GUYANA | 0,78 | 16 LITHUANIA | 0,70 | 16 BRAZIL | 0,68 |
| 17 | LITHUANIA | 0,77 | 17 BOLIVIA | 0,69 | 17 KYRGYZ REPUBLIC | 0,68 |
| 18 | LAO PEOPLE S DEM.REP | 0,77 | 18 UNITED STATES | 0,69 | 18 BELGIUM | 0,66 |
| 19 | THAILAND | 0,77 | 19 BRAZIL | 0,68 | 19 BULGARIA | 0,64 |
| 20 | TANZANIA | 0,76 | 20 GERMANY | 0,66 | 20 NETHERLANDS ANTILLES | 0,63 |
| 21 | KYRGYZ REPUBLIC | 0,76 | 21 UKRAINE | 0,66 | 21 CZECH REPUBLIC | 0,61 |
| 22 | MONTSERRAT | 0,76 | 22 RUSSIA | 0,63 | 22 GREECE | 0,59 |
| 23 | CZECH REPUBLIC | 0,76 | 23 CZECH REPUBLIC | 0,61 | 23 TANZANIA | 0,58 |
| 24 | KENYA | 0,75 | 24 ARMENIA | 0,61 | 24 MALAYSIA | 0,58 |
| 25 | PERU | 0,75 | 25 ARGENTINA | 0,57 | 25 FRANCE | 0,58 |
| 26 | GERMANY | 0,73 | 26 COLOMBIA | 0,57 | 26 SEYCHELLES | 0,57 |
| 27 | GEORGIA | 0,72 | 27 KUWAIT | 0,57 | 27 TRINIDAD AND TOBAGO | 0,56 |
| 28 | LIBERIA | 0,72 | 28 MADAGASCAR | 0,57 | 28 HAITI | 0,56 |
| 29 | CAMEROON | 0,72 | 29 MALAYSIA | 0,57 | 29 ICELAND | 0,52 |
| 30 | CENTRAL AFRICAN REP. | 0,72 | 30 SWAZILAND | 0,56 | 30 MADAGASCAR | 0,51 |
| 31 | CHAD | 0,72 | 31 ST. LUCIA | 0,56 | 31 LITHUANIA | 0,51 |
| 32 | CONGO, REPUBLIC OF | 0,72 | 32 CHILE | 0,56 | 32 ITALY | 0,50 |
| 33 | EQUATORIAL GUINEA | 0,72 | 33 LATVIA | 0,55 | 33 CYPRUS | 0,49 |
| 34 | GABON | 0,72 | 34 ECCU | 0,55 | 34 ST. LUCIA | 0,49 |
| 35 | CEMAC | 0,72 | 35 SLOVENIA | 0,53 | 35 ARMENIA | 0,48 |
| 36 | BELGIUM | 0,71 | 36 ANTIGUA AND BARBUDA | 0,53 | 36 LATVIA | 0,48 |
| 37 | BRAZIL | 0,70 | 37 GUATEMALA | 0,52 | 37 MOLDOVA | 0,47 |
| 38 | BARBADOS | 0,69 | 38 MOLDOVA | 0,52 | 38 AZERBAIJAN | 0,46 |
| 39 | GRENADA | 0,69 | 39 CYPRUS | 0,51 | 39 EGYPT | 0,45 |
| 40 | FINLAND | 0,69 | 40 MONTSERRAT | 0,50 | 40 UGANDA | 0,45 |
| 41 | OMAN | 0,69 | 41 DENMARK | 0,50 | 41 NEW ZEALAND | 0,45 |
| 42 | TRINIDAD AND TOBAGO | 0,69 | 42 GRENADA | 0,49 | 42 BOLIVIA | 0,44 |
| 43 | CAPE VERDE | 0,68 | 43 ST. KITTS AND NEVIS | 0,49 | 43 LEBANON | 0,43 |
| 44 | ANGOLA | 0,68 | 44 ST. VINCENT & GREN.S. | 0,48 | 44 ANTIGUA AND BARBUDA | 0,42 |
| 45 | MOROCCO | 0,68 | 45 ESTONIA | 0,48 | 45 GRENADA | 0,42 |
| 46 | SWEDEN | 0,68 | 46 VENEZUELA, REP. BOL. | 0,48 | 46 SLOVENIA | 0,42 |
| 47 | BULGARIA | 0,68 | 47 INDONESIA | 0,48 | 47 ZIMBABWE | 0,41 |
| 48 | LESOTHO | 0,68 | 48 ITALY | 0,48 | 48 CANADA | 0,41 |
| 49 | ST. LUCIA | 0,67 | 49 ANGUILLA | 0,48 | 49 ALBANIA | 0,40 |
| 50 | RUSSIA | 0,67 | 50 EURO AREA | 0,46 | 50 ST. VINCENT & GREN.S. | 0,39 |
| 51 | NETHERLANDS ANTILLES | 0,67 | 51 DOMINICA | 0,46 | 51 RUSSIA | 0,39 |
| 52 | UNITED STATES | 0,66 | 52 NEW ZEALAND | 0,45 | 52 DOMINICA | 0,38 |
| 53 | ECCU | 0,66 | 53 ICELAND | 0,44 | 53 VIETNAM | 0,37 |
| 54 | DENMARK | 0,66 | 54 AUSTRALIA | 0,43 | 54 ZAMBIA | 0,36 |
| 55 | GUATEMALA | 0,66 | 55 MOZAMBIQUE | 0,42 | 55 PHILIPPINES | 0,35 |
| 56 | ARMENIA | 0,65 | 56 SLOVAK REPUBLIC | 0,41 | 56 ST. KITTS AND NEVIS | 0,35 |
| 57 | PARAGUAY | 0,65 | 57 CANADA | 0,41 | 57 SWAZILAND | 0,34 |
| 58 | BOSNIA & HERZEGOVINA | 0,64 | 58 GEORGIA | 0,41 | 58 MALTA | 0,33 |
| 59 | HAITI | 0,63 | 59 KOREA | 0,37 | 59 SWEDEN | 0,32 |
| 60 | GREECE | 0,63 | 60 NAMIBIA | 0,32 | 60 ISRAEL | 0,32 |
| 61 | ST. VINCENT & GREN.S. | 0,63 | 61 FINLAND | 0,31 | 61 SOUTH AFRICA | 0,30 |
| 62 | ANTIGUA AND BARBUDA | 0,63 | 62 SOUTH AFRICA | 0,31 | 62 LESOTHO | 0,30 |
| 63 | PANAMA | 0,63 | 63 SWEDEN | 0,28 | 63 NAMIBIA | 0,27 |
| 64 | NICARAGUA | 0,62 | 64 PHILIPPINES | 0,26 | 64 NIGERIA | 0,26 |
| 65 | CHINA,P.R.: MAINLAND | 0,62 | 65 SPAIN | 0,24 | 65 LAO PEOPLE S DEM.REP | 0,25 |
| 66 | UKRAINE | 0,62 | 66 IRELAND | 0,22 | 66 MOZAMBIQUE | 0,24 |
| 67 | SAO TOME & PRINCIPE | 0,62 | 67 POLAND | 0,22 | 67 SPAIN | 0,22 |
| 68 | JORDAN | 0,61 | 68 VANUATU | 0,20 | 68 MALAWI | 0,19 |
| 69 | ST. KITTS AND NEVIS | 0,61 | 69 DOMINICAN REPUBLIC | 0,18 | 69 SRI LANKA | 0,15 |
| 70 | UGANDA | 0,60 | 70 ZIMBABWE | 0,17 | 70 HUNGARY | 0,13 |
| 71 | AUSTRALIA | 0,60 | 71 NORWAY | 0,12 | 71 SIERRA LEONE | 0,12 |
| 72 | FRANCE | 0,60 | 72 SRI LANKA | 0,06 | 72 MEXICO | 0,10 |

O último exercício considera a metodologia de formação das taxas de empréstimos e depósitos conforme Laeven e Majnoni (2003), incorporando a abordagem de *spread* como índice de Lerner. Os resultados estão apresentados na figura 2 e mostram, mais uma vez, a sensibilidade da classificação à metodologia apresentada. O Brasil deixa novamente de se posicionar no topo do *ranking* e passa a ocupar a 11ª posição, com um *spread* de 0,62% a.a., mais próximo à média e à mediana, ambas em 0,52% a.a.:

FIGURA 2 - SPREAD LERNER-LL



No entanto, é fundamental destacar que essa análise não faz do *spread* bancário brasileiro um problema menor. Ao contrário, em termos absolutos, ele é elevado e merecedor de esforços constantes no sentido da sua redução. Só assim se conseguirá mais aprofundamento financeiro e mais eficiência na intermediação bancária no Brasil. Mas há que se deixar claro que, para fins de análise relativa com vistas a uma comparação internacional ou à construção de um *ranking* definitivo de *spread* bancário, muitas são as dificuldades existentes, quer pela especificidade das metodologias utilizadas no cálculo adotado em cada país, quer por particularidades no funcionamento dos diversos sistemas bancários, quer pela influência de outras variáveis na determinação das taxas de juros de empréstimo e de captação. Todos esses fatores devem ser controlados – ou ao menos considerados –, para que se possa fazer uma comparação precisa, pois, do contrário, pode-se incorrer em erros, que têm sido observados no atual – e emocionado – debate, que coloca o Brasil como destaque negativo nas classificações de *spread* bancário no mundo.

Referências bibliográficas

FREIXAS, Xavier, & Rochet, Jean-Charles (1997): *Microeconomics of Banking*. MIT Press.

LAEVEN, Luc & Majnoni, Giovanni (2003): “Does Judicial Efficiency Lower the Cost of Credit?” *World Bank Policy Research Working Paper* 3159.

MARTIN, Stephen (1993): *Advanced Industrial Economics*. Blackwell Publishers.

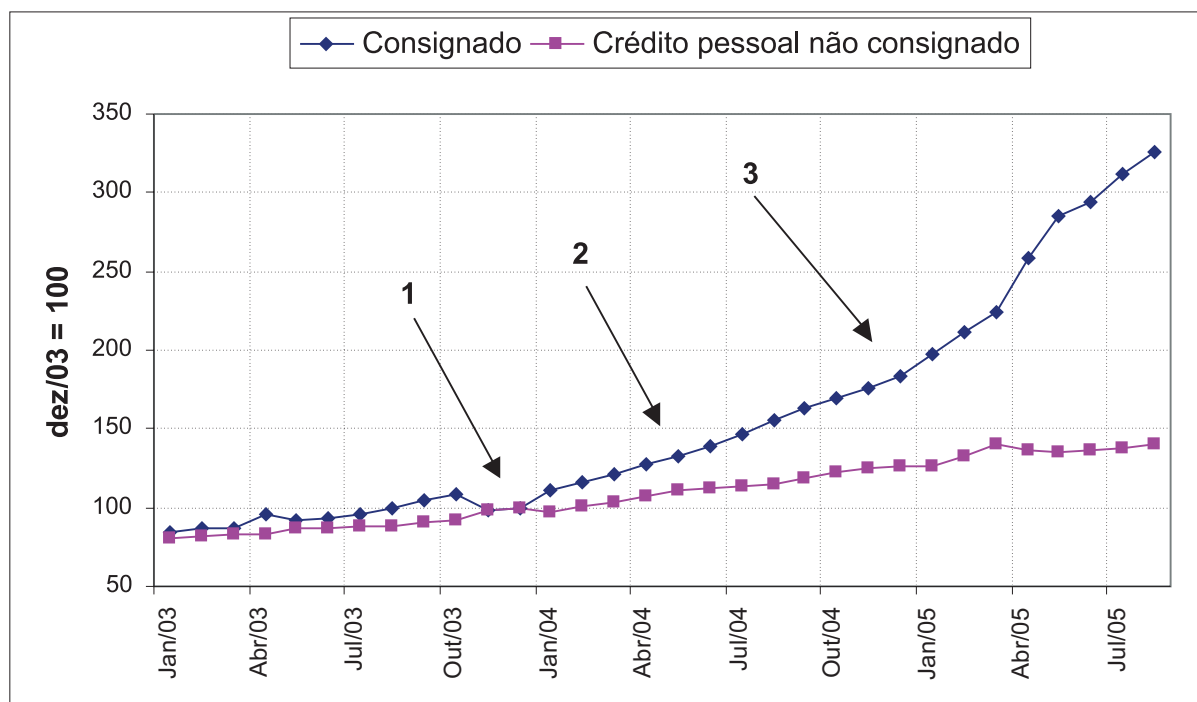
VI – Consignação em Folha de Pagamento – Fatores da Impulsão do Crédito*

Tony Takeda**
Fani Léa C. Bader**

VI.1 – Introdução

Os dados divulgados pelo BCB referentes ao mercado de crédito mostram um significativo crescimento nos saldos de todas as modalidades do crédito livre, sendo esse crescimento mais evidente no crédito pessoal. Em particular, nota-se expressivo aumento nos saldos em carteira de empréstimo consignado em folha de pagamento das instituições financeiras. Para ilustrar o crescimento dessa carteira de crédito, o gráfico 1 apresenta os valores do saldo de crédito consignado e do saldo do crédito pessoal não consignado¹, tomando como referência os estoques dos saldos existentes em dezembro de 2003.

Gráfico 1 – Crescimento dos saldos do crédito consignado e do crédito pessoal



Fonte: Sistema de Informações de Crédito (SCR) e Séries Temporais do Banco Central do Brasil

* Agradecemos os comentários e sugestões de Márcio Issao Nakane, Marcelo Kfoury Muinhos, Afonso Sant'Anna Bevilaqua, Eduardo Augusto de Souza Rodrigues, Victório Chu e participantes do *workshop* Economia Bancária e Crédito – Avaliação de seis anos do Projeto Juros e *Spread* Bancário (minuta do relatório anual). Agradecemos a Cornélio Farias Pimentel, Plínio César Romanini e Domingos Rubem Sales Uchôa pela colaboração ao acesso aos dados do Sistema de Informações de Crédito (SCR) e aos dados do Sistema de Microfinanças. A visão expressa aqui e os erros cometidos são de inteira responsabilidade dos autores.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep/SP.

¹ O crédito pessoal nas séries temporais BCB engloba o crédito consignado. Sendo assim, para construção do gráfico, foram considerados os valores do crédito pessoal originais subtraídos do montante de crédito consignado, utilizando-se dados do SCR, gerando-se o *crédito pessoal não consignado*. Quanto a dados sobre o crédito consignado, há também o Sistema de Microfinanças do Departamento de Supervisão Indireta e Gestão da Informação (Desig) do BCB, que registra as operações consignadas dos bancos que podem utilizar direcionamento dos 2% sobre os depósitos à vista. No apêndice, é apresentada uma tabela com os números deste último sistema.

No gráfico, destacam-se alguns pontos de interesse: (1) em dezembro de 2003, quando foi promulgada a lei que dispõe sobre o crédito consignado em folha de pagamento; (2) em maio de 2004, início das operações consignadas para aposentados e pensionistas do INSS, quando se verifica que a taxa de crescimento apresenta-se, a partir desse ponto, relativamente constante até novembro de 2004; (3) em dezembro de 2004, quando houve uma significativa aceleração nessas taxas. Em números, as taxas médias de crescimento do crédito consignado para os períodos de janeiro a abril de 2004, de maio a novembro de 2004 e de dezembro de 2004 a maio de 2005 foram de 5,0%, 4,6% e 9,2%, respectivamente (médias geométricas dos períodos)².

O presente texto analisa o mercado de empréstimo em consignação em folha de pagamento, apresentando: as características do mercado associadas a esse tipo de crédito; os aspectos legais e jurídicos; as taxas e volumes; e os resultados de algumas pesquisas de campo. Notar-se-á que, por si só, as características dessa modalidade de empréstimo já a tornariam uma das mais atrativas opções de crédito tanto para os tomadores pessoas físicas como para os bancos. Contudo, este trabalho mostra que há outros fatores que podem ajudar a explicar o expressivo crescimento dos saldos dessa modalidade de crédito a partir de dezembro de 2004. Entre os fatores analisados no artigo, estão a redução dos recolhimentos compulsórios sobre os depósitos a prazo em novembro de 2004 e os acordos para cessão de crédito consignado do INSS celebrados entre bancos a partir do final de 2004.

A ênfase desta análise recairá sobre os empréstimos consignados aos aposentados e pensionistas do INSS por dois motivos principais. Primeiro, por haver maior volume e mais riqueza de informações relevantes a esse segmento. Segundo, pela constatação de que os empréstimos aos aposentados e pensionistas foram um dos principais fatores impulsionadores do crédito consignado no período estudado.

VI.2 – Instituição do empréstimo consignado em folha de pagamento

Com o propósito de assegurar o acesso ao crédito em condições mais favoráveis tanto aos trabalhadores da iniciativa privada como aos aposentados e pensionistas do INSS, foi promulgada a Lei 10.820, de 17 de dezembro de 2003, originada da Medida Provisória 130, de 17 de setembro de 2003, que dispõe sobre as operações de crédito em consignação em folha de pagamento.

A regulamentação do empréstimo consignado de dezembro de 2003 propiciou, assim, a oferta do empréstimo consignado aos trabalhadores regidos pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) de um produto bancário já disponível aos servidores públicos (art. 45 da Lei 8.112, de 22 de dezembro de 1990). Essa lei também permitiu acesso a esse tipo de crédito aos aposentados e pensionistas do INSS, após a elaboração de normas desse órgão. Assim, estabelecidos os convênios entre bancos e financeiras e o INSS, essa modalidade de operação pôde ser estendida aos aposentados e pensionistas.

É interessante notar que essa legislação permitiu a realização de empréstimos com o desconto das prestações diretamente na folha de pagamento, reduzindo, assim, drasticamente, o risco de inadimplência, um dos fatores determinantes na composição do *spread* bancário.

² O mesmo cálculo para as taxas de crescimento para os saldos do crédito consignado registrados no sistema de microfinanças resulta em 7,3%, 5,6% e 8,9% para os períodos de janeiro a abril de 2004, de maio a novembro de 2004 e de dezembro de 2004 a maio de 2005, respectivamente.

VI.2.1 – Empréstimo consignado para trabalhadores regidos pela CLT

Uma das regras do empréstimo consignado estabelece que a parcela da renda mensal dos trabalhadores regidos pela CLT destinada à consignação não pode superar 30% da renda mensal líquida³. Além disso, se o trabalhador tiver outros descontos em folha, como contribuição para associação profissional e mensalidade de clube, o total da parcela do empréstimo não pode ultrapassar 40% dos seus rendimentos. No caso de demissão, permite-se ao credor acesso a até 30% da indenização recebida pelo ex-funcionário. E se, por ventura, as parcelas vincendas excederem essa quantia, há necessidade de um acordo entre a instituição financeira e o demissionário, sem a intervenção da empresa.

A lei que instituiu o empréstimo consignado em folha de pagamento garantiu ao empregado o direito de optar pela instituição financeira ou sociedade de arrendamento mercantil que tenha firmado acordo com o empregador, com sua entidade sindical ou com qualquer outra instituição de sua livre escolha, ficando o empregador obrigado a proceder aos descontos e aos repasses por ele (empregado) contratados e autorizados. O empregador não é, de acordo com a lei, co-responsável pelo pagamento dos empréstimos, mas responde sempre como devedor principal e solidário por valores que, uma vez confirmados, não forem retidos ou repassados.

Como exemplo, a tabela 1 mostra o acordo efetuado pela Central Única dos trabalhadores (CUT), e 33 instituições financeiras quanto aos prazos e taxas máximas de juros e tarifas de abertura de crédito para o empréstimo consignado em folha.

Tabela 1 – Condições do acordo estabelecido entre a CUT e 33 instituições financeiras

| Sindicalização | Consignação de verbas rescisórias | Prazo (meses) e taxas máximas de juros (% ao mês) | | | | TAC máxima (R\$) |
|----------------------------------|-----------------------------------|---|--------------|---------------|---------------|------------------|
| | | Até 6 meses | 7 a 12 meses | 13 a 24 meses | 25 a 36 meses | |
| Trabalhadores sindicalizados | sim | 1,75% | 2,0% | 2,3% | 2,6% | 10,00 |
| | não | 1,85% | 2,1% | 2,4% | 2,8% | |
| Trabalhadores não sindicalizados | | 2,0% a 3,3% | | | | 20,00 |

Para fins de comparação, as taxas de juros anuais praticadas para o crédito pessoal estão apresentadas na tabela 2, e as taxas de abertura de crédito para pessoa física possuem valor médio de R\$365,22 e valor máximo de R\$2 mil, tendo como base a posição consolidada de todos os bancos, conforme divulgado pelo BCB no seu *site*.

VI.2.2 – Empréstimo consignado para aposentados e pensionistas do INSS

Da mesma forma que para os trabalhadores da CLT, a legislação que ampara o crédito consignado para os aposentados e pensionistas do INSS estabelece que a parcela mensal comprometida não pode superar 30% da renda mensal líquida do aposentado.

³ Renda mensal líquida refere-se à remuneração após as deduções compulsórias como contribuição previdenciária, impostos, pensão alimentícia etc.

A norma estabelecida pelo INSS permitiu que o crédito consignado não ficasse restrito aos bancos que são autorizados a pagar os benefícios previdenciários. Assim, qualquer banco ou financeira, estabelecendo convênio com o INSS e realizando os ajustes do protocolo de troca de informações com a Empresa de Tecnologia e Informações da Previdência Social (Dataprev), pode operar com o crédito consignado para os aposentados e pensionistas.

A Dataprev realiza o desconto diretamente na folha de pagamento do aposentado e pensionista e repassa para o banco conveniado que realizou o empréstimo. Os bancos e financeiras que atuam nesse mercado, normalmente, diluem nas parcelas um seguro que quita o empréstimo na hipótese de falecimento do contratante.

Em 14 de abril de 2005, o INSS permitiu a bancos e financeiras conveniadas oferecerem um novo mecanismo de empréstimo aos seus aposentados e pensionistas por meio da Instrução Normativa 117, possibilitando uso de cartão de crédito. A utilização da modalidade de consignação por cartão de crédito é limitada a 10% do total do empréstimo, e, nesse caso, a instituição financeira deve encaminhar mensalmente ao cliente o extrato detalhado das operações realizadas.

Já em 27 de maio de 2005, o INSS suspendeu, a princípio por sessenta dias, novos convênios com bancos e financeiras, após alguns problemas identificados pela Ouvidoria do órgão, principalmente no que diz respeito a um comportamento muito agressivo por parte dos agentes concedentes de crédito. O resultado foi que, após 45 dias (em 11 de julho de 2005), uma nova Instrução Normativa (nº 121) foi divulgada, e nela se ressalta a necessidade de as contratações de empréstimos atenderem às normas editadas pelo Conselho Monetário Nacional, em especial ao disposto na Resolução 1.559, de 22 de dezembro de 1998, com redação dada pela Resolução 3.258, de 28 de janeiro de 2005, que estabelece a obrigatoriedade da existência de título adequado e representativo da dívida, quando se concede crédito. A mesma Instrução Normativa estabelece a obrigatoriedade de a instituição financeira informar previamente ao beneficiário quais são as taxas mensal e anual de juros e quais são os acréscimos remuneratórios, moratórios e tributários que eventualmente incidam sobre o valor financiado, como, por exemplo, a Taxa de Abertura de Crédito (TAC), necessitando também informar o total financiado e o valor, o número e a periodicidade das prestações, com o propósito de dar mais transparência aos beneficiários.⁴

Já a Instrução Normativa 1, de 29 de setembro de 2005, fixa a quantidade máxima de parcelas do empréstimo em 36 meses, que, na prática, era o limite em que a maioria das instituições financeiras trabalhava. Ainda, restringe a possibilidade de contratação de empréstimos consignados por telefone, estabelecendo que a autorização do titular do benefício para a consignação não poderia ser realizada por telefone, não sendo válida, como comprovação de autorização expressa, a gravação de voz.

VI.3 – Aspectos jurídicos

Houve uma profunda discussão nos tribunais a respeito do crédito consignado do ponto de vista jurídico. A questão básica é o preceito da impenhorabilidade dos salários e benefícios previdenciários estabelecido pelo artigo 649 do CPC, que garante como impenhoráveis: “os vencimentos dos magistrados, dos professores e dos funcionários públicos, o soldo e os salários, salvo para pagamento de prestação alimentícia” (alínea IV); e “as pensões, as pensões ou os montepios, percebidos dos cofres públicos ou de

⁴ Essa Instrução Normativa define ainda uma nova modalidade de empréstimo, a retenção, além da modalidade de consignação, que já era normatizada. Na modalidade de retenção, o valor do benefício é depositado integralmente na conta do beneficiário, sendo responsabilidade da instituição financeira fazer o desconto da parcela de pagamento do empréstimo. Na consignação, o INSS repassa o benefício com o valor da prestação já descontado. A modalidade de retenção só pode ser oferecida por bancos pagadores de benefícios. A opção por retenção ou consignação deve ser feita pelo beneficiário no momento em que ele contratar o empréstimo.

institutos de previdência, bem como os provenientes de liberalidade de terceiro, quando destinados ao sustento do devedor ou da sua família” (alínea VII).

Em 8 de junho de 2005, o Superior Tribunal de Justiça (STJ) decidiu, por unanimidade, pela legalidade da cláusula contratual utilizada por bancos, financeiras e cooperativas para autorizar o desconto na folha de salários dos trabalhadores de débito advindos de empréstimos bancários. O posicionamento do STJ garantiu orientação aos juízes no sentido da validade dos empréstimos em consignação, já que juízes de instâncias inferiores poderiam considerar o salário como verba alimentar (essencial à sobrevivência). A decisão foi tomada pelos ministros do STJ no pedido da Cooperativa de Economia e Crédito Mútuo dos Servidores Públicos Municipais de Porto Alegre (Cooperpoa). O Tribunal de Justiça (TJ) do Rio Grande do Sul havia considerado ilegal o desconto em folha de um empréstimo feito por um funcionário da prefeitura de Porto Alegre na cooperativa. O TJ gaúcho justificou a decisão com base no CPC, que proíbe expressamente penhora dos vencimentos. A Cooperpoa recorreu ao STJ, que restabeleceu o contrato de empréstimo nos termos inicialmente pactuados. Os ministros do STJ entenderam que a regra do CPC não deve ser aplicada a esse tipo de contrato, pois existe legislação específica que autoriza esse tipo de empréstimo.

VI.4 – Taxas de juros do mercado de crédito consignado

As taxas de juros do empréstimo consignado são bem inferiores às praticadas no mercado de crédito pessoal, em decorrência de as parcelas de pagamento do empréstimo consignado serem descontadas do salário ou da aposentadoria do cliente e repassadas diretamente à instituição financeira, diminuindo drasticamente o risco de inadimplência⁵. Outra característica dessa modalidade de empréstimo é que mesmo indivíduos com restrição de crédito – com nome inscrito em cadastros restritivos, como os da Serasa e do SPC – têm possibilidade de contrair empréstimos consignados em bases semelhantes às dos indivíduos com histórico de bons pagadores.

A tabela 2 apresenta os valores médios anuais das taxas de juros tanto do crédito pessoal como do crédito consignado. Esses dados são obtidos mensalmente pelo Departamento Econômico (Depec) do BCB por meio de uma pesquisa com as treze maiores instituições que operam com crédito pessoal e apontam a grande diferença existente entre as duas modalidades de empréstimo. Em setembro de 2005, a média da taxa de juros das operações de crédito consignadas em folha era de 36,5% a.a. (cerca de 2,6% a.m.), enquanto nas operações de crédito pessoal a taxa de juros alcançava 76,9% (aproximadamente 4,9% a.m.), expondo a diferença significativa existente entre as duas modalidades, quase o dobro. A tabela aponta também a queda das taxas do crédito consignado desde o início da coleta dos dados: de 41,4 a.a. (2,93% a.m.) em janeiro de 2004 e 36,5% a.a. em setembro de 2005, devido à crescente concorrência da modalidade. Deve-se notar que a taxa de crédito pessoal apontada nessa tabela refere-se ao crédito pessoal como um todo, englobando, assim, as taxas das operações consignadas.

⁵ Ver artigo neste relatório: Rodrigues, E. A. S., Chu, V. Y. T., Alencar, L. S. e Takeda, T., “O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais”.

Tabela 2 – Taxas de juros

| Período | Taxas de juros (% a.a.) | |
|----------|--------------------------------------|---|
| | Operações consignadas ^{1,2} | Crédito pessoal do mercado ³ |
| Jan/04 | 41,4 | 79,1 |
| Fev/04 | 40,3 | 76,6 |
| Mar/04 | 40,3 | 76,5 |
| Abr/04 | 38,3 | 75,3 |
| Mai/04 | 38,5 | 72,7 |
| Jun/04 | 38,2 | 71,9 |
| Jul/04 | 37,8 | 71,7 |
| Ago/04 | 38,0 | 73,8 |
| Set/04 | 38,5 | 73,9 |
| Out/04 | 39,1 | 73,8 |
| Nov/04 | 38,0 | 73,8 |
| Dez/04 | 39,2 | 70,8 |
| Jan/05 | 38,6 | 74,5 |
| Fev/05 | 38,2 | 75,3 |
| Mar/05 | 38,0 | 74,4 |
| Abr/05 | 37,8 | 75,0 |
| Mai/05 | 36,9 | 77,2 |
| Jun/05 | 36,8 | 76,2 |
| Jul/05 * | 36,8 | 76,6 |
| Ago/05 * | 36,5 | 77,1 |
| Set/05 * | 36,5 | 76,9 |

Fonte: Departamento Econômico (Depec) do BCB

1/ Pesquisa com treze das maiores instituições que operam com crédito pessoal.

2/ Inclui empréstimos para funcionários públicos ativos e inativos e aposentados pelo INSS.

3/ Inclui as operações consignadas em folha de pagamento.

* Dados preliminares.

Já a tabela 3 mostra os valores de taxas de juros praticadas, considerando o prazo, pelos bancos conveniados com o INSS, bem como as taxa de abertura de crédito, informações divulgadas no *site* da Previdência Social. A taxa média de um empréstimo de 36 meses corresponde a 3,16% a.m., enquanto um empréstimo de seis meses possui a taxa de 1,75% a.m., sem inclusão das tarifas.

Tabela 3 – Taxas de juros do crédito consignado para aposentados e pensionistas do INSS

| | taxas de juros % a.m. | | | | | | Taxa de Abertura de Crédito (TAC) |
|--|-----------------------|----------|----------|----------|----------|----------|---|
| | 6 meses | 12 meses | 18 meses | 24 meses | 30 meses | 36 meses | |
| Banco do Brasil | 1,50 | 2,00 | 2,40 | 2,40 | 2,70 | 2,70 | Taxa de 3,5% sobre o empréstimo, com limites mínimo de R\$ 10 e máximo de R\$ 80. |
| Banco BMG S.A. | 1,50 | 2,35 | 2,35 | 2,80 | 2,80 | 2,80 | Taxa de 3,5% sobre o valor do empréstimo, com limite máximo de R\$ 750. |
| Banco BMC | 1,50 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | Taxa com limites mínimo de R\$ 70 e máximo de R\$ 190. |
| Banco Cruzeiro do Sul S.A. | 1,50 | 2,70 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | 3,00 | Não informou |
| Banco Mercantil do Brasil S.A. | 1,50 | 2,50 | 2,80 | 2,80 | 2,80 | 2,80 | Taxa com limites mínimo de R\$ 50 e máximo de R\$ 300. |
| RS Crédito, Financ. e Investimento S/A | 1,50 | *** | 2,80 | 2,95 | 2,95 | 2,95 | Taxa de 5,0% sobre o valor de empréstimo. |
| Banco Industrial do Brasil S/A | 1,50 | | | | | 3,34 | De R\$ 100 a R\$ 1.500, tarifa de R\$ 45. De R\$ 1.501 a R\$ 2.500, tarifa de R\$ 120. Para empréstimos superiores a R\$ 2.501, taxa de R\$ 280. |
| Banco BGN | 1,50 | 2,50 | 2,90 | 2,90 | 2,90 | 2,90 | Taxa de 3,5% sobre o valor do empréstimo. Mínimo de R\$ 30 e máximo de R\$ 150. |
| Banco Pine S/A | 1,60 | 3,30 | 3,30 | 3,40 | 3,40 | 3,50 | Tarifa com limites mínimo de R\$ 90 e máximo de R\$ 200. |
| Banco GE Capital S/A | 1,70 | 2,99 | 2,99 | 2,99 | 2,99 | 2,99 | Tarifa de R\$ 120, somente para prazos de pagamento de 25, 31 e 36 meses. |
| HSBC Bank Brasil S/A | 1,70 | 1,90 | 2,30 | 2,30 | 2,60 | 2,60 | Tarifa de R\$ 50, independente do valor do empréstimo. |
| Sul Financeira S/A | 1,72** | 2,72 | 3,25 | 3,25 | 3,25 | 3,25 | Até R\$ 1.000, tarifa de R\$ 30. Entre R\$ 1.000 e R\$ 5.000, tarifa de R\$ 60. Acima de R\$ 5.000, tarifa de R\$ 90. |
| Caixa Econômica Federal | 1,75 | 2,00 | 2,50 | 2,50 | 2,80 | 2,80 | Tarifa de 3,5% sobre o empréstimo, com limite mínimo de R\$ 10 e máximo de R\$ 80. |
| Banco Cacique S/A | 1,00 | 2,50 | 2,90 | 3,30 | 3,40 | 3,50 | Até 6 meses, tarifa de 3,5%; de 12 a 30 meses, tarifa de R\$ 100; 36 meses, tarifa de R\$ 120. |
| Paraná Banco S/A | 1,75 | 2,60 | 2,80 | 3,20 | 3,20 | 3,20 | Tarifa com limites mínimo de R\$ 20 e máximo de R\$ 150. |
| Banco Paulista S/A | 1,75 | 2,90 | 3,20 | 3,42 | 3,42 | 3,42 | Até R\$ 200, tarifa de R\$ 20. De R\$ 200,01 a R\$ 400, tarifa de R\$ 40. De R\$ 400,01 a R\$ 2.000, tarifa de R\$ 70; maiores que R\$ 2.000,01, tarifa de R\$ 110. |
| Banco Bonsucesso S/A | 1,49 | 2,80 | 2,80 | 2,80 | 2,80 | 2,80 | Tarifa de 3,5% a 10% sobre o valor do empréstimo |
| Banco Panamericano S/A | 1,5* | 2,90 | 3,40 | 3,40 | 3,40 | 3,40 | Tarifa de 3,5% sobre o valor do empréstimo com limite máximo de R\$ 400. |
| Banco Santander Meridional S/A | 1,75 | 3,05 | 3,05 | 3,05 | 3,15 | 3,15 | Tarifa de 3,5% sobre o empréstimo, com mínimo de R\$ 50 e máximo de R\$ 200. |
| Banco Votorantim S/A | 1,75 | 3,36 | 3,36 | 3,36 | 3,36 | 3,36 | Não informou |
| União de Bancos Brasileiros S/A - Unibanco | 1,75 | 3,48 | 3,48 | 3,48 | 3,48 | 3,48 | Taxa de 3,5% sobre o valor de empréstimo, com limite mínimo de R\$ 30. |
| Banco Matone S/A | 1,75 | 3,75 | 3,75 | 3,75 | 3,75 | 3,75 | Não informou |
| Banco do Estado do RS - Banrisul | 1,75 | 2,00 | 2,50 | 2,50 | 3,20 | 3,20 | Não cobra TAC, nem outra tarifa qualquer para efetivação da operação. |
| Banco Indusval S/A | 1,75 | 2,90 | 2,90 | 2,90 | 2,90 | 2,90 | Tarifa de R\$ 80, independente do valor do empréstimo. |
| Banco BVA S/A | 1,98 | 2,95 | 3,30 | 3,30 | 3,35 | 3,35 | Taxa de 3,5% sobre o valor de empréstimo. |
| Banco Arbi S/A | 2,00 | 3,40 | 3,40 | 3,40 | 3,40 | 3,40 | Taxa de 3,5% sobre o empréstimo, com limites mínimo de R\$ 50 e máximo de R\$ 150. |
| Banco Schahin S/A | 2,50 | 2,70 | 3,00 | 3,00 | 3,10 | 3,10 | Não informou |
| Banco Máxima S/A | 3,90 | 3,90 | 3,90 | 3,90 | 3,90 | 3,90 | Tarifa de R\$ 40, independente do valor do empréstimo. |
| Intermedium C.F.I. S/A | 1,65 | 2,50 | 3,40 | 3,40 | 3,40 | 3,40 | Tarifa de 3,5% sobre o valor do empréstimo com limite mínimo de R\$ 160 |
| Banco Daycoval | 1,81 | 3,27 | 3,28 | 3,08 | 3,08 | 2,94 | Tarifa de 3,5% a 10% sobre o valor do empréstimo |

Fonte: Site http://www.previdenciasocial.gov.br/emprestimo_conv.asp acessado em 10/10/2005

* Tarifa 0% de 1 a 3 meses; tarifa de 1,50% de 4 a 6 meses; **Taxa correspondente a período de 1 a 5 meses; *** 2,00% a.m. para 9 meses e 2,50% a.m. para 15 meses.

VI.5 – Volume do mercado de crédito consignado

A pesquisa em relação à taxa de juros, proveniente de uma amostra de treze bancos, conduzida pelo Depec do BCB, é também realizada em relação aos volumes envolvidos nesse mercado. A tabela 4 aponta o total de saldos e de concessões nos mercados de empréstimos consignados: trabalhadores públicos, parcela que engloba os servidores públicos e os aposentados e pensionistas do INSS; e os trabalhadores da iniciativa privada. Conforme a tabela, o total do saldo de consignação, de R\$21 bilhões, corresponde a, aproximadamente, 35% a 45% do mercado de crédito pessoal. Verifica-se que o montante referente aos trabalhadores privados ainda é bem pequeno em relação ao total. Nota-se também que as novas concessões de crédito consignado têm-se mantido quase constante no último semestre.

Tabela 4 – Volume das operações de crédito consignado em folha de pagamento (amostra de treze instituições financeiras)

| Período | Saldo da consignação em folha de pagamento ¹ | | | Crédito pessoal da amostra ^{3/} | Crédito pessoal do mercado ^{3/} | % do crédito consignado no crédito pessoal (amostra) | % do crédito consignado no crédito pessoal (mercado) | Concessões - consignação em folha de pagamento |
|----------|---|----------|--------|--|--|--|--|--|
| | Trabalhadores | | Total | | | | | |
| | Públicos ^{2/} | Privados | | | | | | |
| Jan/04 | 6 028 | 462 | 6 490 | 24 760 | 30 844 | 26,2 | 21,0 | 697 |
| Fev/04 | 6 295 | 533 | 6 828 | 25 783 | 32 002 | 26,5 | 21,3 | 752 |
| Mar/04 | 6 703 | 689 | 7 392 | 26 792 | 33 191 | 27,6 | 22,3 | 981 |
| Abr/04 | 7 015 | 832 | 7 847 | 27 730 | 34 481 | 28,3 | 22,8 | 948 |
| Mai/04 | 7 135 | 965 | 8 101 | 28 748 | 35 740 | 28,2 | 22,7 | 961 |
| Jun/04 | 7 528 | 1 135 | 8 664 | 29 457 | 36 715 | 29,4 | 23,6 | 898 |
| Jul/04 | 8 072 | 1 316 | 9 388 | 30 202 | 37 677 | 31,1 | 24,9 | 942 |
| Ago/04 | 8 406 | 1 463 | 9 869 | 30 985 | 38 712 | 31,8 | 25,5 | 1 008 |
| Set/04 | 8 913 | 1 591 | 10 504 | 31 925 | 39 888 | 32,9 | 26,3 | 1 178 |
| Out/04 | 9 581 | 1 704 | 11 286 | 33 178 | 41 353 | 34,0 | 27,3 | 1 410 |
| Nov/04 | 10 078 | 1 805 | 11 882 | 33 881 | 42 439 | 35,1 | 28,0 | 1 252 |
| Dez/04 | 10 742 | 1 869 | 12 611 | 34 721 | 43 423 | 36,3 | 29,0 | 1 340 |
| Jan/05 | 11 183 | 1 835 | 13 017 | 35 522 | 44 781 | 36,6 | 29,1 | 1 754 |
| Fev/05 | 12 115 | 1 923 | 14 038 | 36 921 | 47 218 | 38,0 | 29,7 | 1 779 |
| Mar/05 | 13 489 | 2 056 | 15 545 | 39 126 | 49 965 | 39,7 | 31,1 | 2 218 |
| Abr/05 | 14 444 | 2 181 | 16 625 | 41 470 | 52 333 | 40,1 | 31,8 | 2 116 |
| Mai/05 | 15 566 | 2 332 | 17 897 | 43 009 | 54 345 | 41,6 | 32,9 | 2 152 |
| Jun/05 | 16 347 | 2 486 | 18 833 | 44 527 | 55 426 | 42,3 | 34,0 | 2 189 |
| Jul/05 * | 17 112 | 2 600 | 19 712 | 45 938 | 57 270 | 42,9 | 34,4 | 1 933 |
| Ago/05 * | 18 051 | 2 741 | 20 793 | 47 080 | 59 015 | 44,2 | 35,2 | 2 148 |
| Set/05 * | 18 393 | 2 871 | 21 264 | 47 928 | 60 628 | 44,4 | 35,1 | 1 964 |

Fonte: Departamento Econômico (Depec) do BCB

1/ Pesquisa com treze das maiores instituições que operam com crédito pessoal.

2/ Inclui empréstimos para funcionários públicos ativos e inativos e para aposentados pelo INSS.

3/ Inclui as operações consignadas em folha de pagamento.

Dentro desse mercado, as operações consignadas aos aposentados e pensionistas têm sido objeto de grande mobilização por parte do sistema financeiro. Assim, as tabelas seguintes (5 a 8) mostram a evolução dos créditos consignados aos aposentados e pensionistas do INSS. Na tabela 5, os dados se encontram divididos por regiões e renda e se referem ao total de volume e contratos concedidos.

A tabela 5 aponta que cerca de 25% dos aposentados já possuem empréstimos consignados, sendo que, na região Norte, a porcentagem supera os 30%. Aproximadamente 50% dos empréstimos são concedidos aos aposentados que ganham até um salário mínimo, e 75% aos que ganham até dois salários mínimos. Já a tabela 6 aponta que mais de 70% dos contratos possuem prazo superior a trinta meses de prazo, evidenciando o comprometimento da renda, por um longo período, de uma parcela substancial dos aposentados e pensionistas.

A tabela 7 também reflete os dados acima apontados – o longo prazo desses contratos, já que se consideram todos os contratos já realizados. Calculando-se tanto em valores quanto em número, mais de 96% deles estão ativos. A tabela também aponta que apenas 1% dos contratos foram liquidados, e cerca de 2,8% foram cancelados pelo banco (não se dispõe de elementos para apurar a razão desses cancelamentos).

Tabela 5 – Empréstimo consignado para aposentados e pensionistas do INSS, até 4 de outubro de 2005

| | | Norte | Nordeste | Centro-Oeste | Sudeste | Sul | TOTAL |
|---|-----------|----------------|------------------|----------------|------------------|------------------|------------------|
| Número de Aposentados e Pensionistas - out/2005 | | 779.143 | 5.079.646 | 831.488 | 8.723.784 | 3.457.657 | 18.871.718 |
| Número Total de Empréstimos Ativos | | 239.882 | 1.203.963 | 206.231 | 2.359.560 | 769.064 | 4.778.700 |
| Valor Total dos Empréstimos Ativos | | 438.649.754,49 | 2.038.412.975,93 | 405.858.721,80 | 5.155.198.087,83 | 1.499.903.638,80 | 9.538.023.178,85 |
| Valor Médio dos empréstimos | | 1.828,61 | 1.693,09 | 1.967,98 | 2.184,81 | 1.950,30 | 1.995,95 |
| Até 1 Sal. Min | QUANT. | 177.309 | 897.908 | 114.144 | 842.781 | 351.851 | 2.383.993 |
| | % Total * | 73,92 | 74,58 | 55,35 | 35,72 | 45,75 | 49,89 |
| | VALOR | 254.279.357,14 | 1.197.714.012,62 | 147.307.825,04 | 1.008.379.670,71 | 432.313.954,60 | 3.039.994.820,11 |
| | % Total** | 57,97 | 58,76 | 36,30 | 19,56 | 28,82 | 31,87 |
| >1 até 2 Sal. Min. | QUANT. | 24.164 | 101.127 | 32.021 | 413.470 | 142.554 | 713.336 |
| | % Total | 10,07 | 8,40 | 15,53 | 17,52 | 18,54 | 14,93 |
| | VALOR | 46792109,65 | 167435634,9 | 54188149,25 | 665372101,9 | 228691167,7 | 1162479163 |
| | % Total | 10,67 | 8,21 | 13,35 | 12,91 | 15,25 | 12,19 |
| >2 até 3 Sal. Min | QUANT. | 11.230 | 63.342 | 19.122 | 324.784 | 98.337 | 516.815 |
| | % Total | 4,68 | 5,26 | 9,27 | 13,76 | 12,79 | 10,81 |
| | VALOR | 29.129.436,44 | 150.416.295,01 | 46.220.003,87 | 738.531.582,68 | 224.598.206,38 | 1.188.895.524,38 |
| | % Total | 6,64 | 7,38 | 11,39 | 14,33 | 14,97 | 12,46 |
| >3 até 4 Sal. Min. | QUANT. | 8.722 | 49.313 | 13.910 | 271.450 | 69.114 | 412.509 |
| | % Total | 3,64 | 4,10 | 6,74 | 11,50 | 8,99 | 8,63 |
| | VALOR | 29.111.190,94 | 149.231.206,86 | 43.362.629,61 | 791.003.735,09 | 203.409.857,87 | 1.216.118.620,37 |
| | % Total | 6,64 | 7,32 | 10,68 | 15,34 | 13,56 | 12,75 |
| >4 até 5 Sal. Min | QUANT. | 8.164 | 42.969 | 12.318 | 254.120 | 55.394 | 372.965 |
| | % Total | 3,40 | 3,57 | 5,97 | 10,77 | 7,20 | 7,80 |
| | VALOR | 31.713.614,20 | 155.250.721,70 | 46.638.274,32 | 891.331.846,13 | 195.571.564,21 | 1.320.506.020,56 |
| | % Total | 7,229826046 | 7,616254583 | 11,49125837 | 17,28996308 | 13,03894191 | 13,84465099 |
| >5 Sal. Mínimos | QUANT. | 10.293 | 49.304 | 14.716 | 252.955 | 51.814 | 379.082 |
| | % Total | 4,29 | 4,10 | 7,14 | 10,72 | 6,74 | 7,93 |
| | VALOR | 47.624.046,12 | 218.365.104,85 | 68.141.839,71 | 1.060.579.151,33 | 215.318.888,01 | 1.610.029.030,02 |
| | % Total | 10,86 | 10,71 | 16,79 | 20,57 | 14,36 | 16,88 |

Fonte: Dataprev

* Quantidade de contratos dividido pelo número total de empréstimos.

** Valor dos contratos dividido pelo valor total dos empréstimos.

Tabela 6 – Quantidade de parcelas

| Empréstimos por quantidade de Parcelas | | |
|--|---------------------|---------------|
| Prazo (meses) | Número de contratos | Percentual |
| Até 6 | 77.270 | 1,55 |
| 7 a 12 | 328.570 | 6,61 |
| 13 a 18 | 259.159 | 5,21 |
| 19 a 24 | 701.463 | 14,10 |
| 25 a 30 | 85.019 | 1,71 |
| 31 a 36 | 3.150.686 | 63,34 |
| 37 a 42 | 9.804 | 0,20 |
| 43 a 48 | 219.985 | 4,42 |
| Acima de 48 | 142.460 | 2,86 |
| Total | 4.974.416 | 100,00 |

Fonte: Dataprev

Base: 4/10/05

Tabela 7 – Total de empréstimos

| Número de Aposentados e Pensionistas | | 18.871.718 |
|--------------------------------------|---------|------------------|
| Empréstimos totais | Quant. | 4.974.416 |
| | Valores | 9.878.277.854,99 |
| Empréstimos ativos | Quant. | 4.778.700 |
| | Valores | 9.538.023.178,85 |
| Empréstimos liquidados | Quant. | 56.453 |
| | Valores | 55.057.425,54 |
| Empréstimos cancelados pelos bancos | Quant. | 139.263 |
| | Valores | 285.197.250,60 |

Fonte: Dataprev

Posição 4/10/2005

A tabela 8, a seguir, fornece uma perspectiva histórica do crédito consignado para aposentados e pensionistas do INSS. O grande crescimento das contratações está refletido nas primeiras colunas e aponta a queda do valor médio dos contratos, cerca de R\$3 mil no quadrimestre final de 2004, para cerca de R\$2 mil nos últimos meses. A média diária de novos contratos sugere, juntamente com os indicadores já mencionados, uma desaceleração dessa modalidade, após atingirem o pico, em junho de 2005.

Tabela 8 – Média dos empréstimos

| MÉDIA DOS EMPRÉSTIMOS | | | | | | |
|-----------------------|--------------------------------|------------------|-------------|--------------------|------------|--------------|
| Data | Nº de contratos de empréstimos | Valores | Valor médio | Variação da quant. | Dias úteis | Média diária |
| 03/09/04 | 209.858 | 612.086.957,53 | 2.916,67 | | | |
| 27/10/04 | 460.591 | 1.384.318.149,18 | 3.005,53 | 250.733 | 36 | 6.965 |
| 25/11/04 | 642.799 | 1.878.234.961,56 | 2.921,96 | 182.208 | 19 | 9.590 |
| 17/12/04 | 778.494 | 2.205.435.558,13 | 2.832,95 | 135.695 | 16 | 8.481 |
| 13/01/05 | 1.019.100 | 2.766.744.200,09 | 2.714,89 | 240.606 | 18 | 13.367 |
| 17/02/05 | 1.369.555 | 3.569.697.719,66 | 2.606,47 | 350.455 | 22 | 15.930 |
| 11/03/05 | 1.687.562 | 4.254.466.813,48 | 2.521,07 | 318.007 | 16 | 19.875 |
| 30/03/05 | 1.989.371 | 4.871.795.755,07 | 2.448,91 | 301.809 | 12 | 25.151 |
| 04/04/05 | 2.065.997 | 5.027.830.502,50 | 2.433,61 | 76.626 | 3 | 25.542 |
| 09/05/05 | 2.624.905 | 6.068.688.579,42 | 2.311,97 | 558.908 | 24 | 23.288 |
| 02/06/05 | 3.083.696 | 6.798.980.231,36 | 2.204,82 | 458.791 | 17 | 26.988 |
| 11/07/05 | 3.710.279 | 7.761.678.575,64 | 2.091,94 | 626.583 | 27 | 23.207 |
| 02/09/05 | 4.539.037 | 9.145.277.656,10 | 2.014,81 | 828.758 | 39 | 21.250 |
| 04/10/05 | 4.778.700 | 9.538.023.178,85 | 1.995,95 | 239.663 | 21 | 11.413 |

Fonte: Dataprev

Posição em 4/10/2005

VI.6 – Pesquisas de campo sobre a utilização do recurso

Várias pesquisas de campo foram conduzidas, visando mapear as motivações dos usuários desse produto. Todas elas indicaram satisfação dos clientes que se utilizaram desse mecanismo de empréstimo e apontaram que a finalidade dos recursos advindos de empréstimos consignados estaria sendo direcionada para o pagamento de dívidas mais caras, e não para o consumo.

O Instituto Brasileiro de Opinião Pública e Estatística (Ibope) realizou pesquisa telefônica, encomendada pelo Banco Cruzeiro do Sul, em maio de 2005, com uma amostra de quinhentos clientes (aposentados e pensionistas) do banco que contraíram empréstimo pelo sistema de crédito consignado. O resultado da pesquisa apontou que a finalidade do empréstimo, para 60% dos clientes, era quitar dívidas, 27% dos clientes aplicavam os recursos na reforma da casa, 9% utilizaram o empréstimo para tratamento de saúde, e apenas 3% identificaram a finalidade final do empréstimo para consumo (compra de carro, eletrodoméstico, viagem). Entre as vantagens apontadas pelos entrevistados, está em primeiro lugar a taxa de juros reduzida (34%) e em seguida facilidade da obtenção e ausência de burocracia (27%).

O Ibope realizou uma pesquisa patrocinada pela Associação Brasileira de Bancos (ABBC)⁶ com seiscentos aposentados e pensionistas, clientes de oito instituições financeiras que operam o crédito consignado (BMG, Cacique, Cruzeiro do Sul, BGN, Bonsucesso, Schain, Pine e BMC), revelando que 60% dos entrevistados utilizaram o recurso do crédito para pagamento de dívidas. Destes, 30% saldaram dívidas com

⁶ Conforme matéria intitulada “Aposentado usa crédito para quitar dívidas”, publicada em *Valor Econômico*, 20/7/2005, p. C8.

lojas (grande parte financiadas por financeiras), 38% com bancos (sendo 23% do cartão de crédito e 9% de cheque especial) e 39% com outras dívidas, como condomínio, agiotas e impostos.

Pesquisa encomendada ao Vox Populi pela mesma ABBC, realizada em seis estados, identificou que 69% dos entrevistados afirmaram que os recursos do empréstimo se destinavam a saldar dívidas anteriores mais caras. Cerca de 20% aplicavam os recursos na reforma de sua casa, mais que 7% utilizaram os recursos para tratamento de doenças, e 3% para o consumo. O levantamento, divulgado em meados de julho, apontou ainda que 51% dos entrevistados nunca haviam feito empréstimo antes.

Uma pesquisa realizada em agosto de 2005 pelo Ibope, a pedido do BMG, com 365 clientes do banco, usuários do empréstimo consignado, em seis capitais brasileiras, mostrou que 46% dos clientes tomam esse tipo de crédito para pagar dívidas. Entre os tipos de compromissos, 41% são dívidas com lojas, e 29% são dívidas bancárias. Essa pesquisa apontou, mais uma vez, a tendência de uso do consignado para pagamento de dívidas derivadas de créditos que têm taxas mais caras. Dos pesquisados, 38% disseram ter optado por crédito consignado em razão das taxas oferecidas, no entanto, a maioria não soube quantificar o diferencial de taxas. Outros 24% mencionam a rapidez na aprovação do crédito como principal diferencial.

VI.7 – Fatores da impulsão do crédito consignado em folha de pagamento

Conforme já mencionado, a concessão de empréstimo consignado em folha de pagamento era possível desde 1990 para os servidores públicos, desde setembro de 2003 para os trabalhadores da iniciativa privada e desde abril de 2004 para aposentados e pensionistas do INSS. Mas, somente a partir do final de 2004, os saldos do crédito consignado iniciaram uma expressiva trajetória de expansão. Esta seção analisará os possíveis fatores que podem ter contribuído para essa dinâmica.

VI.7.1 – Redução do recolhimento compulsório sobre os recursos a prazo

Para levantar os fatores que impulsionam o crescimento do crédito consignado a partir do final de 2004, não se pode deixar de mencionar a intervenção do BCB no Banco Santos. Tal evento representou um choque negativo para o mercado de crédito, afetando, principalmente, a captação de depósitos de bancos de médio e pequeno porte. Em 19 de novembro de 2004, o BCB alterou as regras para o recolhimento compulsório sobre os recursos a prazo. O recolhimento passou a ser exigido para a parcela que excedesse a R\$300 milhões de reais. Esse afrouxamento na regra do recolhimento aumentou a liquidez dos bancos, liberando para o sistema financeiro em torno de R\$6,1 bilhões do recolhimento sobre os depósitos a prazo⁷. A tabela 9 mostra a quantidade de bancos com perdas de depósitos superiores a 5%, 10% ou 15%.

⁷ Conforme dados do BCB, o total recolhido em títulos sobre os depósitos a prazo em outubro e novembro de 2004 era de R\$27,5 bilhões e de R\$21,4 bilhões, respectivamente.

Tabela 9 – Quantidade de bancos com perda* de depósitos superiores a 5%, 10% ou 15%

| Mês base | Universo de bancos | Nº de bancos com variação negativa nos depósitos | | |
|----------|--------------------|--|-----------|-----------|
| | | < -5% | < -10% | < -15% |
| Fev/04 | 154 | 24 | 10 | 8 |
| Mar/04 | 154 | 28 | 14 | 11 |
| Abr/04 | 153 | 29 | 20 | 13 |
| Mai/04 | 154 | 16 | 9 | 8 |
| Jun/04 | 155 | 35 | 23 | 13 |
| Jul/04 | 155 | 25 | 19 | 14 |
| Ago/04 | 155 | 26 | 16 | 14 |
| Set/04 | 154 | 26 | 20 | 12 |
| Out/04 | 151 | 18 | 15 | 10 |
| Nov/04 | 152 | 48 | 35 | 28 |
| Dez/04 | 153 | 42 | 28 | 18 |
| Jan/05 | 153 | 32 | 18 | 14 |
| Fev/05 | 153 | 28 | 18 | 16 |
| Mar/05 | 153 | 29 | 16 | 13 |

* Perda em relação ao volume de depósitos do mês anterior
Depósitos é o saldo da conta "Depósitos" do Cosif

Takeda, Rocha e Nakane (2005)⁸ apresentam evidências de que um aumento na taxa geral de recolhimentos compulsórios do sistema bancário pode afetar negativamente o crédito livre no Brasil, principalmente dos bancos de grande porte, devido à estrutura de progressividade nas regras dos recolhimentos compulsórios. E Takeda (2003)⁹ mostra que há evidências de que um aumento na taxa de recolhimentos compulsórios remunerados (incluindo os recolhimentos sobre recursos a prazo) pode afetar negativamente o crédito livre, principalmente, daqueles concedidos pelos bancos de pequeno porte. Apesar da disponibilidade de maior volume de recursos decorrentes de menor recolhimento compulsório não implicar que tais recursos sejam necessariamente destinados ao mercado de crédito consignado, pode-se supor que pelo menos parte do acréscimo observado nessa modalidade, a partir de dezembro de 2004, tenha sido possível com os recursos originários de menos exigibilidades do compulsório.

Para aprofundar a análise, foram selecionados dez bancos de pequeno porte. Esses dez bancos¹⁰ foram os primeiros a celebrarem acordos que objetivaram a cessão de crédito consignado do INSS¹¹ para outras instituições financeiras. Na tabela 11, compara-se esse grupo com o grupo dos cinquenta maiores bancos. Verifica-se que o grupo dos dez bancos teve perdas significativas nos depósitos nos balanços de dezembro de 2004, com persistência da perda verificada nos balanços de março de 2005 e junho de 2005. Apesar dessa situação adversa nos depósitos, esses dez bancos obtiveram recuperação em suas operações de crédito, conforme se verifica nos balanços de março de 2005 e junho de 2005, tendo os valores superado aqueles apresentados nos balanços dos quatro trimestres anteriores. Adiante serão apontados os possíveis fatores para a rápida recuperação da carteira de crédito desses dez bancos.

⁸ Takeda, T., Rocha, F. e Nakane, M. I., "The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil", *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 59, Nº 1, Jan/Mar 2005.

⁹ Takeda, T., "Efeitos da Política Monetária sobre a Oferta de Crédito", *Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 4 anos do Projeto Juros e Spread Bancário*, Banco Central do Brasil.

¹⁰ A partir deste ponto, esse grupo de dez bancos será denominado de **grupo dos dez bancos** ou, simplesmente, **dez bancos**.

¹¹ O detalhamento dos acordos para cessão de crédito consignado do INSS desses dez bancos é apresentado, à frente, em uma tabela.

Tabela 10 – Comparativo dos índices entre o grupo dos cinquenta maiores bancos e o grupo dos dez bancos selecionados

| Balço do trimestre | Depósitos / ativo (%) | | Captações mercado aberto / ativo (%) | | Emissões / ativo (%) | | Operações de crédito / Ativo (%) | | Provisão p/ operações de crédito / ativo (%) | | Ativos líquidos / ativo (%) | |
|--------------------|-----------------------|-------------|--------------------------------------|------|----------------------|------------|----------------------------------|-------------|--|------|-----------------------------|------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Jun/03 | 42,2 | 48,8 | 14,2 | 16,6 | 4,2 | 5,8 | 29,0 | 51,8 | -2,3 | -2,1 | 41,5 | 35,5 |
| Set/03 | 41,4 | 49,5 | 16,1 | 17,6 | 4,2 | 5,6 | 28,3 | 52,2 | -2,2 | -2,2 | 44,6 | 35,6 |
| Dez/03 | 41,3 | 45,8 | 17,6 | 23,9 | 3,7 | 5,1 | 28,7 | 47,8 | -2,2 | -1,8 | 45,2 | 40,9 |
| Mar/04 | 40,7 | 46,7 | 16,1 | 24,8 | 3,6 | 4,5 | 28,4 | 46,5 | -2,1 | -2,0 | 43,3 | 43,0 |
| Jun/04 | 41,2 | 47,0 | 15,8 | 26,4 | 3,6 | 4,1 | 28,8 | 45,6 | -2,1 | -2,1 | 42,2 | 43,8 |
| Set/04 | 42,3 | 46,0 | 15,9 | 27,7 | 3,3 | 4,7 | 29,8 | 44,9 | -2,0 | -2,0 | 41,4 | 45,3 |
| Dez/04 | 44,2 | 35,6 | 15,7 | 34,7 | 3,0 | 5,4 | 31,0 | 42,6 | -2,1 | -2,2 | 41,3 | 46,9 |
| Mar/05 | 43,6 | 35,7 | 14,9 | 26,4 | 2,9 | 7,1 | 30,6 | 47,6 | -2,0 | -2,7 | 40,4 | 40,2 |
| Jun/05 | 43,9 | 36,9 | 14,7 | 21,1 | 2,9 | 8,9 | 31,8 | 46,6 | -2,1 | -3,2 | 40,8 | 40,8 |

'(1) 50 maiores bancos e (2) 10 bancos pequenos cedentes de crédito dos acordos da tabela 13

Proporções ponderados pelo ativo de cada banco dentro de cada grupo

Fonte: 50 Maiores Bancos e o Consolidado do Sistema Financeiro Nacional (www.bcb.gov.br)

Uma fonte de recursos que os bancos podem explorar são as emissões de títulos de dívida. Na tabela 10, verifica-se que o grupo dos dez bancos apresenta maior índice de emissões externas nos balanços de março e junho de 2005, quando comparados com os índices do grupo dos cinquenta maiores bancos¹². A captação de recursos externos desses dez bancos, em parte, pode ter funcionado como substituição aos depósitos perdidos.

VI.7.2 – Entrada de novos bancos no mercado de crédito consignado do INSS

Cabe ressaltar que os primeiros bancos foram autorizados a operar no mercado de crédito de consignação em folha de pagamento para aposentados e pensionistas do INSS somente a partir de setembro de 2004, excetuando-se a Caixa Econômica Federal, que pôde iniciar esse tipo de operação em abril. A tabela 11 mostra que houve grande interesse por parte dos pequenos bancos em operar nesse mercado, e que os grandes bancos tardaram bastante na assinatura desse convênio, indicando, possivelmente, desinteresse em atuar diretamente na concessão do crédito consignado do INSS. Uma possível explicação poderia ser que não se justificariam¹³ os custos operacionais daqueles bancos, considerando o valor médio de cada empréstimo, próximo de R\$2 mil.

Os bancos conveniados ao INSS estão listados na tabela 11, de acordo com pesquisa realizada até 14 de novembro de 2005.

¹² À frente, é mostrada uma melhora da classificação de risco da carteira dos bancos que iniciaram operações consignadas do INSS, fato que pode ter ajudado a colocação de títulos desses bancos no mercado externo.

¹³ Relativo à questão das margens, as tabelas dos aposentados e pensionistas do INSS e as tabelas para os trabalhadores da CLT apresentam diferenças nos limites de taxas de juros estipuladas para o crédito consignado. Outra explicação é a não possibilidade de extração de renda informacional nesses contratos, situação que tornaria as margens não tão atrativas. De fato, alguns grandes bancos não se apressaram em assinar o convênio com INSS, conforme mostra a tabela 11.

Tabela 11 – Relação dos bancos conveniados com o INSS para o empréstimo consignado

| Instituição Financeira | Data | | Instituição Financeira | Data | |
|------------------------------|---------------------|-------------------|----------------------------|---------------------|-------------------|
| | Assinatura Convênio | Publicação no DOU | | Assinatura Convênio | Publicação no DOU |
| Caixa Econômica Federal | 15/04/2004 | 19/04/2004 | Banco Santander Meridional | 07/04/2005 | 11/04/2005 |
| Banco BMG | 26/08/2004 | 02/09/2004 | HSBC Bank Brasil | 07/04/2005 | 08/04/2005 |
| Banco Bonsucesso | 20/10/2004 | 21/10/2004 | Banco Daycoval | 28/04/2005 | 29/04/2005 |
| Banco Cacique | 20/10/2004 | 21/10/2004 | Banco Industrial do Brasil | 05/05/2005 | 09/05/2005 |
| Banco Cruzeiro do Sul | 20/10/2004 | 21/10/2004 | Banco Sofisa | 12/05/2005 | 13/05/2005 |
| Banco Pine | 11/11/2004 | 12/11/2004 | Banrisul | 12/05/2005 | 13/05/2005 |
| Paraná Banco | 16/11/2004 | 23/11/2004 | Bradesco | 12/05/2005 | 13/05/2005 |
| RS Crédito Financ. e Invest. | 18/11/2004 | 19/11/2004 | Banco GE Capital | 24/05/2005 | 25/05/2005 |
| Banco BMC | 18/11/2004 | 10/12/2004 | Banco Indusval | 24/05/2005 | 25/05/2005 |
| Banco BGN | 22/11/2004 | 23/11/2004 | Banco Arbi | 24/05/2005 | 25/05/2005 |
| Banco Panamericano | 22/11/2004 | 23/11/2004 | Banco Máxima | 24/05/2005 | 25/05/2005 |
| Banco Schain | 30/11/2004 | 01/12/2004 | Bancred | 24/05/2005 | 25/05/2005 |
| Banco Paulista | 22/12/2004 | 23/12/2004 | Banco IBI | 26/07/2005 | 28/07/2005 |
| Financ. Alfa | 22/12/2004 | 23/12/2004 | Portocred | 26/07/2005 | 28/07/2005 |
| Banco Mercantil do Brasil | 13/01/2005 | 14/01/2005 | Intermedium | 26/07/2005 | 28/07/2005 |
| Banco Matone | 01/03/2005 | 02/03/2005 | Banco Credibel | 26/07/2005 | 28/07/2005 |
| Unibanco | 10/03/2005 | 11/03/2005 | Banco Fibra | 26/07/2005 | 28/07/2005 |
| Banco Votorantim | 30/03/2005 | 31/03/2005 | Crefisa | 26/07/2005 | 28/07/2005 |
| Banco do Brasil | 31/03/2005 | 01/04/2005 | Parati | 26/07/2005 | 28/07/2005 |
| Banco BVA | 06/04/2005 | 07/04/2005 | Banco Citibank | 29/07/2005 | 03/08/2005 |

Fonte: Diário Oficial da União até 14/11/2005

VI.7.3 – Acordos para cessão de crédito consignado do INSS

A tabela 10, apresentada anteriormente, mostra que muitos bancos continuaram a sofrer perdas nos depósitos em dezembro de 2004. A falta de recursos decorrente da perda de depósitos pode criar uma forte restrição para que o banco continue ofertando crédito. Porém, alguns bancos que enfrentaram essa situação adversa quanto aos depósitos bancários buscaram fechar acordos e parcerias, objetivando expandir as operações no mercado de crédito consignado. Essas parcerias se intensificaram a partir de dezembro de 2004 (*vide* tabela 12) e se baseiam na concessão de crédito consignado aos aposentados e pensionistas do INSS. Nesses acordos, o banco que realiza as operações de crédito transfere (vende) a carteira de crédito para o banco parceiro. Essa operação de transferência de créditos é denominada de cessão de crédito.

A cessão de crédito é um instrumento financeiro que permite antecipar o resultado de uma carteira de crédito. Em uma operação de cessão, um banco interessado em “comprar” os créditos negocia uma taxa de desconto, para calcular o valor presente da carteira com um banco interessado em “vender” esses créditos. Esse desconto depende da qualidade (risco) da carteira e da existência ou não de coobrigação do banco cedente nos créditos transferidos. O desconto embute a transferência de uma parte do lucro da carteira de crédito para o banco cessionário em troca da antecipação do resultado para o banco cedente. Assim, um banco com necessidade de recursos pode julgar conveniente recorrer à cessão de créditos, se as taxas de juros, no mercado de captação, dos seus depósitos a prazo ou interbancários tornaram-se superiores àquela taxa de desconto¹⁴. Nota-se que os participantes desses acordos são, em geral, de um lado, um banco de grande porte interessado em “comprar” o crédito e, do outro, um banco de pequeno porte que cede.

¹⁴ Um teste para apurar as diferenças entre essas taxas será realizado após a disponibilidade dos dados. Foram realizados testes que evidenciam que a taxa de cessões de crédito consignado teve efeito diferenciado na demanda por depósitos dos bancos nesse período.

Tabela 12 – Acordos entre bancos para cessão de crédito consignado do INSS

| Data do acordo* | Bancos participantes do acordo | Prazo do acordo em anos | Cessão mensal milhões R\$ | Total do acordo milhões R\$ |
|-----------------|--------------------------------|-------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| 17/dez/04 | Bonsucesso e Bradesco | 3 | 100 | 4.000 |
| 13/dez/04 | BMC e Bradesco | 3 | 50 | 2.000 |
| 14/dez/04 | Cruz do Sul e Bradesco | 3 | 100 | 4.000 |
| | Cruz do Sul e Cetelem | | | |
| | Cruz do Sul e GE capital | | | |
| 21/dez/04 | Paraná e Bradesco | 3 | 15 | 500 |
| 30/dez/04 | Schahin e HSBC | 5 | 50 | 3.000 |
| dez/04 | BMG e Itaú | | 100 | 1.500 |
| 13/dez/04 | BMG e Cetelem | 5 | 100 | 6.000 |
| dez/04 | BMG e CEF | Dez/04 | 300 | 300 |
| jan/05 | BMG e CEF | Jan/05 | 500 | 500 |
| 18/jan/05 | BMG e CEF | 2 | 100 | 2.400 |
| 13/jan/05 | PanAmer e Bradesco | 3 | 200 | 7.200 |
| 1º tri 2005 | Pine e Bradesco | 1,5 | 30 | |
| 14/mar/05 | Matone e HSBC | 5 | 25 | 1.500 |
| 17/mar/05 | Cacique e ABN Real | 3 | 50 | 1.800 |

Fonte: Valor Econômico

A antecipação dos resultados por meio da cessão da carteira de crédito permite elevado retorno ao banco cedente, mesmo considerando a taxa de desconto para a transferência dos créditos¹⁵. Porém, a manutenção desse retorno somente é possível se o banco mantiver pelo menos o mesmo volume de operações, mantidas as taxas de aplicação e captação. A efetivação de vários acordos de cessão de créditos consignados do INSS a partir de dezembro de 2004 e a entrada de novos bancos autorizados a operar nesse mercado aumentou a oferta desse tipo de crédito e acirrou a concorrência, forçando para baixo as taxas de juros para os tomadores desse mercado¹⁶. Por sua vez, a redução das margens entre a taxa de captação e de aplicação implicou a necessidade de aumento nos volumes de concessão para a manutenção dos retornos desses bancos¹⁷.

VI.7.4 – Melhora da qualidade da carteira de crédito com o empréstimo consignado do INSS

Há uma interessante característica do empréstimo consignado em folha de pagamento, que pode estar relacionada com o empregador do tomador do crédito. Nesse mercado, a qualidade do crédito é classificada como “A”, mesma classificação dada quando o empregador do trabalhador que toma o crédito é, por exemplo, o governo federal. Isso significa uma oportunidade para os bancos melhorarem a qualidade do crédito da carteira para pessoas físicas e, como consequência, menos exigência de capital próprio para

¹⁵ Artigo publicado no *Valor Econômico* de 5/9/2005 mostra que os bancos que operaram, predominantemente, no crédito consignado, foram os que obtiveram os maiores retornos no 1º semestre de 2005.

¹⁶ Na tabela 3, mostrada no início deste trabalho, verifica-se que as taxas de juros do crédito consignado apresentam-se relativamente constantes até dezembro de 2004, quando passam a apresentar uma trajetória de queda.

¹⁷ Quando se calcula o índice [Cessão de Crédito com Coobrigação/Operações de Crédito], ponderados pelo volume de crédito, para o grupo dos dez bancos encontram-se 28%, 43% e 72% para os balanços de dez/2004, mar/2005 e jun/2005, respectivamente.

as provisões. Dessa forma, o aumento da proporção em carteira do crédito consignado em folha dos aposentados e pensionistas do INSS pôde aliviar a situação dos bancos que estavam operando próximo ao limite de alavancagem regulamentar. Também créditos de melhor qualidade e exigência de menos capital próprio nas provisões são facilitadores para acordos para cessões de crédito com coobrigação.

Portanto, essa condição mais favorável em termos de risco da operação, além da padronização para liquidação mensal das parcelas dos créditos consignados dos aposentados e pensionistas do INSS, tornaram essa modalidade um modelo para estruturação das várias parcerias de cessões de crédito entre bancos desde o final de 2004. A seguir são apresentadas tabelas que ilustram os aspectos que relacionam o aumento da proporção do empréstimo consignado do INSS e a melhora da qualidade da carteira de crédito. A tabela 13 mostra a melhora da classificação de risco das operações consignadas cedidas, tanto recebidas como transferidas, a partir de dezembro de 2004, resultado da efetivação operacional dos vários acordos de cessão de créditos consignados do INSS¹⁸.

Tabela 13 – Saldo dos créditos com classificação “AA” e “A” e respectivas proporções nas operações consignadas próprias e cedidas*

| Mês base | Natureza das operações consignadas classificadas como AA e A | | | | | | | |
|----------|--|------|-----------|------|----------|------|-------------------|------|
| | Transferidas | | Recebidas | | Próprias | | Próprias + Receb. | |
| | Saldo | (%) | Saldo | (%) | Saldo | (%) | Saldo | (%) |
| Jan/04 | 105 | 86,4 | 85 | 69,2 | 6.093 | 63,9 | 6.178 | 64,0 |
| Fev/04 | 124 | 89,4 | 100 | 75,3 | 5.894 | 59,3 | 5.995 | 59,5 |
| Mar/04 | 119 | 88,3 | 91 | 73,6 | 6.141 | 58,7 | 6.233 | 58,9 |
| Abr/04 | 119 | 81,3 | 92 | 74,2 | 6.418 | 58,5 | 6.510 | 58,7 |
| Mai/04 | 114 | 80,5 | 47 | 47,6 | 6.841 | 59,9 | 6.888 | 59,8 |
| Jun/04 | 133 | 95,4 | 67 | 60,8 | 7.131 | 59,5 | 7.199 | 59,5 |
| Jul/04 | 130 | 93,6 | 90 | 80,7 | 7.551 | 59,5 | 7.642 | 59,7 |
| Ago/04 | 144 | 86,5 | 86 | 84,3 | 7.943 | 59,1 | 8.029 | 59,3 |
| Set/04 | 279 | 93,2 | 127 | 89,1 | 8.261 | 59,0 | 8.387 | 59,3 |
| Out/04 | 396 | 93,4 | 124 | 85,7 | 8.874 | 60,7 | 8.997 | 61,0 |
| Nov/04 | 519 | 94,5 | 130 | 86,9 | 8.962 | 59,2 | 9.092 | 59,5 |
| Dez/04 | 757 | 94,9 | 523 | 97,6 | 9.952 | 64,6 | 10.476 | 65,7 |
| Jan/05 | 1.312 | 96,7 | 652 | 97,2 | 10.793 | 65,5 | 11.445 | 66,7 |
| Fev/05 | 1.475 | 97,0 | 849 | 97,4 | 11.642 | 66,6 | 12.491 | 68,0 |
| Mar/05 | 1.759 | 97,4 | 1.763 | 98,8 | 11.811 | 66,8 | 13.574 | 69,7 |
| Abr/05 | 2.792 | 98,1 | 2.093 | 98,8 | 12.396 | 60,8 | 14.489 | 64,3 |
| Mai/05 | 3.070 | 98,4 | 3.375 | 99,4 | 12.837 | 59,8 | 16.212 | 65,2 |
| Jun/05 | 3.533 | 98,6 | 3.739 | 99,5 | 12.725 | 58,4 | 16.464 | 64,4 |

Fonte: SCR

* Proporções calculadas, considerando os créditos AA e A sobre o total da carteira dentro de cada natureza. Saldos dos créditos AA e A em milhões de reais, excluídas as operações classificadas como prejuízo.

¹⁸ Além da cessão para outra instituição financeira, o banco poderia repassar parte dos seus créditos para um fundo de direitos creditórios. Isso também é facilitado em razão de melhor qualidade da carteira de crédito.

Como resultado da melhora da classificação da carteira de crédito, a tabela 14 mostra a melhora no índice de Basileia nos balanços de dezembro de 2004 e março e junho de 2005, do grupo dos dez bancos que iniciaram os acordos para cessão de crédito consignado do INSS.

Tabela 14 – Índice de Basileia dos dez bancos cedentes de crédito consignado do INSS

| Banco | jun/04 | set/04 | dez/04 | mar/05 | jun/05 |
|----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| BMG | 0,149 | 0,146 | 0,148 | 0,156 | 0,151 |
| CRUZEIRO DO SUL | 0,150 | 0,139 | 0,190 | 0,197 | 0,177 |
| SS | 0,119 | 0,110 | 0,115 | 0,132 | 0,134 |
| BMC | 0,136 | 0,125 | 0,168 | 0,202 | 0,193 |
| PINE | 0,161 | 0,161 | 0,182 | 0,205 | 0,237 |
| SCHAHIN | 0,115 | 0,114 | 0,150 | 0,130 | 0,146 |
| CACIQUE | 0,225 | 0,240 | 0,558 | | 0,277 |
| PARANA | 0,217 | 0,203 | 0,242 | 0,234 | 0,249 |
| BONSUCESSO | 0,153 | 0,134 | 0,181 | 0,295 | 0,248 |
| MATONE | 0,209 | 0,169 | 0,219 | 0,226 | 0,218 |
| Média simples | 0,181 | 0,154 | 0,215 | 0,197 | 0,203 |

Fonte: 50 Maiores Bancos e o Consolidado do Sistema Financeiro Nacional (www.bcb.gov.br)

VI.8 – Considerações finais

Esse texto analisou o mercado de empréstimos consignados em folha de pagamento, focando, basicamente, o crédito consignado do INSS. Foram enumerados os possíveis fatores explicativos para o expressivo crescimento dos saldos a partir de dezembro de 2004: a) redução dos recolhimentos obrigatórios sobre os recursos a prazo; b) melhor classificação de risco do crédito, implicando menos exigência de capital próprio do banco; c) acordos para cessão de crédito consignado do INSS; d) menos exigência de capital próprio para provisões de cessão de créditos com coobrigação; e) entrada de bancos autorizados a operar nesse mercado de consignação do INSS; e f) levantamento de recursos no mercado externo.

Os dados apresentados indicam que o mercado de empréstimos consignados do INSS teve uma expansão bastante significativa durante o período em análise, levando-se em consideração que cerca de um quarto dos aposentados e pensionistas já contraíram esse tipo de empréstimo, e que mais de 70% das operações foram realizadas com prazos superiores a trinta meses. Cabe ressaltar ainda a possibilidade de ampliação do número de contratos de empréstimo consignado para os segmentos de profissionais da ativa e a possibilidade do aumento da taxa de inadimplência em outras modalidades de crédito¹⁹ em virtude da quase incapacidade de *default* voluntário nessa modalidade. Entretanto, o mercado de empréstimo consignado parece ainda apresentar um potencial de desenvolvimento, tanto que continua despertando o interesse dos bancos e analistas em razão dos mercados de crédito consignado em folha de pagamento para servidores públicos e para profissionais da iniciativa privada – fato que pode ser observado em razão do interesse dos grandes bancos privados, demonstrado na aquisição do direito de possuir as contas-salários dos servidores públicos estaduais e municipais²⁰.

¹⁹ Veja o artigo publicado no *Valor Econômico* de 9/11/2005.

²⁰ Veja o artigo “Corrida pelos funcionários públicos”, publicado no *Valor Econômico* de 29/9/2005.

Apêndice

A tabela 15 mostra a evolução dos saldos do crédito consignado e dos saldos das cessões de créditos, considerando apenas os dados dos bancos. Nessa tabela é possível verificar que o aumento nas concessões está expresso no crescimento do saldo do crédito consignado e do saldo da cessão de crédito. Essa tabela também mostra, nas colunas mais à direita, a existência de algumas operações de cessão de crédito antes do *boom* do crédito consignado do INSS.

Tabela 15 – Crédito consignado e cessões

| Mês base | Crédito Consignado* | | | | | | Cessões no Cosif | | | | (3) / (1) (%) | (3) / (1+2) (%) | (3) / (4) (%) | (3) / (1+2) (%) | |
|----------|---------------------|----------|---------------|---------|----------|--------------|------------------|-----------------|--------------------|---------|---------------|-----------------|---------------|-----------------|----------|
| | Próprias | | Recebidas (2) | (1)+(2) | evol (%) | Transferidas | | Com coobrig (4) | Sem ** coobrig (5) | (4)+(5) | | | | | evol (%) |
| | (1) | evol (%) | | | | (3) | evol (%) | | | | | | | | |
| Jan/04 | 8,32 | | 0,08 | 8,40 | | 0,12 | | 1,65 | 0,06 | 1,71 | | 1,5 | 1,4 | 7,4 | 7,1 |
| Fev/04 | 8,69 | 4,4 | 0,10 | 8,79 | 4,6 | 0,14 | 13,6 | 1,70 | 1,84 | 3,54 | 107,0 | 1,6 | 1,6 | 8,2 | 3,9 |
| Mar/04 | 9,19 | 5,7 | 0,09 | 9,28 | 5,5 | 0,13 | -2,7 | 1,62 | 1,88 | 3,50 | -1,2 | 1,5 | 1,5 | 8,3 | 3,9 |
| Abr/04 | 9,63 | 4,8 | 0,09 | 9,72 | 4,8 | 0,15 | 8,9 | 1,63 | 1,86 | 3,48 | -0,4 | 1,5 | 1,5 | 9,0 | 4,2 |
| Mai/04 | 10,01 | 3,9 | 0,07 | 10,08 | 3,6 | 0,14 | -3,3 | 1,44 | 1,67 | 3,11 | -10,6 | 1,4 | 1,4 | 9,8 | 4,6 |
| Jun/04 | 10,52 | 5,2 | 0,08 | 10,60 | 5,2 | 0,14 | -1,6 | 1,54 | 1,82 | 3,36 | 8,1 | 1,3 | 1,3 | 9,1 | 4,1 |
| Jul/04 | 11,15 | 5,9 | 0,07 | 11,22 | 5,8 | 0,14 | -0,6 | 1,79 | 1,84 | 3,63 | 7,9 | 1,2 | 1,2 | 7,7 | 3,8 |
| Ago/04 | 11,64 | 4,4 | 0,07 | 11,70 | 4,3 | 0,17 | 19,6 | 1,74 | 1,84 | 3,58 | -1,5 | 1,4 | 1,4 | 9,6 | 4,6 |
| Set/04 | 12,14 | 4,4 | 0,06 | 12,20 | 4,3 | 0,30 | 80,1 | 2,18 | 2,12 | 4,30 | 20,1 | 2,5 | 2,4 | 13,7 | 7,0 |
| Out/04 | 12,65 | 4,2 | 0,06 | 12,71 | 4,2 | 0,42 | 40,6 | 2,57 | 1,66 | 4,23 | -1,5 | 3,3 | 3,3 | 16,3 | 9,9 |
| Nov/04 | 13,13 | 3,8 | 0,06 | 13,19 | 3,7 | 0,55 | 29,9 | 2,71 | 1,67 | 4,38 | 3,4 | 4,2 | 4,1 | 20,1 | 12,5 |
| Dez/04 | 13,42 | 2,2 | 0,45 | 13,87 | 5,2 | 0,80 | 46,0 | 3,11 | 2,49 | 5,59 | 27,7 | 5,9 | 5,7 | 25,7 | 14,3 |
| Jan/05 | 14,49 | 8,0 | 0,59 | 15,07 | 8,7 | 1,36 | 70,1 | 3,71 | 2,50 | 6,21 | 11,0 | 9,4 | 9,0 | 36,6 | 21,9 |
| Fev/05 | 15,42 | 6,5 | 0,79 | 16,22 | 7,6 | 1,52 | 12,1 | 3,89 | 2,49 | 6,39 | 2,9 | 9,9 | 9,4 | 39,1 | 23,8 |
| Mar/05 | 15,56 | 0,9 | 1,70 | 17,26 | 6,4 | 1,81 | 18,7 | 4,23 | 2,59 | 6,82 | 6,8 | 11,6 | 10,5 | 42,7 | 26,5 |
| Abr/05 | 18,24 | 17,3 | 2,04 | 20,28 | 17,5 | 2,85 | 57,6 | 5,40 | 2,68 | 8,08 | 18,4 | 15,6 | 14,0 | 52,7 | 35,2 |
| Mai/05 | 19,13 | 4,8 | 2,41 | 21,53 | 6,2 | 3,12 | 9,7 | 5,71 | 2,55 | 8,26 | 2,3 | 16,3 | 14,5 | 54,7 | 37,8 |

* No SCR, apenas bancos

'(1), (2), (3), (4) e (5) em bilhões de reais

** Cessões sem coobrigação com ligadas

Tabela 16 – Sistema de Microfinanças, dados do crédito consignado

| Mês Base | Aplicações (R\$) | Quantidade contratos | Valor médio (R\$) | Empresas envolvidas | Taxa juros média | Prazo médio (meses) |
|----------|-------------------|----------------------|-------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| Jan/04 | 4.071.878.510,95 | 396.699 | 2.251,49 | 10.027 | 34,55 | 25,13 |
| Fev/04 | 4.304.524.306,67 | 350.221 | 2.998,62 | 11.071 | 32,04 | 26,20 |
| Mar/04 | 4.732.336.856,76 | 416.419 | 3.036,91 | 12.112 | 32,76 | 26,19 |
| Abr/04 | 5.032.193.944,49 | 428.303 | 2.950,65 | 13.269 | 30,69 | 26,33 |
| Mai/04 | 5.443.450.430,68 | 445.524 | 2.971,38 | 14.229 | 29,43 | 26,33 |
| Jun/04 | 5.952.334.953,34 | 483.247 | 2.912,31 | 15.172 | 27,96 | 26,19 |
| Jul/04 | 6.472.323.855,73 | 522.846 | 2.953,32 | 15.869 | 25,92 | 27,02 |
| Ago/04 | 6.914.991.116,71 | 527.223 | 3.140,88 | 16.725 | 27,14 | 29,18 |
| Set/04 | 7.521.863.799,94 | 684.602 | 2.727,14 | 17.274 | 31,35 | 29,07 |
| Out/04 | 7.851.978.953,04 | 748.289 | 2.864,75 | 17.629 | 31,61 | 25,04 |
| Nov/04 | 7.542.267.622,69 | 578.402 | 2.806,85 | 20.372 | 28,93 | 29,52 |
| Dez/04 | 8.288.599.742,37 | 883.172 | 2.903,23 | 20.707 | 29,98 | 29,79 |
| Jan/05 | 8.943.657.968,33 | 657.001 | 2.873,40 | 21.138 | 30,66 | 31,58 |
| Fev/05 | 9.538.341.023,54 | 717.292 | 2.729,49 | 21.916 | 31,96 | 30,75 |
| Mar/05 | 10.614.721.733,90 | 908.616 | 2.685,59 | 23.298 | 32,08 | 30,58 |
| Abr/05 | 11.934.244.048,32 | 1.125.816 | 2.663,58 | 24.501 | 26,85 | 30,34 |
| Mai/05 | 12.723.010.775,49 | 1.194.903 | 2.620,54 | 26.053 | 27,42 | 30,77 |
| Jun/05 | 13.414.605.496,53 | 1.347.089 | 2.565,70 | 27.555 | 25,36 | 30,69 |
| Jul/05 | 12.976.586.255,10 | 1.165.556 | 2.563,58 | 25.888 | 24,67 | 30,87 |
| Ago/05 | 13.772.516.764,10 | 1.281.305 | 2.620,47 | 27.017 | 24,42 | 31,75 |

VII – O Efeito da Consignação em Folha nas Taxas de Juros dos Empréstimos Pessoais*

*Eduardo A. S. Rodrigues***

*Victorio Chu***

*Leonardo S. Alencar***

*Tony Takeda***

VII.1 – Introdução

O Crédito Consignado em Folha de Pagamento – também denominado Crédito com Consignação em Folha de Pagamento ou Empréstimo Consignado – é uma modalidade de empréstimo em que o devedor sofre um desconto no salário para pagar sua dívida com o banco. Apesar de a dívida ser do empregado, o empregador retém parte do salário correspondente à prestação devida e transfere o valor para o banco. O limite máximo de retenção corresponde a 30% do salário¹. O Empréstimo Pessoal ou Crédito Pessoal, por outro lado, permite ao devedor tanto amortizar sua dívida ao receber o salário, como direcionar seus recursos para outras finalidades – sujeito a penalidades (judiciais ou extrajudiciais) que possa vir a receber pela quebra do contrato. O mecanismo de retenção da renda e o de sua transferência ao banco pelo empregador² aumentam a garantia de recebimento na modalidade Crédito Consignado em comparação com o Empréstimo Pessoal. Em virtude do menor risco de *default* na operação consignada, é razoável esperar menor custo para o tomador de recursos nessa modalidade.

De fato, a introdução do Crédito com Consignação em Folha de Pagamento reduziu significativamente as taxas de juros de empréstimos oferecidos às pessoas físicas. Muito se escreveu sobre o assunto, mas há uma pergunta ainda não respondida: qual a diferença entre as taxas de juros do Empréstimo Pessoal e do Empréstimo Consignado, quando temos o mesmo devedor em um empréstimo com as mesmas condições de prazo e valor? Em outras palavras, qual é a diferença entre as taxas de juros dessas duas modalidades devida exclusivamente aos diferentes riscos de inadimplência associados a cada uma delas? Neste artigo procuramos responder a essas perguntas e atribuímos a diferença estimada às distintas regras às quais cada modalidade está submetida.

É importante destacar que a opção por estimar essa disparidade de custo, utilizando o mesmo tomador em situações desiguais, não é inócua. A diferença média das taxas de juros entre as modalidades de crédito agregadas pode, em princípio, esconder alguns fatores relevantes. Por exemplo, o conjunto de clientes pode mudar muito conforme a modalidade e conforme o banco. Além disso, as condições do contrato, tais como valor, prazo e garantias, também podem afetar o risco de uma operação. Ao agregarmos todas as operações de crédito e compararmos as médias das taxas de juros, ponderadas ou não pelos valores dos créditos, não podemos inferir com segurança se a diferença entre as taxas é devida apenas à modalidade, ou se é devida também a fatores como os enumerados acima.

*Agradecemos os comentários e as sugestões de Afonso Sant’Anna Bevilaqua, Márcio I. Nakane, Eduardo Lundberg, Ana Carla Abrão Costa, Marcelo Kfoury Muinhos, Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Ericson S. Costa, Katherine Hennings e participantes do Seminário sobre Riscos, Estabilidade Financeira e Economia Bancária do Banco Central do Brasil. A visão aqui expressa e os eventuais erros cometidos são de inteira responsabilidade dos autores.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep/SP.

¹ Para uma discussão da evolução recente do mercado de Crédito Consignado, ver artigo neste relatório: Takeda, T. e Bader, F. L. C., “Consignação em Folha de Pagamento – Fatores da Impulsão do Crédito”.

² Esse mecanismo de transferência da responsabilidade do pagamento do devedor para um terceiro ocorre em outras áreas. Na legislação tributária, por exemplo, a empresa retém o imposto de renda de seus funcionários, tornando-se responsável no recolhimento desse imposto. Se a empresa não repassa o imposto retido, ocorre apropriação indevida, situação que é caracterizada como crime.

Verificamos, na amostra examinada, que um tomador de empréstimos pode contratar uma operação com uma taxa de juros quase 13 pontos percentuais menor, em termos anualizados, quando opta pelo Crédito Consignado, comparativamente ao Crédito Pessoal. Como a diferença das taxas médias de juros anuais das modalidades está próxima dos 25 pontos percentuais, metade dessa diferença poderia ser explicada, por exemplo, pelos diferentes termos dos empréstimos – prazos, valores etc. – e/ou pelas diferentes características dos devedores. Já a outra metade deve resultar exclusivamente das distintas regras de cada produto, que alteram os riscos das operações. Neste último caso, a diferença da taxa de juros a favor do Crédito Consignado poderia ser explicada pela redução ou quase eliminação do risco moral³ nessa modalidade.

Este trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresentamos algumas considerações sobre o Crédito Pessoal, sobre o Crédito Consignado e sobre endividamentos sucessivos, que podem influenciar os resultados estimados. Na terceira seção, expomos a metodologia empregada na estimação. Na quarta, apresentamos os dados utilizados. Na quinta, os resultados. E, por fim, na última, tecemos as considerações finais.

VII.2 – Crédito Pessoal versus Crédito Consignado em Folha de Pagamento

Imagine a existência de bancos e de clientes assalariados interessados em empréstimos. Ao maximizar o lucro, o banco leva em conta que os recursos vieram de seus depositantes e acionistas. Portanto, procura garantir a recuperação dos recursos, acrescidos dos juros, para que possa eventualmente ressarcir depositantes e acionistas, bem como custear suas despesas administrativas.

No caso do Crédito Pessoal, quando o banco empresta com ou sem garantia atrelada ao crédito, o cliente pode ser um ótimo tomador, que paga sempre em dia e tem excelente controle das suas despesas. Esse controle pode ser muito forte, de forma que, mesmo sofrendo alguma despesa imprevista, ele reduza algum outro gasto para continuar a pagar o seu empréstimo.

No entanto, mesmo clientes com um bom controle orçamentário podem, eventualmente, incorrer em despesas imprevistas de tal magnitude, que os tornem inadimplentes, uma vez que podem priorizar essas despesas imprevistas em detrimento do pagamento do empréstimo. Por outro lado, existem devedores pouco disciplinados, que terminam inadimplentes não tanto por situações inesperadas, mas em decorrência de descontrole nos gastos.

Já no caso do Crédito Consignado, tanto situações em que o cliente sofra alguma despesa imprevista, quanto em que não tenha disciplina no controle dos gastos, não ocasionarão a inadimplência. Isso ocorre em virtude de o pagamento da dívida ser descontado direto do salário. Além disso, caso o devedor venha a perder o emprego, uma fração da indenização pela rescisão do contrato de trabalho é utilizada automaticamente para pagar parte do crédito devido. Esse fato, além de reduzir a chance de inadimplência, diminui o valor a ser recuperado, caso a parcela da rescisão não quite o débito.

Diante do exposto, podemos afirmar que: (1) a probabilidade de variação imprevista das despesas do assalariado nas duas modalidades de crédito é igual; (2) no caso do Crédito Pessoal, existe a possibilidade de os gastos imprevistos consumirem os recursos inicialmente destinados ao pagamento da dívida, o que não

³ A definição de risco moral (*moral hazard*) não é uniforme na literatura. Mas-Colell *et al.* (1995) apresentam uma visão que engloba dois conceitos principais: a alteração do comportamento dos agentes e ações com elevados custos de monitoramento ou prevenção (*hidden actions*). Os autores do presente artigo estão desenvolvendo um modelo teórico, com risco moral, para complementar as explicações aqui apresentadas.

ocorre com o Crédito Consignado. Logo, a modalidade Crédito Pessoal é menos segura do ponto de vista do banco do que o Crédito Consignado. Conseqüentemente, as operações de Crédito Pessoal irão contemplar um prêmio extra nas respectivas taxas de juros por conta do seu maior risco.

Existe um aspecto da literatura econômica que se sobrepõe de forma relevante ao nosso trabalho. Trata-se da possibilidade de endividamento subsequente ao empréstimo (*sequential banking*)⁴, o que pode resultar em efeitos adversos tanto no apreamento quanto nos aspectos relacionados ao risco moral (é custoso para o credor controlar, prevenir ou impedir a utilização dos recursos para pagar a dívida em outras finalidades). De modo geral, modelos de *sequential banking* afirmam que o nível do endividamento afeta a probabilidade de inadimplência. Além disso, esses modelos estudam questões econômicas ligadas ao fato de o banco não conseguir evitar que o tomador assuma novos compromissos em outros bancos ou credores, após tomar um primeiro empréstimo bancário. Considerando a possibilidade de novo endividamento após o empréstimo, a taxa de juros contratada no primeiro empréstimo pode ser afetada pelos eventuais empréstimos subsequentes. Se o primeiro banco puder antecipar esse endividamento posterior, alternativamente poderá incluir cláusulas que obriguem o tomador a oferecer garantias adicionais nos casos de aumentos relevantes no endividamento do tomador. Por sua vez, a taxa de juros do primeiro empréstimo pode afetar as taxas de juros dos empréstimos subsequentes, uma vez que a primeira dívida pode aumentar o risco de inadimplemento das dívidas seguintes.

Na investigação empírica que consta deste trabalho, recorreremos ao conceito de *sequential banking*. Nesse sentido, quatro situações distintas serão consideradas, a saber:

- C1P1: situação em que o tomador contrata operação de Crédito Consignado (provavelmente até o limite) e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Empréstimo Pessoal na mesma data, ambas as operações com o mesmo banco;

- C1P2: situação em que o tomador contrata operação de Crédito Consignado (provavelmente até o limite) e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Empréstimo Pessoal em data *posterior*, ambas as operações com o mesmo banco;

- P1C2: situação em que o tomador primeiro contrata operação de Empréstimo Pessoal e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Crédito Consignado em outra data, ambas as operações com o mesmo banco. Considerando que a operação de Crédito Consignado contempla taxas inferiores, uma justificativa para esse comportamento seria o desconhecimento desse tipo de arranjo ao efetuar contratação da operação de Empréstimo Pessoal;

- C1P2b: situação em que o tomador primeiro contrata operação de Crédito Consignado (provavelmente até o limite) e, se necessitar de mais recursos, contrata operação de Empréstimo Pessoal em outro banco. Nesse caso, possivelmente o devedor teria atingido o limite de crédito/empréstimo no primeiro banco, ou o banco não operaria com a modalidade de Crédito Pessoal.

Dessas situações, a análise mais interessante está associada a P1C2: primeiro se toma o Empréstimo Pessoal, depois solicita-se o Crédito Consignado no mesmo banco. Um resultado esperado e intuitivo seria que a ordem das operações realizadas não alterasse a diferença entre as taxas. A nossa conjectura, considerando que o Crédito Consignado apresenta menor risco para o credor, devido ao mecanismo de desconto em folha, é que haveria aumento da taxa de juros do Crédito Consignado para compensar o maior risco do Empréstimo Pessoal concedido anteriormente. Essa conjectura pode ser racionalizada da forma que se segue. A pequena probabilidade, citada no início desta seção, de ocorrer endividamento posterior

⁴ Veja, por exemplo, Bizer e DeMarzo (1992).

tornou-se certeza nesse caso. Como o risco do Crédito Consignado para assalariados não depende de gastos imprevistos, conforme exposto anteriormente, não há variação de risco no Crédito Consignado. Conseqüentemente, o ajuste para compensar o aumento do risco da dívida existente (Empréstimo Pessoal) é realizado na concessão do Crédito Consignado com taxas de juros superiores ao risco desta última modalidade.

VII.3 – Metodologia

A fim de estimar o valor da esperança condicional para a diferença entre as taxas de juros, denotaremos por Y_1 a taxa de juros da operação de Crédito Consignado e por $C=1$ o indicador referente ao Crédito Consignado; por Y_0 a taxa de juros da operação de Crédito Pessoal; e por $C=0$ o indicador do Crédito Pessoal. Gostaríamos de verificar, portanto, o valor de $D=Y_1 - Y_0$ para cada cliente, isto é, a diferença entre a taxa de juros que uma mesma pessoa obteria, tomando empréstimo em Crédito Pessoal ou em Crédito Consignado em Folha de Pagamento. A diferença média das taxas, por sua vez, seria dada por $E(D)$. Por hipótese, os clientes têm acesso a ambas as modalidades de crédito.

Se supusermos que as taxas cobradas pelos bancos dependem de fatores observáveis, X , e de fatores não observáveis ao econometrista, U , o cálculo simples da média $E(Y_1|C=1) - E(Y_0|C=0)$ não deverá estimar $E(Y_1 - Y_0)$ consistentemente, pois os grupos $C=1$ e $C=0$ podem ser bastante diferentes em razão de diferentes X s e U s, conforme discutido na introdução. Em outras palavras, dado X (implícito na nossa argumentação), $E(Y_0|C=0)$ poderia não ser uma boa *proxy* para a média $E(Y_0)$, pois a primeira – $E(Y_0|C=0)$ – capta a taxa de juros média dos clientes que efetivamente optaram pelo Empréstimo Pessoal, enquanto a segunda – $E(Y_0)$ – capta a média *populacional* das taxas de juros de Crédito Pessoal, caso todos os clientes optem por essa modalidade (o que incluiria os clientes que, na nossa amostra, optaram por $C=1$). Caso a opção por $C=0$ fosse aleatória (ou independente das taxas de juros), então poderíamos esperar $E(Y_0|C=0) = E(Y_0)$. Caso contrário, como parece ser a nossa condição, podemos esperar $E(Y_0|C=0) \neq E(Y_0)$, o que nos traz um problema de viés de seleção⁵.

A fim de evitar viés na estimação de $E(Y_1 - Y_0)$, devido às diferenças não observáveis entre os clientes, optamos por comparar o devedor em uma situação ($C=1$) com ele mesmo na outra situação ($C=0$). Uma vez que o Sistema de Informações de Crédito (SCR) possui menos informações sobre os clientes do que os bancos possuem no momento de apreçar o crédito, a vantagem dessa opção seria evitar a comparação de pessoas potencialmente muito diferentes entre si⁶.

Por outro lado, essa estratégia não nos permitirá estimar exatamente o valor de $E(Y_1 - Y_0)$. Se indicarmos por $W=1$ os clientes que fizeram, num determinado período, ao menos uma operação de Crédito Pessoal e ao menos uma de Empréstimo Consignado, então estimaremos o valor de $E(Y_1 - Y_0|W=1)$. Dentre as desvantagens dessa abordagem, estão as diferenças potenciais entre os clientes aqui escolhidos ($W=1$) e

⁵ O mesmo argumento vale para $E(Y_1|C=1)$ e $E(Y_1)$.

⁶ Para corrigir o problema de viés na estimação, as técnicas de *matching* sugerem estimar a média condicionada em X : $E(Y_1|C=1, X=x) - E(Y_0|C=0, X=x)$. Sob a hipótese de que os devedores não optem por uma modalidade C com base em fatores não observáveis ao econometrista (hipótese de exogeneidade), as técnicas de *matching* são suficientes para recuperar o efeito médio do tratamento. Mas, no nosso caso, essa hipótese parece muito forte, pois as taxas de juros respondem a algumas características dos clientes que não aparecem nos dados do SCR, e os devedores podem, em princípio, optar por uma modalidade pelas vantagens relativas devidas a essas características. Um trabalhador autônomo, por exemplo, sequer teria acesso ao Crédito Consignado, e essa característica do devedor não está informada no SCR.

Os modelos de seleção e de variáveis instrumentais (IV convencional ou variável instrumental local – LIV) evitam esse problema, mas exigem ao menos uma variável que afete a decisão do indivíduo entre $C=1$ ou $C=0$, mas não faça parte das variáveis que ajudem a determinar as taxas de juros cobradas (restrição de exclusão). Os dados do SCR, no entanto, não trazem nenhuma variável que claramente satisfaça essa exigência.

os demais clientes com créditos em aberto no Sistema Financeiro Nacional (SFN). Além disso, há o fato de que utilizaremos menor número de observações na estimação do que utilizaríamos caso todo o banco de dados fosse usado.

VII.3.1 – Estratégia de identificação

Podemos imaginar que a taxa de juros de uma operação de crédito ($Y_{i,t}$) responda à modalidade do empréstimo, $C_{i,t}$, e às características desse empréstimo, $X_{i,t}$ (que inclui os termos do contrato, o banco com o qual foi contratado e as características do devedor). Formalmente, podemos escrever:

$$Y_{i,t} = f(X_{i,t}, C_{i,t}),$$

onde o subscrito refere-se ao cliente i e à operação t . Dessa forma, $Y_{1,i,t} = f(X_{i,t}, C_{i,t}=1)$ para as operações consignadas; e $Y_{0,i,t} = f(X_{i,t}, C_{i,t}=0)$ para os empréstimos pessoais.

Se o vetor de características do empréstimo, $X_{i,t}$, puder ser decomposto em uma série de fatores observáveis que variam com a operação de crédito, $Z_{i,t}$ (como o prazo e o valor da operação, por exemplo) e uma série de fatores que não dependam da operação específica, U_i (como a renda, a riqueza ou a ocupação do cliente), podemos reescrever a equação acima como:

$$Y_{i,t} = f(Z_{i,t}, U_i, C_{i,t}).$$

Uma vez que a equação acima ainda é muito geral, precisamos restringi-la um pouco mais, se desejamos extrair mais informações sobre o comportamento das taxas de juros das diferentes modalidades. Por conseguinte, admitimos, como de praxe em trabalhos econométricos, uma separação aditiva entre os termos da função f . Mais especificamente, admitimos a separação aditiva entre os fatores que variam com o tipo de contrato ($Z_{i,t}$), os fatores que não variam (U_i) e a modalidade $C_{i,t}$. Sob essa hipótese, podemos especificar a determinação das taxas de juros da seguinte forma:

$$Y_{i,t} = g(Z_{i,t}) + h(U_i) + \alpha_i C_{i,t},$$

onde o $g(\cdot)$ é uma função de $Z_{i,t}$; $h(\cdot)$, uma função qualquer de U_i ; $C_{i,t}$ é o tipo de modalidade escolhida pelo devedor i na operação t ; e α_i o efeito que $C_{i,t}=1$ tem na taxa de juros para o cliente i , quando comparado a $C_{i,t}=0$, tudo o mais constante.

Sob essa especificação, condicionando em $Z_{i,t} = z_{i,t}$, em $U_i = u_i$ (que omitimos abaixo para tornar a notação mais limpa) e em $W=1$, temos que a diferença média das taxa de juros entre as operações de Crédito Consignado e Pessoal é dada por:

$$\begin{aligned} E(Y_{1,i,t} - Y_{0,i,t} | W=1) &= E\{[g(z_{i,t}) + h(u_i) + \alpha_i] | W=1\} - E\{[g(z_{i,t'}) + h(u_i)] | W=1\} \\ &= E\{\alpha_i + g(z_{i,t}) - g(z_{i,t'}) | W=1\} \\ &= E(\alpha_i | W=1) + g(z_{i,t}) - g(z_{i,t'}). \end{aligned}$$

O objetivo deste trabalho é estimar $\alpha = E(\alpha_i | W=1)$, isto é, a diferença média das taxas de juros devida apenas às diferentes regras de cada modalidade. É evidente que a simples diferença entre $Y_{1,i,t}$ e $Y_{0,i,t}$ (dado $W=1$) trará, na verdade, uma estimativa enviesada para α – a não ser que as operações tivessem os mesmos $Z_{i,t} = z_{i,t}$. Para corrigir esse problema e estimarmos α sem viés, basta ajustarmos para $g(\cdot)$, isto é:

$$E\{[Y_{1,i,t} - g(z_{i,t})] | W=1\} - E\{[Y_{0,i,t'} - g(z_{i,t'})] | W=1\} = E(\alpha_i | W=1) = \alpha.$$

É importante destacar que um aspecto crucial da nossa estimação reside em que o intervalo de tempo entre uma operação e outra seja curto o suficiente para evitar que haja grandes mudanças nas características individuais dos clientes (U_i , observáveis ou não) e/ou que haja efeitos macroeconômicos que afetem os devedores em um momento, mas não os afetem em outro. Optamos por créditos tomados em um mesmo mês (como ficará claro na seção de Dados) e admitimos que, dado o intervalo máximo possível entre as operações, as únicas diferenças entre os empréstimos decorrerão dos termos dos contratos e dos bancos em que os empréstimos foram contratados, isto é, decorrerão de diferenças em variáveis disponíveis no SCR: o valor da operação, o prazo, a presença de garantias reais e/ou fidejussórias, a Instituição Financeira (IF) em que o crédito é tomado e o tempo de relacionamento do cliente com essa IF.

VII.3.2 – Estratégia de estimação

Seguindo a estratégia proposta por Heckman, LaLonde e Smith (1999, seção 7.6.11) para dados em painel, faremos um *matching* do indivíduo i na operação t , com ele mesmo na operação t' :

$$Y_{1,i,t} - Y_{0,i,t'}$$

caso o indivíduo i tome apenas um empréstimo de cada modalidade.

Na situação mais geral, em que o indivíduo i toma mais de um empréstimo de cada modalidade, faremos uma média das operações:

$$\frac{\sum_{j=1}^{n1} Y_{1,i,t_j}}{n1} - \frac{\sum_{j'=1}^{n0} Y_{0,i,t_{j'}}}{n0},$$

onde o subscrito j (j') refere-se às diferentes operações consignadas (pessoais) feitas pelo indivíduo i ; $n1$ é o total de operações feitas na modalidade $C=1$; e $n0$, o total feito na modalidade $C=0$.

Conforme exposto na seção anterior, as variáveis individuais que não mudam no tempo são eliminadas com a subtração, mas aquelas que se alteram precisam ser ajustadas. A saída é utilizar um “ajustador” $A_{i,t}(Y_{i,t})$:

$$A_{i,t}(Y_{i,t}) = Y_{i,t} - g(Z_{i,t}).$$

Podemos estimar $g(\cdot)$ de forma paramétrica ou não-paramétrica. Uma vez estimado $g(\cdot)$, obtemos $\hat{A}(Y_{i,t})$ e podemos construir a diferença ajustada por $Z_{i,t}$, ou seja:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n1} \hat{A}(Y_{1,i,t_j})}{n1} - \frac{\sum_{j'=1}^{n0} \hat{A}(Y_{0,i,t_{j'}})}{n0}.$$

Finalmente, podemos estimar o efeito médio do tratamento, utilizando a média de α_i :

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^{N_w} \hat{\alpha}_i}{N_w},$$

onde N_w é o número de clientes selecionados ($W=1$). Temos, portanto, que

$$\hat{\alpha} \rightarrow E(\alpha_i | W = 1).$$

O intervalo de confiança será construído por *bootstrap*.

VII.3.3 – Discussão sobre a estimação e o endividamento subsequente

Como destacado na seção II, a ordem em que os clientes fazem as operações pode, eventualmente, afetar as taxas cobradas. Observamos, nos dados, clientes que tomam recursos primeiro no Crédito Pessoal, depois no Crédito Consignado e vice-versa. Para os devedores que as fizeram num mesmo banco, o acréscimo de risco de pagamento percebido pelo banco pode, em princípio, ser repassado para as taxas de juros. Por exemplo, a taxa cobrada no Crédito Pessoal (caso esse seja o segundo empréstimo feito – Situação C1P2) pode ser maior do que seria sem o aumento de risco percebido pelo banco. Isso tornaria a taxa observada do Crédito Pessoal, $Y_{0,r}$, maior do que a taxa que observaríamos, se não houvesse o acréscimo de risco percebido. Se, ao contrário, o segundo empréstimo for no Crédito Consignado (Situação P1C2), a taxa poderá ser elevada, refletindo o maior risco de pagamento do primeiro empréstimo (de Crédito Pessoal).

Por outro lado, se o devedor fizer o segundo empréstimo em outro banco, este último não terá como detectar o aumento do risco de crédito do cliente, em virtude do tempo necessário para que as informações sejam repassadas pelas IFs ao SCR, bem como para que o SCR as disponibilize para consulta pelos bancos. Além disso, outro problema pode aparecer: as taxas poderão refletir algum poder de barganha do cliente e/ou diferentes formas de competição entre os bancos nas modalidades de interesse. A fim de avaliar se esses problemas afetam significativamente a estimação de α , faremos as estimativas para os diferentes grupos acima e veremos se os resultados são sensíveis aos problemas citados.

VII.4 – Descrição dos dados utilizados

Utilizamos dados do SCR relativos a dezembro de 2003, considerando todas as operações iniciadas nesse mês e com valor acima de R\$5 mil. Selecionamos os bancos comerciais, os múltiplos com carteira comercial, o Banco do Brasil e a Caixa Econômica Federal⁷.

Na amostra, observamos 34.800 operações de Crédito Pessoal e 27.500 operações de Crédito Consignado em Folha de Pagamento. A taxa de juros média do Crédito Pessoal foi de 69% a.a., e a do

⁷ Lembramos que, em dezembro de 2003, o SCR era um sistema novo, e os bancos estavam se adaptando às exigências do Banco Central do Brasil. Por esse motivo, cortamos informações que não pareciam confiáveis, para minimizar os possíveis erros de informação da amostra, como taxas de juros extremamente baixas (abaixo de 10% a.a., que correspondiam a 30% dos dados originais em Crédito Pessoal e Crédito Consignado). Esses valores podem corresponder, em grande medida, a erros no fornecimento das informações. As operações que apresentavam taxas entre 0% e 1% a.a., por exemplo, formavam 18,7% do banco original.

Consignado, de 44% a.a., portanto, uma diferença de 25 pontos percentuais. O valor médio dos empréstimos foi de R\$11.650,00 para o CP e de R\$9.300,00 para o CC. Os prazos médios foram de 1,2 e de 2,5 anos, respectivamente. A tabela 1 sintetiza essas informações.

Tabela 1

| | Crédito pessoal | Crédito consignado |
|-----------------------|------------------------|---------------------------|
| Observações | 34.874 | 27.548 |
| Taxa de juros* | 69,18 | 44,2 |
| Valor* | 11.650,62 | 9.301,21 |
| Prazo* | 1,2 | 2,59 |

*Taxa de juros ao ano; valor em R\$; prazo em anos.

Como os clientes selecionados para estimar $\alpha = E(\alpha_i/W=1)$ podem ser muito diferentes dos demais, e como na tabela acima cada observação corresponde a um contrato diferente (em que um mesmo cliente pode aparecer diversas vezes caso tenha feito mais de um empréstimo), vamos comparar o perfil dos clientes selecionados para o teste ($W=1$) com o tipo de cliente mais comum em cada modalidade: aqueles que tomaram apenas um empréstimo no período (ou Crédito Pessoal, ou Crédito Consignado).

Na tabela 2 vemos as diferenças entre os grupos. Notamos, em primeiro lugar, que cerca de um terço das operações de Crédito Pessoal, e quase 60% das de Crédito Consignado, foram feitas com clientes que tomaram apenas um tipo de empréstimo ao longo de dezembro de 2003. As taxas de juros que esses clientes obtiveram foram próximas da observada na amostra inteira, embora os valores tenham sido, em média, menores, e os prazos, em média, três meses maiores.

Tabela 2

| | Clientes com uma operação no SFN | | Clientes da amostra (W=1) | |
|---------------------------------|---|---------------------------|----------------------------------|---------------------------|
| | Crédito pessoal | Crédito consignado | Crédito pessoal | Crédito consignado |
| Observações | 10613 | 15833 | 179 | 171 |
| Taxa de juros* | 68,54 | 44,37 | 71,62 | 44,88 |
| Valor* | 7.607,47 | 7.847,53 | 10.246,74 | 14.018,75 |
| Prazo* | 1,56 | 2,67 | 1,77 | 2,55 |
| Tempo de relacionamento* | 5,5 | 5,72 | 7 | 7,85 |
| Clientes novos | 15% | 10,55% | 5% | 5% |

*Taxa de juros ao ano; valor em R\$; prazo e tempo de relacionamento em anos.

Quando analisamos os clientes constantes da amostra ($W=1$), constatamos que formam uma parcela pequena do total do SCR: temos 167 clientes (em razão do limite do SCR de créditos acima de R\$5 mil e após os cortes que fizemos explicados na nota de rodapé 7). Temos 179 operações em Crédito Pessoal e 171 em Crédito Consignado, o que dá uma média de 1,07 empréstimo em Crédito Pessoal e de 1,02 em Crédito Consignado por pessoa. Não obstante, as taxas de juros médias são similares às taxas das amostras maiores: 71% a.a. para Crédito Pessoal e 44% a.a. para Crédito Consignado. Os prazos também são parecidos com os demais: 1,75 para Crédito Pessoal e 2,5 para Crédito Consignado. Os valores dos empréstimos, por outro lado, são claramente maiores para o grupo selecionado: R\$10 mil para Crédito Pessoal e R\$14 mil para Crédito Consignado. Como seria de se esperar, esses clientes demandam muito mais recursos em média que os clientes mais típicos. Essa procura por mais recursos pode, em princípio, torná-los significativamente diferente dos demais clientes do SFN. Além disso, notamos que eles são mais conhecidos pelos bancos que os clientes típicos, uma vez que possuem, em média, sete anos de relacionamento com os bancos em que tomaram empréstimos, contra uma média de cinco anos e meio daqueles em que só tomaram um empréstimo. Ademais, a proporção de clientes que acabaram de iniciar um relacionamento, isto é, que estão obtendo pela primeira vez um empréstimo em um banco específico, é de 5% dos clientes com $W=1$ e entre 10% e 15% dos clientes com um crédito no SFN.

Destacamos, por fim, que a regulamentação do Crédito Consignado para trabalhadores do setor privado e para aposentados e pensionistas do INSS entrou em vigor apenas em 17 de setembro de 2003, com a Medida Provisória 130, posteriormente promulgada na Lei 10.820, de 17 de dezembro de 2003. Por esse motivo, embora não possamos identificar a ocupação dos devedores na amostra, acreditamos que ela seja constituída fundamentalmente por funcionários públicos. Tendo em vista que o perfil dos tomadores de recursos no mercado de Crédito Consignado (e a forma como as taxas de juros respondem a esse perfil) pode ter mudado muito de 2003 para 2005, nossos resultados não poderão ser diretamente aplicados aos dias atuais, sem o risco de incorrerem em viés de seleção. Além disso, ainda que alguns aposentados e pensionistas do INSS já estivessem tomando empréstimos com consignação, provavelmente estariam fora de nossa amostra, dado o valor médio de seus créditos (entre R\$2 mil e R\$3 mil)⁸.

VII.5 – Resultados

Conforme exposto na seção III, a estimação do parâmetro $\alpha = E(\alpha_i/W=1)$ exige previamente “filtrar” as taxas de juros das variáveis $Z_{i,t}$, que mudam com o tipo de contrato acertado. A especificação da função $g(Z_{i,t})$ foi a seguinte: um polinômio de quarto grau com o valor da operação; um polinômio também de quarto grau para o prazo; uma *dummy* para a presença de garantias reais (rgar); outra *dummy* para a presença de garantidores (garantias fidejussórias – gf); uma *dummy* para cada banco (omitidas na tabela abaixo); e uma *dummy* (rel) que indica se o cliente tem mais que seis meses de relacionamento com a IF em que tomou o crédito (igual a 1, se o tempo for maior ou igual a seis meses, e igual a 0, caso contrário).⁹ O resultado da estimação está exposto na tabela 3. Utilizamos a matriz robusta de White, e o R-quadrado obtido foi igual a 0,72. Embora pudéssemos estimar $g(Z_{i,t})$ de forma não-paramétrica, a especificação acima passou no teste Reset de especificação.

⁸ Ver o artigo deste relatório: Takeda, T. e Bader, F. L. C., “Consignação em Folha de Pagamento – Fatores da Impulsão do Crédito”.

⁹ Não incluímos a classificação de risco da operação entre as covariadas, porque teríamos dificuldade de interpretar a direção de causalidade dos resultados estimados, uma vez que o risco da operação pode depender da taxa de juros acertada.

Tabela 3

| Taxa de juros | Coefficientes | Desvio-padrão |
|---------------|---------------|---------------|
| Prazo ** | 0,268 | 0,104 |
| Prazo^2 * | -0,002 | 0,001 |
| Prazo^3 ** | 0,000 | 0,000 |
| Prazo^4 ** | 0,000 | 0,000 |
| Valor | -0,001 | 0,002 |
| Valor^2 | 0,000 | 0,000 |
| Valor^3 | 0,000 | 0,000 |
| Valor^4 | 0,000 | 0,000 |
| rel | -0,481 | 3,890 |
| rgar * | -24,186 | 6,010 |
| gf * | 9,742 | 2,833 |
| Constante * | 54,346 | 23,105 |

*/** Denotam significância a 1% e 5 %, respectivamente.

Após a estimação acima, tomamos os resíduos, $A_{i,t}(Y_{i,t}) = Y_{i,t} - g(Z_{i,t})$ e construímos o estimador de $\alpha = E(\alpha_i/W=1)$. O resultado está na tabela 4. Observamos que a diferença média entre as taxas de juros cobradas na modalidade de Crédito com Consignação em Folha de Pagamento e de Crédito Pessoal, para os mesmos clientes e descontadas as diferenças entre os termos do contrato e o relacionamento entre banco e cliente, é de 12,73 pontos percentuais (e significativa a 5% de confiança). Isto é, um cliente, ao tomar Empréstimo com Consignação em Folha de Pagamento, consegue uma taxa de juros quase 13 pontos percentuais menor do que se tomar um Crédito Pessoal.

Tabela 4 ¹⁰

| Parâmetro | Estimativa | Intervalo de confiança |
|-----------|------------|------------------------|
| α | -12,73 | [-16,14 ; -9,37] |

¹⁰ O intervalo de confiança foi obtido por *bootstrap*, com correção de viés, construído com duzentas replicações.

Conforme exposto na tabela 2 na seção Dados, a diferença média entre as taxas de juros das duas modalidades para os clientes da amostra ($W=1$) é de 26,74 pontos percentuais. No entanto, uma vez que “filtramos” os efeitos das diferenças nos termos do contrato, das diferentes políticas de crédito dos bancos e do tempo de relacionamento entre banco e cliente, a diferença das taxas passa a ser aproximadamente metade daquela exposta na tabela 2. Inferimos que uma mudança de regras sob as quais um empréstimo pode ser concedido e que reduza significativamente a probabilidade de *default* da operação, supondo as demais variáveis constantes, pode reduzir de fato a taxa de juros de forma bastante significativa.

Como exposto de forma sucinta na seção II, o Crédito Consignado difere do Crédito Pessoal fundamentalmente em três dimensões: a) por impedir que despesas imprevistas provoquem inadimplência do devedor; b) por diminuir o espaço de decisões do cliente que aumentem a probabilidade de não pagamento da dívida, ainda que ele tenha condições de honrá-la (*default* estratégico); e c) por reduzir a possibilidade de inadimplência e a perda dada a inadimplência devido ao termo do contrato de empréstimo que compromete parte da rescisão contratual para o pagamento da dívida em caso de demissão. Todas essas diferenças, a nosso ver, têm como resultado primordial a diminuição do risco da operação consignada com a imediata contrapartida em termos de menores taxas de juros.

O resultado obtido aqui, porém, não está livre de limitações. À parte a análise de sensibilidade que faremos na próxima subseção, não podemos deixar de destacar o fato de a nossa amostra, além de pequena, ser um pouco particular. Em primeiro lugar, os dados do SCR consideram apenas dívidas individuais acima de R\$5 mil. Como atualmente existem muitos empréstimos consignados para aposentados e pensionistas do INSS abaixo desse valor, nossos resultados podem não refletir a situação presente da economia. Além disso, uma vez que acreditamos que os devedores dessa amostra sejam, em sua maioria, servidores públicos, não podemos estender a estimação para os demais tipos de pessoas físicas, sob pena de incorrerem em viés de seleção. Por exemplo, a baixa probabilidade de perder o emprego que os servidores públicos enfrentam pode tornar os empréstimos consignados relativamente mais vantajosos para eles do que para os trabalhadores do setor privado, o que pode, potencialmente, alterar o impacto da modalidade nas taxas de juros para todo o conjunto da população.

Por outro lado, se imaginarmos que a precificação nas duas modalidades leva igualmente em conta o setor em que o trabalhador atua (isto é, se a função $g(U_i)$ for igual para as duas modalidades e para os dois tipos de clientes), podemos imaginar que esse fator seria eliminado do diferencial das taxas com a subtração empregada na metodologia deste trabalho. Se isso for verdade, então a estimação obtida aqui pode ser bastante razoável para os trabalhadores do setor privado também. Essa conjectura, entretanto, não é passível de teste com os dados que temos em mão.

Finalmente, outro motivo por que os resultados obtidos podem não refletir a situação presente da economia é a redução (ou, talvez, eliminação) do risco do Judiciário nas operações consignadas após a decisão do STJ, de junho de 2005, em favor da legalidade do desconto em folha de salário dos trabalhadores para pagamento de dívidas bancárias. Esse menor risco jurídico dos empréstimos consignados sugere que a diferença média das taxas atualmente deve ser ainda maior do que a que estimamos para dezembro de 2003¹¹. Em pesquisas futuras pretendemos utilizar amostras mais recentes para diminuir, em parte, algumas dessas limitações do presente trabalho.

¹¹ Agradecemos a Ericson S. Costa por nos chamar a atenção para esse ponto. Para um estudo dos efeitos de decisões judiciais no mercado de empréstimos com consignação em folha de pagamento, ver Costa e De Mello (2006).

Análise de sensibilidade

Conforme discutimos na metodologia, a estimação de α depende de alguns fatores, como a ordem dos empréstimos, caso eles tenham sido feitos no mesmo banco e caso tenham sido feitos em bancos diferentes.

No caso de as operações ocorrerem no mesmo banco, temos três possibilidades quanto à ordem dos empréstimos: primeiro o Crédito Consignado seguido do Pessoal em datas diferentes (Situação C1P2); ou primeiro o Crédito Pessoal seguido do Consignado também em dias diferentes (Situação P1C2); ou se os empréstimos foram feitos no mesmo dia (Situação C1P1). Dos 167 devedores da amostra, apenas 51 fizeram as operações no mesmo banco, e, dentre esses, apenas quatorze estão na primeira situação (C1P2); somente cinco na segunda situação (P1C2); e 32, no terceiro caso (C1P1).

No caso de o Empréstimo Consignado ter sido feito antes, esperamos que a taxa de juros do Pessoal fique maior do que seria se o banco não enxergasse o acréscimo de risco, o que deverá aumentar a diferença entre as taxas observadas. De fato, conforme esperado, o primeiro grupo (C1P2) apresenta uma diferença um pouco maior que a obtida na seção anterior: 14,35 pontos percentuais. No segundo caso, quando Crédito Pessoal aparece antes do Consignado, esperamos que a taxa do Consignado aumente, diminuindo a diferença entre as taxas cobradas. Mais uma vez, o resultado é o esperado: a diferença média das taxas é de 8,85 pontos percentuais. No terceiro caso – ambos os empréstimos feitos no mesmo dia (C1P1) –, o efeito *a priori* é ambíguo. Obtivemos aqui a diferença de 10,65 pontos percentuais. Em que pese o número muito pequeno de observações nesses subgrupos, o que impede uma inferência mais robusta, os resultados estão dentro do esperado e não são muito distantes do efeito médio estimado anteriormente.

No caso dos clientes que fizeram operações com bancos diferentes, que totalizam 116, a diferença estimada é de 13,1 pontos percentuais, muito próxima da amostra total com $W=1$. Lembramos que, nesse caso, esse valor não pode ser explicado nem por diferentes políticas de crédito entre os bancos, nem por diferenças devido ao tempo de relacionamento entre o banco e o cliente, uma vez que os efeitos desses fatores já foram eliminados ao tomarmos o resíduo $A_{i,t}(Y_{i,t})$. Como ressalva, destacamos ainda que, se a forma de competição entre os bancos for diferente para cada modalidade, parte da diferença encontrada aqui pode ser devida a essa forma diferenciada de competição entre os produtos. Isolar os efeitos de diferentes formas de competição, entretanto, não é trivial.

VII.6 – Considerações finais

O objetivo principal deste trabalho foi estimar a diferença das taxas de juros entre operações de Empréstimo Pessoal e Crédito Consignado para um mesmo devedor e com as mesmas condições de prazo, valor etc. A diferença estimada foi 12,73 pontos percentuais a favor do Crédito Consignado – quase metade da diferença das taxas de juros observadas no mercado, na qual se comparam taxas de devedores que estão em situações diferentes.

Em que pesem as limitações deste trabalho (tais como o número pequeno de observações e as particularidades da amostra utilizada), esse resultado sugere que metade da diferença entre as taxas cobradas pelas duas modalidades deve-se ao fato de serem distintas as regras às quais cada uma está submetida. Em particular, sabemos que as normas do Crédito Consignado favorecem a redução da inadimplência esperada. Por conseguinte, acreditamos que o resultado obtido reflita o fato de que, em situações nas quais as normas sirvam para reduzir a probabilidade de *default*, as taxas de juros (e os *spreads* bancários) ficam significativamente menores.

Referências bibliográficas

BIZER, D. S. e DeMARZO, P. M. (1992): “Sequential Banking”, *Journal of Political Economy*, v.100(1), pp. 41-61.

COSTA, A. C. A. e De MELLO, J. M. P. (2006): “Judicial Risk and Credit Market Performance: Micro Evidence from Brazilian Payroll Loans”, NBER Working Paper Series, n°.12.252.

HECKMAN, J., LaLONDE, R. J., e SMITH, J. A. (1999): “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs”, in: O. Ashenfelter e D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. III.

MAS-COLLEL, A., WHISNSTON, M. D. e GREEN, J. R. (1995): *Microeconomic Theory*. Oxford Economic Press.

VIII – Um Exame da Concorrência em Três Produtos Bancários

Márcio I. Nakane**
Leonardo S. Alencar**

VIII.1 – Introdução

Nos últimos anos, setores bancários de diferentes países passaram por processos de fusões e de aquisições. Nos Estados Unidos, a consolidação do setor acompanhou a eliminação das estruturas institucionais que davam suporte a um sistema bancário fragmentado. Na União Européia, pôde-se observar uma consolidação do setor dentro de cada país, e muitas fusões e aquisições de bancos entre países estão anunciadas. Na Europa Centro-Oriental, o processo de privatização fez com que muitos bancos passassem a mãos de proprietários estrangeiros¹. No Brasil também ocorreu um processo de consolidação, com diferentes matizes em diferentes anos, sendo que esse processo foi bastante pronunciado na segunda metade da década de 90 e diminuiu o ritmo nos anos recentes.

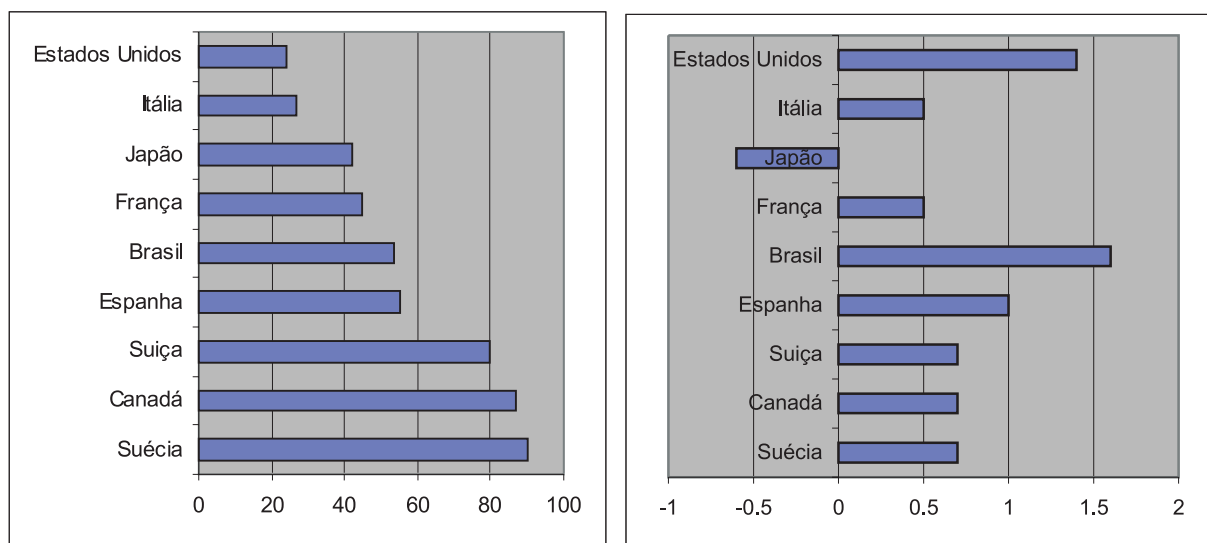
A consolidação, que ocorreu internacionalmente, foi motivada, de modo especial, pela procura de mais eficiência com redução de custos, assim como pela busca de fortalecimento na rede de agências. Isso permitiu que a mudança na estrutura do setor bancário fosse acompanhada por uma melhora de *performance*, observada, por exemplo, na lucratividade do setor tanto no Brasil, quanto nos Estados Unidos ou em países europeus.

A tendência de maior concentração do setor, acompanhada por elevação da lucratividade, incentivou o questionamento sobre o atual poder de mercado dos bancos. Há diferentes formas de medir esse poder, e as técnicas de aferição do grau de concorrência evoluíram bastante nos últimos quinze anos. No passado, utilizavam-se índices de concentração, como o Índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) ou a participação percentual dos maiores bancos nos ativos totais do setor. No entanto, os índices de concentração são limitados e podem levar a conclusões errôneas quanto à intensidade da competição. Um exemplo pode ser visto na Figura 1, que apresenta a participação percentual dos cinco maiores bancos nos ativos do setor bancário, assim como o retorno desse setor sobre seu ativo. Em uma primeira avaliação, a inspeção visual leva-nos a pensar que não se pode associar lucratividade com concentração. Analogamente, seria superficial afirmar que o poder de mercado aumenta necessariamente com a maior concentração do setor. Na figura, no entanto, chama a atenção a existência de maior retorno do setor bancário brasileiro em comparação com os demais países da amostra, o que serve de incentivo para um estudo mais aprofundado sobre a concorrência do setor.

** Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem necessariamente a visão do Banco Central do Brasil. O presente artigo é uma versão resumida de Nakane, Alencar e Kanczuk (2005), e faz parte do projeto “Estudos em Métodos Quantitativos Aplicados à Defesa da Concorrência e à Regulação Econômica”, da Secretaria de Direito Econômico (SDE/MJ), contrato 0001/2004 com a Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (Anpec), sob coordenação técnica do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

¹ O *Bank for International Settlement* (BIS) (2005) apresenta um resumo sobre a evolução recente do setor bancário internacional.

Figura 1 – Participação percentual dos cinco maiores bancos nos ativos do setor bancário do país (à esquerda) e retorno do setor bancário sobre ativos (à direita), ambos em 2003.



Fonte: Banco Central do Brasil, BIS (2004) e FMI (2004).

O grau de competição do setor bancário brasileiro não é ainda uma questão inteiramente resolvida. A literatura que tratou de testar de forma mais rigorosa o exercício de poder de mercado pelos bancos brasileiros mostrou evidências de que o setor é caracterizado por uma estrutura de mercado imperfeita². Não obstante, tais testes rejeitam a hipótese de que os bancos brasileiros operam sob a forma de cartel.

Por outro lado, o conhecimento empírico no Brasil sobre a demanda de produtos bancários é parco. Pouco se sabe sobre a magnitude das elasticidades-preço da demanda. Uma vez que se esperam maiores elasticidades da demanda em estruturas de mercado mais competitivas, essa aferição é relevante. Neste estudo, pretendemos apresentar estimativas preliminares que procuram suprir essa lacuna.

Outra diferença do presente estudo em relação a outros trabalhos é a suposição de que, na sua dimensão geográfica, o mercado relevante para os produtos bancários seja o município. Nos trabalhos anteriores, a suposição era que o mercado relevante abrangia todo o território nacional. Dada a amplitude dessa suposição, os testes realizados até este momento podem estar viesados, levando a subestimar o poder de mercado realmente existente. Ao adotarmos uma dimensão geográfica muito mais restrita, pretendemos diminuir tal viés.

Do ponto de vista da oferta, o artigo desenvolve dois modelos de comportamento da firma bancária: o primeiro, condizente com uma concorrência Bertrand-Nash, e o segundo, com comportamento cartelizado. O modelo de concorrência de Bertrand é um modelo de competição por meio de preços, no qual cada banco acaba por estabelecer seu preço, supondo que seus rivais mantenham seus preços inalterados. O modelo de cartel supõe que os bancos se reconhecem como um grupo que pode afetar os preços e procuram coordenar suas decisões de modo que alcancem lucros de monopólio. As margens preço-custo absolutas compatíveis com cada modelo são derivadas no artigo. Tais margens dependem apenas de variáveis observáveis e dos parâmetros de demanda, sendo, portanto, passíveis de computação.

Um teste de poder de mercado é apresentado neste artigo. Esse teste confronta as margens preço-custo empiricamente observadas com aquelas previstas pelos modelos de Bertrand e de cartel. O modelo de

² Nakane (2003) apresenta uma resenha desses trabalhos.

Bertrand, por representar, dentre as estruturas imperfeitas de mercado, aquela mais próxima do paradigma da concorrência perfeita, delimitaria o limite inferior para a margem preço-custo. No outro extremo, a solução de cartel representa a estrutura de mercado que mais se distanciaria de tal paradigma e, portanto, seria aquela em que a margem preço-custo fosse a mais elevada possível.

Os resultados do teste mostram que o modelo de Bertrand descreve bem o comportamento dos preços de serviços bancários, enquanto tal modelo superestima o poder de mercado observado na fixação de preços (taxas de juros) dos depósitos a prazo e dos empréstimos. O estudo dos preços dos serviços bancários é importante, uma vez que um fenômeno concomitante à já citada tendência internacional de aumento da lucratividade foi a substituição dos ganhos tradicionais com margens de juros, *spreads*, por ganhos com tarifas bancárias.

Este estudo apresenta os modelos teóricos utilizados tanto do lado da demanda quanto da oferta (seção 2), uma descrição da base de dados (seção 3), estimativas da demanda e resultados das elasticidades (seção 4), resultados dos testes de concorrência (seção 5) e considerações finais (seção 6). Sugere-se ao leitor pouco familiarizado com o instrumental técnico do artigo que siga direto para a seção 4, ou mesmo para a seção 5.

VIII.2 – Os modelos teóricos

VIII.2.1 – O lado da demanda

O modelo apresentado aqui é adaptado do modelo de demanda por serviços de depósitos de Dick (2002). Utilizamos a mesma estrutura para especificar tanto a demanda por serviços de depósitos quanto por empréstimos bancários.

O modelo tem a seguinte estrutura formal: suponha um consumidor (indivíduo ou firma) i escolhendo os serviços de depósitos de um banco j em um dado mercado t ($t = 1, \dots, T$). Seja, então, $j = 0, 1, \dots, J_t$, o índice referente aos bancos que competem no mercado t , onde $j = 0$ representa a opção *outside*, isto é, a opção de não escolher qualquer banco. A utilidade do consumidor i ao escolher o banco j é então dada por:

$$u_{ijt} = p_{jt}^d \alpha^d - p_{jt}^s \alpha^s + x_{jt} \beta + \xi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

onde p_{jt}^d representa a taxa de juros paga sobre depósitos a prazo; p_{jt}^s indica a tarifa cobrada sobre os serviços bancários; x_{jt} é um vetor linha K-dimensional de características observadas do produto j no mercado t ; ξ_j representa as características não observadas do produto j ; e ε_{ijt} é um termo estocástico i.i.d. de média zero, com uma distribuição de valor extremo de Tipo 1. O vetor K+2 dimensional $\theta_D \equiv (\alpha^d, \alpha^s, \beta)$ representa os parâmetros da demanda por serviços de depósitos. Para o lado dos empréstimos, a especificação é inteiramente análoga.

Supõe-se que cada consumidor escolha uma unidade de serviços bancários do banco que lhe gere a maior utilidade. Os modelos utilizam a especificação *logit* multinomial e foram definidos e estimados para os empréstimos bancários, para os depósitos a prazo e para o agregado de depósitos à vista e de poupança.

Normalizando a utilidade média do bem *outside* para zero, podem-se escrever as equações a serem estimadas como:

$$\begin{aligned}
\ln(s_{jt}^E) - \ln(s_{0t}^E) &= -\alpha_1 p_j^e + \text{outras variáveis} + \xi_j \\
\ln(s_{jt}^{DP}) - \ln(s_{0t}^{DP}) &= \alpha_2 p_j^d - \alpha_3 p_j^s + \text{outras variáveis} + \xi_j \\
\ln(s_{jt}^D) - \ln(s_{0t}^D) &= -\alpha_4 p_j^s - \alpha_5 p_j^d + \text{outras variáveis} + \xi_j
\end{aligned} \tag{2}$$

onde s_{jt}^E , s_{jt}^{DP} e s_{jt}^D representam os *market shares* do banco j no mercado t em termos de empréstimos, de depósitos a prazo e do agregado de depósitos à vista e de poupança, respectivamente. s_{0t}^E , s_{0t}^{DP} e s_{0t}^D são definidos analogamente para o bem *outside*. α_1 a α_5 são os coeficientes (positivos) dos preços, estimados na seção 4. Note que as características não observáveis do produto j serão captadas pelo erro das regressões em (2). Dada a correlação entre tais componentes e os preços, técnicas de variáveis instrumentais devem ser utilizadas na estimação.

VIII.2.2 – O lado da oferta

Suponha que exista um banco j que atua em T mercados distintos. Em cada mercado, o banco opera com os seguintes produtos: depósitos à vista (DV), depósitos de poupança ($DPoup$), depósitos a prazo (DP), empréstimos (E), títulos (B) e serviços bancários (S).

O banco se engaja em concorrência de preços no estilo de Bertrand³. Três são os preços objetos de escolha pelo banco j : taxa de juros de empréstimo (p_j^e), taxa de juros sobre depósitos a prazo (p_j^d) e preço de serviços (p_j^s). Assume-se que o banco não discrimine preços entre os vários mercados, estabelecendo os mesmos preços para todos eles, ou seja, para qualquer mercado t ($t = 1, \dots, T$) observa-se: $p_{jt}^e = p_j^e$, $p_{jt}^d = p_j^d$ e $p_{jt}^s = p_j^s$.

Além de tais preços, existem dois outros que são exógenos ao banco: taxa de juros dos títulos (r) e taxa de juros dos depósitos de poupança (r^{POUP}). Supõe-se também que os depósitos à vista não são remunerados.

A restrição de recursos do banco j é dada por:

$$B_j + E_j + \rho DV_j = DV_j + DP_j + DPoup_j \tag{3}$$

onde ρ representa os recolhimentos e direcionamentos compulsórios sobre depósitos à vista. Supõe-se que os recolhimentos compulsórios sobre depósitos a prazo e de poupança, caso eles existam, sejam remunerados à taxa r , o que neutraliza seus efeitos sobre o banco. Supõe-se também que o banco não disponha de capital (*equity*) como um mecanismo de obter *fundings*, o que não é uma hipótese restritiva no caso brasileiro.

O lucro do banco j pode ser expresso como:

$$\Pi_j = rB_j + p_j^e E_j + p_j^s S_j - p_j^d DP_j - r^{POUP} DPoup_j - C(E_j, DP_j, D_j) \tag{4}$$

³ Na discussão que segue, assume-se a existência de equilíbrios interiores de estratégia pura, com preços estritamente positivos em tais equilíbrios.

onde $C(\cdot)$ representa os custos operacionais do banco.

VIII.2.2.1 – Concorrência de Bertrand

O banco j determina os preços p_j^e , p_j^d e p_j^s de tal sorte a maximizar seus lucros. Na estrutura de concorrência de Bertrand, esse banco considera que os preços de seus rivais mantenham-se inalterados. A condição de primeira ordem para p_j^e pode ser escrita como:

$$E_j + (p_j^e - r - c_j^E) V^E \sum_{t=1}^T M_t \frac{\partial s_{jt}^E}{\partial p_j^e} = 0 \quad (5)$$

onde $c_j^E \equiv \partial C / \partial E_j$ é o custo marginal de prover uma unidade de empréstimo, e onde utilizamos a seguinte identidade: $E_j \equiv \sum_{t=1}^T E_{jt} \equiv V^E \sum_{t=1}^T M_t s_{jt}^E$, onde E_{jt} é o volume de empréstimos do banco j no mercado t , V^E é o valor médio das operações de empréstimo para todos os bancos, e M_t é o tamanho do mercado t .⁴

Substituindo a curva de demanda por empréstimos na sua especificação *logit*, dada por (2), em (5), e rearranjando os termos, obtém-se uma expressão para a margem preço-custo absoluta para o banco j no mercado de empréstimos:

$$p_j^e - r - c_j^E = \frac{E_j}{\alpha_1 V^E \sum_{t=1}^T M_t s_{jt}^E (1 - s_{jt}^E)} \quad (6)$$

Note que o lado direito de (6) é passível de computação, uma vez que se obtenha uma estimativa para α_1 . Assim, essa expressão pode ser utilizada para derivar a margem preço-custo absoluta do banco j em suas atividades de empréstimo que seja compatível com o modelo aqui delineado. Adicionalmente, se alguma medida de c_j^E estiver disponível, pode-se observar o lado esquerdo de (6), e, portanto, essa expressão pode ser utilizada para ver quão compatível é o modelo aqui desenvolvido com os dados.

As condições de primeira ordem para p_j^d e para p_j^s podem ser escritas como as seguintes margens preço-custo absolutas para os dois preços:

$$r - p_j^d - c_j^{DP} = \frac{\alpha_4 DP_j + \alpha_5 D_j}{(\alpha_2 \alpha_4 + \alpha_3 \alpha_5) V^{DP} \sum_{t=1}^T M_t s_{jt}^{DP} (1 - s_{jt}^{DP})} \quad (7)$$

⁴ A seguir, as seguintes identidades serão utilizadas: $DP_j \equiv \sum_{t=1}^T DP_{jt} \equiv V^{DP} \sum_{t=1}^T M_t s_{jt}^{DP}$ e $D_j \equiv \sum_{t=1}^T D_{jt} \equiv V^D \sum_{t=1}^T M_t s_{jt}^D$. DP_j é o volume de depósitos a prazo do banco j no mercado t , D_j é o volume do agregado de depósitos à vista e de poupança do banco j no mercado t ($D_j = DV_j + DP_{pouj}$), V^{DP} é o valor médio dos depósitos a prazo para todos os bancos, e V^D é o valor médio dos depósitos à vista e de poupança também para todos os bancos.

$$r - p_j^d - c_j^{DP} = \frac{\alpha_4 DP_j + \alpha_5 D_j}{(\alpha_2 \alpha_4 + \alpha_3 \alpha_5) V^{DP} \sum_{t=1}^T M_t s_{jt}^{DP} (1 - s_{jt}^{DP})} \quad (8)$$

onde $c_j^{DP} \equiv \partial C / \partial DP_j$ é o custo marginal de prover uma unidade de depósito a prazo; $c_j^D \equiv \partial C / \partial D_j$ é o custo marginal de prover uma unidade de depósito à vista ou de poupança; e $\theta_j \equiv (rpDV_j + r^{POUP} DPou_p_j) / D_j$. Utilizou-se a hipótese de que o fluxo de serviços S_j seja proporcional ao volume de depósitos D_j e, sem perda de generalidade, normalizou-se o coeficiente de proporcionalidade para um. No cômputo das condições de primeira ordem, as derivadas parciais de θ_j em relação aos preços foram ignoradas.

Note que, assim como na expressão (6), os lados direitos de (7) e (8) são computáveis, uma vez que se obtenham estimativas para os coeficientes da demanda. Desse modo, pode-se utilizar tais expressões para derivar as margens preço-custo absolutas previstas pelo modelo, ou, caso os custos marginais c_j^{DP} e c_j^D estejam disponíveis, para checar a plausibilidade do modelo proposto contra os dados.

VIII.2.2.2 – Cartel

O teste de poder de mercado proposto no trabalho compara as alocações sob Bertrand e sob cartel. Para resolver o problema de otimização sob esta última estrutura de mercado, supõe-se que o monopolista encontre os preços de tal sorte que se maximize a soma dos lucros do conjunto dos bancos, em que o lucro de cada banco é dado por uma expressão como (4). Assim, a condição de primeira ordem para a taxa de juros de empréstimos de um banco j , p_j^e , é dada por:

$$E_j + (p_j^e - r - c_j^E) V^E \sum_{t=1}^T M_t \frac{\partial S_{jt}^E}{\partial p_j^e} + \sum_{k \neq j}^J \left[(p_k^e - r - c_k^E) V^E \sum_{t=1}^T M_t \frac{\partial S_{kt}^E}{\partial p_j^e} \right] = 0 \quad (9)$$

Note que os dois primeiros termos do lado esquerdo de (9) são idênticos ao do banco na estrutura de Bertrand, dado pela equação (5). O terceiro termo do lado esquerdo leva em conta o impacto sobre a demanda por empréstimos dos demais bancos, quando o banco j altera seu preço.

Existem J condições de primeira ordem equivalentes a (9) que devem ser simultaneamente resolvidas para se encontrarem as margens preço-custo absolutas previstas pelo modelo de cartel. De maneira similar, são obtidas as margens preço-custo absolutas para depósitos a prazo e serviços bancários sob cartel⁵.

VIII.3 – Dados

O modelo de demanda por serviços bancários é estimado para um painel de bancos brasileiros observados em dezembro de 2002 e em dezembro de 2003⁶. A amostra contempla todos os bancos comerciais e os bancos múltiplos com carteira comercial que operam no país.

⁵ Vide Nakane, Alencar e Kanczuk (2005) para as expressões para tais margens.

⁶ Neste estudo, não exploramos estimadores de dados de painel. As duas *cross sections* disponíveis são tratadas como observações independentes.

O mercado é definido tanto na dimensão produto, quanto na dimensão geográfica. Do ponto de vista do produto, apresentamos estimativas separadas para depósitos a prazo, para a soma de depósitos à vista e de poupança e para empréstimos. Em relação à dimensão geográfica, consideramos que um mercado corresponde a um município, de acordo com a definição utilizada pelo IBGE.

A estimação das equações apresentadas em (2) requer a definição da parcela de mercado para cada banco, bem como a do bem *outside*. Nesse caso, seguimos o procedimento utilizado por Dick (2002), e fizemos uso do volume de empréstimos e de cada classe de depósito, do valor médio desses produtos, do número de contas bancárias e da população local do mercado.

O sistema Estban do Banco Central do Brasil é a fonte de informações para os volumes de empréstimos, de depósitos à vista e de poupança para cada banco, em cada mercado. O SCR é a fonte do cálculo do volume médio dos empréstimos. O volume de depósitos a prazo e o número de contas para cada tipo de depósito foi obtido por meio dos relatórios do FGC, produzidos pelo Banco Central do Brasil, o que permitiu o cálculo do volume médio de cada classe de depósito. Quanto à população de cada município, utilizou-se a série “População Residente Total” para o ano 2000, disponibilizado no sistema Sidra do IBGE.

Os preços p_{jt}^d , p_{jt}^s e p_{jt}^e são observados apenas em cada banco nacionalmente, e não em cada mercado. Por isso, supõe-se que o preço do banco j seja o mesmo em todos os mercados em um dado período. O preço de depósitos a prazo foi obtido por meio das taxas de juros pagas a certificados de depósitos bancários em captações pré-fixadas de pessoas físicas e jurídicas. O preço de operações de empréstimo foi obtido no Banco Central do Brasil, a partir das informações primárias utilizadas para gerar as “Notas para Imprensa de Juros e *Spread* Bancário”. Para o preço de serviços bancários, utilizou-se como base de informações o sistema Cosif do Banco Central do Brasil, que consiste no Plano Contábil das Instituições Financeiras. Para o cálculo do termo, necessitamos também definir o preço pago aos depósitos de poupança. Este foi calculado como a razão entre as despesas e o volume de depósitos de poupança.

As características observáveis do banco incluem variáveis no âmbito do banco no município, variáveis no âmbito do banco no país e termos de interação entre características de cada banco com variáveis econômicas locais (renda e população do município).

As características observáveis de um banco em um município incluem: a) número de agências; b) número de postos de atendimento bancário; c) número de postos de atendimento eletrônico; d) densidade de agências, sendo que a densidade é definida como a razão entre o número de agências no município e a área do município; e) densidade de postos de atendimento bancário; f) densidade de postos de atendimento eletrônico.

As características observáveis do banco que não têm variação entre os mercados incluem: a) o número de funcionários; b) o número de funcionários por agência; c) as despesas de publicidade; d) o número de estados em que o banco atua; e) a idade do banco.

As informações sobre número de agências, número de postos de atendimento bancário, número de postos de atendimento eletrônico, número de funcionários, idade do banco e despesas de publicidade provêm do Banco Central do Brasil. A renda do município corresponde ao Produto Interno Bruto Municipal, com valores constantes de 2000, disponibilizada no sistema Sidra do IBGE. A área de cada município corresponde à área geográfica publicada no Censo de 2000, também disponibilizada no sistema Sidra do IBGE.

Além de características observáveis de cada banco, foram incluídas, como variáveis de controle, algumas características do município: a renda, a renda por habitante, a área e a densidade populacional.

No que diz respeito aos instrumentos utilizados, incluíram-se variáveis que deslocam os custos dos bancos, tais como custos de mão-de-obra, gastos do banco com ativos fixos, despesas de provisionamento, indicadores de balanço relativos a liquidez, empréstimos e patrimônio líquido. Todas as informações para a construção das variáveis instrumentais foram obtidas no plano de contas do Cosif.

VIII.4 – As estimativas de demanda e as elasticidades

As estimativas para a demanda por produtos bancários são apresentadas nesta seção. Os resultados são apresentados separadamente para cada um dos três produtos considerados neste trabalho: depósitos a prazo, soma de depósitos à vista e de poupança e empréstimos.

Todas as regressões estimadas (equação 2) incluem uma *dummy* de ano, para controlar por fatores macroeconômicos. Desvios padrões robustos à presença de heterocedasticidade são apresentados. O teste de sobreidentificação exibido é a versão do teste robusta à presença de heterocedasticidade de Wooldridge (2002), e entre parênteses apresenta-se o nível descritivo (*p value*) do teste.

A tabela 1 mostra os coeficientes dos preços para a demanda dos três produtos⁷. Abaixo do valor de cada coeficiente estimado, encontra-se o desvio-padrão (esquerda) e o valor da estatística t (direita).

⁷ Os resultados que dizem respeito às demais variáveis explicativas são omitidos no presente texto. Sugerimos ao leitor interessado que veja Nakane, Alencar e Kanczuk (2005). Observamos que praticamente todos os coeficientes dessas variáveis foram significativos e apresentaram o sinal esperado.

Tabela 1 – Resultados das estimações de demanda

| Variável | Depósitos a prazo | Depósito à vista mais poupança | Empréstimos |
|---------------------------------|----------------------------|-----------------------------------|------------------------------|
| Preço dep. prazo | 13,00453 0,540 (24,07) | -1,447618 0,203 (-7,14) | |
| Preço serviços | -2,788356 0,306 (-9,10) | -0,8701224 0,109 (-7,99) | |
| Preço empréstimos | | | -0,3968123 0,018 (-21,64) |
| Teste de sobre identificação | | | |
| | 398,737 (0,0) | 1330,39 (0,0) | 191,63 (0,0) |
| R2 ajustado 1º estágio: | | | |
| Preço dep. prazo | 0,8799 | 0,7953 | |
| Preço serviços | 0,4779 | 0,4016 | |
| Preço empréstimos | | | 0,4909 |
| Teste F 1º estágio: | | | |
| Preço dep. prazo | 3683,12 | 2174,08 | |
| Preço serviços | 461,09 | 376,40 | |
| Preço empréstimo | | | 600,29 |
| Observações | 16084 | 16783 | 19265 |

Conforme esperado, o preço dos depósitos a prazo tem um impacto positivo sobre sua própria demanda, enquanto o preço dos serviços bancários tem um impacto negativo sobre a demanda por depósitos a prazo, sendo que os coeficientes são bastante significativos. Os coeficientes estimados para os preços do modelo da soma dos depósitos à vista mais poupança são negativos e altamente significativos. No caso da demanda por empréstimos, supõe-se que apenas o preço de empréstimos bancários afete a demanda. Como esperado, o coeficiente para o preço é negativo e altamente significativo.

Há que se mencionar que todos os modelos apresentados rejeitam a hipótese nula do teste de sobreidentificação. Não é claro, contudo, se esse resultado é devido à não validade dos instrumentos utilizados ou se é devido ao grande número de observações em cada regressão. Isso porque a estatística utilizada para o teste é proporcional ao número de observações. Como contrapartida aos resultados do teste de sobreidentificação, a significância estatística do teste F no primeiro estágio em todas as equações sugere que os instrumentos utilizados têm algum poder explicativo.

A partir das estimativas, é possível calcular as elasticidades-preço da demanda de cada banco na amostra⁸. A tabela 2 mostra o resultado para 2003. Os resultados são apresentados tanto para o banco

⁸ É possível, ainda, computar as elasticidades-preço cruzadas para cada par de bancos na amostra. Tais elasticidades não foram, contudo, calculadas.

mediano da amostra, quanto para a média ponderada (pela participação de mercado de cada banco) das elasticidades.

Tabela 2 – Elasticidades preço da demanda (2003)

| Produto | Preço depósito prazo | | Preço serviços | | Preço empréstimos | |
|-----------------------------|----------------------|---------|----------------|--------|-------------------|--------|
| | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média |
| Depósito a prazo | 15,8989 | 15,5895 | 0,7875 | 1,1427 | | |
| Depósito à vista + Poupança | 1,6354 | 1,4584 | 0,3324 | 0,3659 | | |
| Empréstimos | | | | | 1,4047 | 1,6078 |

Os resultados mostram que as elasticidades-preço próprias para a demanda de depósitos a prazo são bastante elevadas, situando-se no patamar de 15,5 a 15,9. Os valores encontrados para as elasticidades-preço da demanda por empréstimos e para a elasticidade da demanda por depósitos à vista mais poupança em relação a variações na taxa de juros são bem mais modestos. Finalmente, a demanda por ambos os tipos de depósitos considerados no trabalho foram inelásticas em relação a variações nos preços dos serviços bancários.

VIII.5 – Os testes de poder de mercado

Nesta seção, utilizaremos os modelos da seção 2, bem como os coeficientes estimados na seção 4, para realizar um teste de poder de mercado para a indústria bancária no Brasil.

Para cada um dos modelos, computamos a margem preço-custo absoluta compatível com concorrência de Bertrand e com a solução de cartel para cada banco da amostra. As expressões para tais margens são as que aparecem no lado direito das equações (6) a (8), bem como as expressões equivalentes para o modelo sob cartel. As estimativas para os coeficientes α 's são aquelas apresentadas na tabela 1.

A tabela 3 reporta os resultados, tanto para a mediana dos bancos quanto para a média ponderada (pelo volume de cada produto) desses bancos. Essa tabela também mostra o valor “observado” para a margem preço-custo. Note que os valores “observados” não dependem dos coeficientes da demanda, sendo, portanto, invariantes em relação aos distintos modelos. Entretanto, para o cálculo desses valores observados, é necessário que haja uma estimativa dos custos marginais respectivos. Os valores observados são, então, apresentados para dois conjuntos possíveis de estimativas desses custos marginais. O primeiro conjunto de valores observados supõe que os custos marginais sejam todos nulos, e os resultados são apresentados na primeira linha de cada produto. Um segundo conjunto de valores observados é apresentado, utilizando-se estimativas de custos marginais obtidas a partir de Fipecafi (2004), sendo esses resultados mostrados na segunda linha de cada produto.

Assim, para os propósitos deste trabalho, considera-se que 20,03% da receita de juros das atividades de empréstimo seja destinada à cobertura dos custos administrativos, que 71,7% da receita de serviços seja destinada à mesma finalidade, e que 52,88% das despesas de juros com depósitos a prazo sejam alocadas para cobrir as despesas administrativas.

Com base nessas hipóteses, foram calculados os valores “observados” para a margem preço-custo apresentados na linha 2 de cada produto da tabela 3.

Tabela 3 – Margem preço-custo absoluta (2003) % a.m.

| | Observado | | Bertrand | | Cartel | |
|--------------------|-----------|---------|----------|--------|---------|--------|
| | Mediana | Média | Mediana | Média | Mediana | Média |
| Depósito a prazo | 0,0818 | 0,0919 | 0,0653 | 0,1526 | 0,0833 | 0,1655 |
| | -0,5683 | -0,5530 | | | | |
| Serviços bancários | 1,3466 | 1,1387 | 0,8473 | 0,8914 | 2,4717 | 2,4171 |
| | 1,0683 | 0,7819 | | | | |
| Empréstimos | 2,2619 | 2,8032 | 2,5265 | 2,5602 | 3,0167 | 3,1765 |
| | 1,5464 | 1,9793 | | | | |

Para depósitos a prazo, os resultados indicam que mesmo o modelo de Bertrand superestima o grau de poder de mercado. Existe também uma diferença considerável entre a mediana e o valor médio, sendo que este último é superior ao primeiro. Esse resultado indica que a margem preço-custo absoluta, tanto predita pelo modelo quanto observada, é maior para bancos com maior participação no mercado.

Isto, no entanto, não significa que exista exercício de poder de mercado para esse produto. Os resultados mostram que, mesmo sob a suposição de que o custo marginal seja zero, os valores “observados” são inferiores aos respectivos valores preditos pelo modelo de Bertrand, com exceção do valor mediano. Neste último caso, o valor observado de 0,0818% a.m. para a margem preço-custo é superior ao valor predito sob o modelo de Bertrand (0,0653% a.m.), mas ainda é inferior à margem predita sob cartel (0,0833% a.m.). No entanto, quando se consideram os custos marginais de se proverem tais produtos, as margens observadas tornam-se negativas, indicando que o banco (mediano ou médio) tem prejuízo nessas operações.

Para serviços bancários, os valores observados sob custo marginal zero são maiores que os valores preditos sob o modelo de Bertrand, mas ainda significativamente inferiores aos valores preditos sob o modelo de cartel. Quando se incorpora o custo de provisão desses serviços, os valores observados estão próximos da hipótese de Bertrand. Assim, o modelo de Bertrand parece se constituir em uma descrição razoável do padrão de concorrência no mercado de serviços bancários.

Para o mercado de empréstimos bancários, os resultados são similares ao de depósitos a prazo. Ou seja, mesmo o modelo de Bertrand gera valores preditos para a margem preço-custo que superestimam os valores observados. Assim, mesmo sob a suposição de que os custos marginais de provisão de empréstimos sejam zero, apenas o valor médio é capaz de produzir um número que seja inferior ao observado. Quando se considera o efeito dos custos marginais de provisão de empréstimos, todas as margens preço-custo observadas são significativamente inferiores aos preditos pelo modelo de Bertrand.

A conclusão geral dos testes de poder de mercado é que mesmo o modelo de Bertrand parece superestimar o poder de mercado observado para depósitos a prazo e para atividades de empréstimo. Para o primeiro mercado, os resultados indicam que o banco (mediano ou marginal) não está operando com lucro econômico. Finalmente, o modelo de Bertrand parece ser adequado para descrever o mercado de serviços bancários. Em nenhum dos mercados, encontrou-se evidência de que o modelo de cartel seria uma representação adequada.

Além dos resultados para a mediana e para a média ponderada do conjunto dos bancos, comparamos a razão preço-custo absoluta observada para cada banco com seu valor predito. Em especial, verificamos se a razão preço-custo absoluta observada para um banco era inferior ao valor predito sob Bertrand, ou superior a esse, porém inferior ao valor predito sob cartel, ou superior ao valor predito sob cartel. A tabela 4 resume os resultados para cada um dos produtos bancários, mostrando tanto a proporção de observações para cada um dos três intervalos definidos, como a participação de mercado dos bancos em cada intervalo.

Tabela 4 – Margem preço-custo absoluta observada vs. predita (2003)

| | Menor que Bertrand | Entre Bertrand e Cartel | Maior que Cartel |
|---------------------------|---------------------------|--------------------------------|-------------------------|
| Depósitos a prazo | | | |
| % Obs. | 100,00 | 0,00 | 0,00 |
| Market share (%) | 100,00 | 0,00 | 0,00 |
| Serviços bancários | | | |
| % Obs. | 27,27 | 70,45 | 2,27 |
| Market share (%) | 91,73 | 8,25 | 0,02 |
| Empréstimos | | | |
| % Obs. | 75,47 | 6,60 | 17,92 |
| Market share (%) | 78,71 | 14,18 | 7,11 |

Os resultados para depósitos a prazo indicam que, tanto do ponto de vista do número de bancos, quanto com respeito à participação de mercado dessas instituições financeiras, a totalidade de observações está associada a valores para a margem preço-custo absoluta, que são inferiores aos preditos pelo modelo de Bertrand. Assim, condizente com os resultados anteriormente apresentados, conclui-se que o grau de poder de mercado observado para depósitos a prazo é ainda inferior ao que seria compatível com o modelo de Bertrand.

Para serviços bancários, o modelo estimado não apresenta número significativo de observações para a margem preço-custo absoluta acima dos valores preditos para cartel. No entanto, o modelo mostra que a maior parte dos bancos gera margens compatíveis com os intervalos observados entre Bertrand e cartel. Do ponto de vista de participação no mercado, contudo, tais bancos não são significativos. Ou seja, os bancos de maior participação têm margens preço-custo inferiores ao predito pelo modelo de Bertrand. Em suma, a conclusão anterior de que o modelo de Bertrand poderia ser uma boa representação do mercado de serviços bancários não é contradita pelos resultados da tabela 4.

Os resultados para o mercado de empréstimos também apontam no sentido de confirmar os resultados prévios, ou seja, de que a estrutura de mercado parece ser mais competitiva que a descrita pelo modelo de Bertrand.

VIII.6 – Considerações finais

O presente estudo apresentou resultados de um teste de poder de mercado para a indústria bancária no Brasil. A fim de alcançar esse objetivo, o primeiro passo foi a apresentação de um modelo de demanda por produtos bancários e a elaboração de um modelo de comportamento dos bancos sob as hipóteses de concorrência de Bertrand e de cartel. A segunda etapa foi a estimação de diferentes especificações do

modelo de demanda para três produtos bancários: (a) depósitos a prazo; (b) soma de depósitos à vista e poupança; e (c) empréstimos. Por fim, foram apresentados os testes de poder de mercado.

As principais variáveis explicativas foram significativas e apresentaram os sinais esperados nas estimações da demanda para os diferentes produtos bancários. Na demanda por depósitos a prazo, a taxa de juros desses depósitos teve impacto positivo sobre sua própria demanda, e o preço dos serviços bancários, impacto negativo. Já para a demanda por depósitos à vista mais poupança, tanto o impacto do preço do depósito a prazo quanto o impacto do preço dos serviços apresentaram-se negativos. Na estimação da demanda por empréstimos, o impacto da taxa de juros desse produto foi negativo.

Na seção do teste de poder de mercado foi computada a margem preço-custo absoluta compatível com a concorrência de Bertrand e com a solução de cartel para cada banco da amostra, e se comparou com os resultados observados. Para depósitos a prazo, os resultados indicaram que mesmo o modelo de Bertrand superestima o poder de mercado observado no setor bancário brasileiro. Além disso, a margem preço-custo absoluta, tanto predita pelo modelo, quanto observada, foi maior para bancos com maior participação de mercado. No entanto, não se pôde concluir que exista exercício de poder de mercado para esse produto. Quanto aos serviços bancários, o modelo de Bertrand pareceu constituir uma descrição bastante razoável do padrão de concorrência desse produto. Por fim, para o mercado de empréstimos, os resultados são similares aos de depósitos a prazo, isto é, mesmo o modelo de concorrência de Bertrand gerou valores preditos para a margem preço-custo que superestimaram os valores observados.

Os resultados aqui apresentados estão alinhados com outros estudos empíricos que investigam o poder de mercado no setor bancário brasileiro. Nakane (2003) apresenta uma resenha desses trabalhos, em que a principal conclusão é a de que o setor bancário brasileiro é caracterizado por uma estrutura de mercado imperfeita. Porém, os testes até agora realizados rejeitam a hipótese de que os bancos brasileiros operam sob a forma de cartel.

Referências bibliográficas

BIS (2004). *74th Annual Report*. 215p.

BIS (2005). *75th Annual Report*. 217p.

DICK, Astrid (2002): “Demand estimation and consumer welfare in the banking industry”, Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Paper 2002-58.

FIPECAFI (2004): *Estudo Sobre a Estrutura da Taxa de Juros no Brasil*. Relatório preparado para a Febraban.

FMI (2004). *Global Financial Stability Report*, September, 229p.

NAKANE, Márcio I. (2003): “Concorrência e *spread* bancário: uma revisão da evidência para o Brasil”, em BANCO CENTRAL DO BRASIL, *Economia Bancária e Crédito – Avaliação de 4 anos do Projeto Juros e Spread Bancário*.

NAKANE, Márcio I., ALENCAR, Leonardo S., e KANCZUK, Fábio (2005): “Demand for bank services and market power in Brazilian Banking”, mimeo.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

IX – Custos de Mudança nas Linhas de Crédito do Setor Bancário Brasileiro*

*Leonardo S. Alencar***
*Eduardo A. S. Rodrigues***
*Tony Takeda***

IX.1 – Introdução

O objetivo deste artigo é testar a relevância de custos de mudança (*switching costs*) na indústria bancária do país. Esses custos ajudam a explicar a permanência de um cliente qualquer em um dado banco e, em princípio, podem ser importantes para o caso brasileiro.

Em muitos setores da economia os consumidores incorrem em algum custo ao mudarem de uma firma com a qual usualmente transacionam para outra com a qual não faziam negócios até então. Esses custos são conhecidos na literatura como custos de mudança (*switching costs*). A importância dessa modalidade de custo depende da indústria em questão, do ambiente econômico do país, da especificidade do produto e do período de tempo.

Os custos de mudança são causados por diferentes motivos: a necessidade de compatibilidade com os equipamentos existentes, o custo de aprender a usar novas marcas, a incerteza sobre a qualidade delas etc. No setor bancário esses custos poderiam ocorrer no custo de transação de fechar uma conta e de abri-la em um banco concorrente, na perda dos ganhos gerados pela troca de informações que ocorre no relacionamento de um cliente com um banco etc.

A relevância dos custos de mudança depende também do “tamanho” do cliente. No mercado bancário, é de se esperar que grandes clientes tenham menores custos de mudança. Isso porque os grandes clientes são, em geral, empresas cujos balanços são conhecidos publicamente, de modo que é mais fácil para o banco conhecer as informações relevantes desses clientes, o que lhes dá mais mobilidade entre os bancos. Em certo sentido, isso é consistente com o trabalho de Berg e Kim (1998), que não encontraram poder de mercado no nicho de grandes empréstimos, mas encontraram um forte poder de mercado para empréstimos de pequeno valor.

Vale observar que o consumidor que não transaciona com nenhuma firma também incorre em custos no começo de uma relação comercial, e esses são similares aos de um consumidor que muda de firma. Observando o assunto sob o ângulo das firmas, estas também estão sujeitas a custos paralelos aos que os clientes incorrem quando mudam de empresa. Um banco, por exemplo, tem de arcar com custos de transação ao abrir uma conta para um novo cliente, incorre em custos para aprender a trabalhar com ele e está sujeito à incerteza sobre a qualidade desse cliente.

Do ponto de vista teórico, os custos de mudança dão poder de mercado às empresas, e assim a participação de mercado de uma firma é relevante para seu lucro futuro. Como consequência, as firmas se deparam com o dilema de, por um lado, cobrar baixos preços para atrair novos consumidores e

*Agradecemos os comentários e sugestões de Márcio I. Nakane e Eduardo Lundberg. A visão aqui expressa e os eventuais erros cometidos são de inteira responsabilidade dos autores.

** Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil – Depep/SP.

“capturá-los”, e, por outro, cobrar maiores preços daqueles clientes que já foram “capturados” e perder parte da participação do mercado. Um exemplo concreto que ocorre no Brasil é o fato de vários bancos oferecem contas isentas de tarifas a universitários, a fim de induzi-los a serem seus clientes. Posteriormente, quando os estudantes se formam, esses bancos passam a cobrar tarifas.

Klemperer (1995) afirma que a existência de custos de mudança ajuda a explicar por que uma mesma firma (ou um mesmo banco) oferece muitos produtos aos consumidores. Um banco que ofereça poucos serviços força seus clientes a incorrerem em custos de mudança, se eles buscam maior variedade de produtos financeiros. Esse banco fica, então, em desvantagem em relação àqueles que oferecem uma ampla gama de serviços.

Apesar da importância teórica dos custos de mudança, o estudo empírico desses custos não é trivial. O motivo é que a falta de dados relativos às transações individuais de cada consumidor dificulta a estimação desses custos. No contexto dessas estimações, dificilmente há informações sobre a firma da qual um consumidor comprava anteriormente.

A fim de superar o problema de ausência das informações acima citadas, Kim *et al.* (2003) desenvolveram uma metodologia que torna desnecessários dados específicos de cada consumidor. A abordagem de Kim permite trabalhar com dados agregados e não exige a história de transição de cada cliente. Uma característica dessa abordagem é que ela permite aos clientes mudarem de banco a cada período. Nos modelos tradicionais, por outro lado, uma vez que o cliente escolhe o banco, não muda mais.

O presente estudo estima uma versão do modelo de Kim *et al.* (2003), aplicando-a ao caso brasileiro. As estimativas permitirão testar a existência de custos de mudança no país. A estimação apresentada permitirá deduzir informações quantitativas dos efeitos dos custos de mudança sobre algumas características do relacionamento dos clientes com os bancos. Essas informações possibilitarão julgar a validade do modelo para o Brasil.

O mercado examinado será o de empréstimos bancários. O relacionamento entre o banco e o cliente nesse mercado diminui a assimetria de informações entre os dois, possibilitando a redução da taxa de juros para os bons pagadores. Esse fenômeno faz com que os bons clientes incorram em taxas de juros mais elevadas em bancos que desconhecem suas características. O bom cliente fica, então, “preso” a uma dada instituição financeira e incorre em custos, caso mude de banco.

O presente artigo está organizado como se segue: a seção 2 apresenta as equações-chave que serão examinadas, assim como as modificações que foram feitas no modelo; a seção 3 apresenta brevemente os dados utilizados nas estimações; a seção 4 apresenta os resultados das estimações; a seção 5 conclui.

IX.2 – O modelo

O modelo teórico é uma versão modificada do apresentado em Kim *et al.* (2003). Iremos seguir a mesma nomenclatura de Kim, para facilitar a comparação da versão aqui apresentada com a daqueles autores.

Suponha um mercado imperfeito com n bancos que competem por meio de preços, no estilo de Bertrand. O empréstimo deve ser “consumido” no período em que foi feito. Cada cliente demanda uma unidade de empréstimo período a período, quantidade que muda exogenamente a uma dada taxa. O cliente

maximiza sua utilidade ao escolher o banco do qual tomará emprestado, dada a taxa de juros cobrada por cada banco, tendo em conta que uma posterior mudança de banco exigirá o custo de uma taxa mais alta de juros.

A escolha do banco é modelada em termos de probabilidade. Isso permite que, ao agregar os clientes, a probabilidade de escolher um banco seja representada pela proporção de clientes que optam por esse banco. A introdução dos custos de mudança é feita ao supor que a probabilidade de escolha dependa das decisões passadas do cliente. Tendo isso em vista, utilizam-se probabilidades de transição markovianas.

A probabilidade de um cliente que tomou emprestado do banco i no período $t-1$ tomar emprestado no mesmo banco no período t é dada por $Pr_{i \rightarrow i,t}$. De modo análogo, a probabilidade de um cliente que obteve um empréstimo em um banco rival no período $t-1$ passar a tomar emprestado no banco i no período t é dada por $Pr_{Ri \rightarrow i,t}$. A fim de simplificar o modelo, essas probabilidades serão funções lineares da taxa de juros cobrada pelo banco i no período t , $p_{i,t}$, da taxa de juros média dos demais bancos, $\bar{p}_{Ri,t}$, do custo de mudança entre os bancos, s , e da heterogeneidade dos bancos representada por interceptos específicos a cada banco, α_0^i :

$$Pr_{i \rightarrow i,t} = \alpha_0^i + \alpha_1 p_{i,t} + \alpha_2 (\bar{p}_{Ri,t} + s), \quad (1)$$

$$Pr_{Ri \rightarrow i,t} = \alpha_0^i + \alpha_1 (p_{i,t} + s) + \alpha_2 \left(\bar{p}_{Ri,t} + \frac{n-2}{n-1} s \right), \quad (2)$$

onde n é o número de bancos da amostra, α_1 mede a sensibilidade da probabilidade de transição à taxa de juros do próprio banco, e α_2 mede a sensibilidade aos preços cruzados.

Kim *et al.* (2003) supõem que a demanda total por empréstimos seja inelástica, de modo que um pequeno aumento em $p_{i,t}$ teria um efeito idêntico a uma diminuição na mesma magnitude em $\bar{p}_{Ri,t}$. Sendo assim, os autores adotaram a hipótese de que $\alpha_1 = -\alpha_2$. No presente trabalho, essa hipótese será relaxada, e sua validade para o caso brasileiro será testada.

A demanda por empréstimos do banco i no período t , $y_{i,t}$ é dada no modelo por:

$$y_{i,t} = (y_{i,t-1} Pr_{i \rightarrow i,t} + y_{iR,t-1} Pr_{iR \rightarrow i,t}) g_t, \quad (3)$$

onde g_t é uma taxa exógena de crescimento do mercado, $g_t \equiv \sum y_{i,t} / \sum y_{i,t-1}$. Iremos supor que $(y_{i,t-1} Pr_{i \rightarrow i,t} + y_{iR,t-1} Pr_{iR \rightarrow i,t}) g_t = y_{i,t-1} g_{t-1}$. Essa suposição garantiu que o modelo estimado passasse em todos os testes estatísticos, e as probabilidades de transição permanecessem entre zero e um. Essa hipótese equivale a dizer que $y_{i,t+1} / y_{i,t} = \sum y_{i,t} / \sum y_{i,t-1}$, isto é, o crescimento no volume de empréstimos de um banco é igual ao crescimento do mercado de empréstimos no período anterior.

Uma vez adotadas essas hipóteses e seguidas as demais suposições de Kim *et al.* (2003), pode-se chegar às seguintes equações a serem estimadas:

$$pcm_{i,t} = -\frac{\sigma_{i,t}}{\alpha_1} - \delta \sigma_{i,t} g_t s \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1 (n-1)} - 1 \right), \quad (4)$$

$$\sigma_{i,t} = -\sigma_{i,t-1} \left(\alpha_1 s - \frac{\alpha_2 s}{n-1} \right) + \alpha_0^i + \alpha_1 (p_{i,t} + s) + \alpha_2 \left(\bar{p}_{iR,t} + s \frac{n-2}{n-1} \right), \quad (5)$$

onde, para o banco i no período t , $pcm_{i,t} \equiv p_{i,t} - mc_{i,t}$ é a margem entre a taxa de juros e o custo marginal, $\sigma_{i,t} \equiv y_{i,t} / \sum_{k=1}^n y_{k,t}$ é a sua participação no mercado, e d é o fator de desconto de um período do banco. A equação (4) resulta do problema de maximização de lucros do banco, e a (5) provém do lado da demanda.

A partir da equação (5), pode-se calcular o efeito da “participação do banco no mercado no período imediatamente anterior” na “sua participação no período atual”. Esse efeito pode ser denominado efeito *lock-in* e é dado por:

$$\frac{\partial \sigma_{i,t}}{\partial \sigma_{i,t-1}} = - \left(\alpha_1 s - \frac{\alpha_2 s}{n-1} \right). \quad (6)$$

O modelo de Kim *et al.* (2003) permite também examinar o valor do *lock-in* de um cliente para o banco. Para isso, seja o valor presente do lucro do banco igual a:

$$V_{i,t} = \sum_{t=\tau}^{\infty} \delta^{t-\tau} \pi_{i,t}, \quad (7)$$

onde $\pi_{i,t}$ é o lucro do banco i no período t , dado por $y_{i,t} \times p_{i,t} - c_{i,t}$, onde $c_{i,t}$ é uma função custo. Defina o valor marginal de um cliente conquistado (*locked-in*) pelo banco, $mv_{i,t}$, como o aumento marginal no valor presente do banco devido a esse cliente adicional conquistado ($\partial V_{i,t} / \partial y_{i,t}$), que é acrescido ao aumento nos lucros gerados pelos empréstimos correntes para esse cliente. Isso equivale a:

$$\frac{\partial V_{i,t}}{\partial y_{i,t}} = \frac{\partial \pi_{i,t}}{\partial y_{i,t}} + mv_{i,t} \quad (8)$$

Kim *et al.* (2003) demonstram que, para um mercado de tamanho constante no estado estacionário, a proporção de $mv_{i,t}$ em $\partial V_{i,t} / \partial y_{i,t}$ é dada pelo efeito *lock-in* (6), descontado em um período:

$$\frac{mv_{i,t}}{\partial V_{i,t} / \partial y_{i,t}} = -\delta \left(\alpha_1 s - \frac{\alpha_2 s}{n-1} \right). \quad (9)$$

IX.3 – Os dados

Os dados utilizados referem-se ao volume total agregado das operações de crédito pré-fixadas com recursos livres, sem que seja feita separação entre pessoa física e pessoa jurídica. As observações são semestrais e cobrem o período que se estende do segundo semestre de 2001 ao segundo semestre de 2004. Ao longo desse período, o prazo médio das operações de crédito foi próximo a sete meses e meio. Como se está utilizando um período menor do que o prazo médio dos empréstimos, a estimação do modelo irá captar duas possibilidades de mudança de clientes. A primeira é a do cliente que tem seu contrato de empréstimo

concluído e resolve mudar de banco no novo contrato. A segunda é a do cliente que decide interromper o contrato, pagar a dívida restante e obter um empréstimo em outro banco com melhores condições.

A taxa de juros média semestralizada de cada banco foi construída da seguinte forma: primeiro a taxa média do mês da modalidade (tm) foi calculada a partir da taxa de juros das concessões de cada dia de cada modalidade (td), ponderada pelo volume das concessões diárias; a taxa média do mês das operações prefixadas (to) foi então calculada a partir da série de tm, ponderada pelo estoque de cada modalidade no último dia de cada mês; por fim, calculou-se a taxa de juros média semestralizada (ts) a partir das to, ponderada pelo estoque final de cada mês. Na realidade, como a série de td estava originalmente anualizada, tirou-se a raiz quadrada da série de ts para se obter uma taxa semestralizada.

A quantidade de empréstimo (qt) de cada banco no semestre utilizada nas estimações foi definida como o estoque médio de operações de crédito prefixadas (média simples dos seis meses do valor do saldo do último dia do mês). Essa média foi adotada para suavizar os dados.

Foram usadas duas definições para a taxa de juros média dos concorrentes. A primeira foi uma taxa calculada a partir da média simples das ts dos concorrentes. A segunda foi taxa média calculada, considerando a ts dos concorrentes ponderada pela qt de cada concorrente. Como os resultados obtidos com as duas taxas são praticamente iguais, nos resultados apresentados na próxima seção utiliza-se a primeira medida.

Além disso, foram feitas duas hipóteses. A primeira é que a taxa de desconto intertemporal do banco seja igual ao inverso da taxa de juros básica da economia. A segunda é que o custo marginal de um banco fazer um empréstimo é 20,03% da taxa de juros de empréstimo daquele banco. Esta última hipótese é consistente com os resultados encontrados em Nakane *et al.* (2005) e divulgado pela Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras (Fipecafi) (2004).

O estudo da Fipecafi utilizou informações de controladoria a partir de uma amostra de nove bancos, para decompor os custos administrativos associados a três áreas de uma instituição financeira: empréstimos, tesouraria e serviços. As atividades de captação não foram consideradas como uma área específica, de modo que os custos dessas atividades estavam distribuídos entre as três áreas. Os resultados do estudo sugeriram que 33% da receita de juros dos empréstimos são destinadas ao pagamento dos custos administrativos. Contudo, parte de tais custos deve ser alocada às atividades de captação. Nakane *et al.* (2005) supuseram que os processos relativos a “Relacionamento com clientes” e a “Captação de recursos” estavam totalmente relacionados à atividade de captação, de modo que 38,89% dos custos administrativos de atividades de empréstimos estariam relacionados com esses dois processos. Assim Nakane *et al.* (2005) consideraram que 20,03% da receita de juros das atividades de empréstimo seriam destinadas à cobertura dos custos administrativos.

IX.4 – Resultados

O sistema de equações (4) e (5) foi estimado por GMM. A equação (5) possui um efeito fixo específico a cada banco. A fim de eliminá-lo, essa última equação será estimada na primeira diferença. As variáveis endógenas do modelo são as taxas de juros e as participações no mercado e foram instrumentalizadas pela defasagem da participação no mercado de cada banco, pela primeira diferença de defasagens dessa participação e por uma constante. A primeira diferença da equação (5) e o uso dos instrumentos reduziram o período amostral para três semestres, do segundo semestre de 2003 ao segundo semestre de 2004, totalizando 291 observações na amostra. A amostra é um painel balanceado com 97 bancos.

Nas estimativas, um s positivo indica a existência de custos de mudança no mercado de empréstimos bancários. Uma vez que se tem a expectativa que a demanda seja uma função negativa da taxa de juros do próprio banco e positiva da dos demais bancos, um resultado esperado é que α_1 seja negativo e α_2 positivo. As estimativas do modelo são apresentadas na tabela 1.

Tabela 1 – Estimativa dos parâmetros do modelo

| α_1 | α_2 | s | teste J | teste χ^2 | número de obs. |
|-------------------------|------------------------|------------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------|
| -0,070374 (0,015847) | 0,070367 (0,017926) | 8,789291 (2,578288) | 0,323702 (2) [0,850567] | 0,0000005 (1) [0,999459] | 291 |

Obs.: Entre parênteses, abaixo de cada coeficiente estimado, encontra-se o desvio padrão. O grau de liberdade dos testes J e χ^2 são apresentados entre parênteses, e o nível de significância entre colchetes.

Pode-se observar que os sinais dos coeficientes estimados foram os esperados, e os coeficientes são significativos a 1%. As restrições de sobre-identificação do modelo são testadas por meio do teste J. O resultado do teste indica que o modelo não pode ser rejeitado nos níveis usuais de significância. A hipótese de que $\alpha_1 = -\alpha_2$ é testada no teste χ^2 . O resultado indica que não se pode rejeitar essa hipótese. Isso significa que não se pode rejeitar a conjectura de que a demanda total por empréstimos no país seja inelástica.

Devem-se fazer duas ressalvas quanto aos resultados. Em primeiro lugar, apesar de a estimação indicar a existência de custos de mudança, esses custos não apresentam a interpretação de taxa de juros que Kim *et al.* (2003) haviam feito. Em segundo lugar, os resultados são sensíveis aos instrumentos utilizados. De modo especial, o algoritmo utilizado convergiu em poucas combinações de instrumentos.

Uma vez estimado o modelo, as estimativas dos coeficientes podem ser utilizadas para deduzir uma série de contrafactuais, isto é, informações dos efeitos dos custos de mudança sobre algumas características do relacionamento dos clientes com os bancos.

Substituindo os valores estimados dos coeficientes nas equações (1) e (2) podemos calcular as probabilidades de mudança para o banco médio¹. Iremos utilizar a amostra inteira nas contas que se seguem. A probabilidade média de um cliente tomar emprestado no mesmo banco de um semestre para o seguinte é de 63,05%, enquanto a probabilidade média de um cliente deixar de tomar emprestado com os rivais e ir para um banco específico é de 0,55%. Em termos anuais, a taxa média de saída do cliente da linha de crédito de um banco é $\theta = 1 - (Pr_{i \rightarrow i,t})^2 = 0,60$. A duração média do relacionamento do cliente com o banco nas linhas de crédito é dada por $\varphi = 0,5 \div (1 - 0,6305) = 1,4$ ano. Esse resultado, no entanto, pode não ser esclarecedor, uma vez que alguns clientes talvez nunca mudem de banco na linha de crédito. Podemos então calcular o tempo necessário para que $k\%$ dos clientes optem por obter crédito em outro banco. Definindo esse período de tempo por $\lambda = \ln(1 - k) \div \ln(1 - 0,60)$, para $k = 99\%$, λ é igual a 5,03 anos.

As estimações de Kim *et al.* (2003) levam a concluir que para a Noruega temos os seguintes valores: $\theta = 0,40$, $\varphi = 3,81$ anos e $\lambda = 8,9$ anos. Ou seja, o modelo estimado para o Brasil indica que o relacionamento médio do cliente na linha de crédito de um banco determinado é menor do que na Noruega. No entanto, ambos os resultados estão baixos. Aqueles autores citam, por exemplo, que a duração média do relacionamento do cliente com o banco era de quatorze anos na Itália, de sete anos nos Estados Unidos, de treze anos na Alemanha e de 7,8 anos na Bélgica. Os contrafactuais estimados levantam, então, um questionamento sobre a validade do modelo.

¹ Seguindo Kim *et al.* (2003), nas contas que se seguem, assume-se que $\alpha_o^i = 1/n$.

A abordagem de Kim, não obstante, permite deduzir outras características do relacionamento do banco com o cliente. A equação (6) apresenta a contribuição da participação no mercado no período anterior para o período corrente, chamado aqui efeito *lock-in*. Utilizando as estimativas da tabela 1, essa contribuição é 0,62. Isso significa que 62% da participação no mercado do banco médio se deve ao relacionamento entre o banco e o cliente no semestre anterior.

Por fim, outro resultado relevante é a proporção do valor marginal do cliente (*locked-in*), $mvl_{i,t}$, em relação ao aumento marginal do valor presente do banco que é devido a esse cliente conquistado, $\partial V_{i,t}/\partial y_{i,t}$, dado por (9). Tendo em conta toda a amostra, o valor dessa proporção é 0,57. Isso indica que 57% do valor adicionado pelo cliente é atribuído ao fenômeno *lock-in* gerado pelos custos de mudança.

IX.5 – Considerações finais

Neste artigo testamos a relevância empírica de custos de mudança para o caso brasileiro. Todos os coeficientes do modelo estimado de custos de mudança obtiveram os sinais esperados, e o modelo passou em todos os testes. Os resultados indicaram que não se pode rejeitar a hipótese da existência de custos de mudança na indústria bancária brasileira. As estimações também permitiram testar a hipótese de que a demanda total por empréstimos seja inelástica no Brasil. Os resultados indicaram que essa hipótese não pode ser rejeitada.

O modelo de Kim *et al.* (2003) permite extrair várias informações quantitativas sobre o efeito dos custos de mudança no relacionamento dos bancos com os clientes. Neste sentido o modelo produziu resultados que aparentam ser discrepantes em relação ao que se esperava. Por exemplo, o modelo estimado prevê que a duração média do relacionamento do cliente com o banco nas linhas de crédito seja de 1,4 ano. O modelo também prevê que o tempo necessário para que 99% dos clientes optem por obter crédito em outro banco seja de 5,03 anos, valores aparentemente baixos, o que produz um questionamento sobre a validade do modelo de Kim para o Brasil.

No presente trabalho as estimações foram feitas com dados agregados para pessoas físicas e jurídicas. A próxima etapa será desagregar esses dados e estimar separadamente para esses dois tipos de clientes.

Referências bibliográficas

BERG, Sigbjorn e KIM, Moshe (1998): “Banks as Multioutput Oligopolies: an Empirical Evaluation of the Retail and Corporate Banking Markets”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 30, 135-153.

FIPECAFI (2004): Estudo Sobre a Estrutura da Taxa de Juros no Brasil. Relatório preparado para a Febraban.

KLEMPERER, Paul (1995): “Competition when Consumers Have Switching Costs: an Overview with Applications to Industrial Organization, Macroeconomics, and International Trade”, *Review of Economic Studies*, 62, 515-539.

KIM, Moshe, KLIGER, Doron e VALE, Bent (2003): “Estimating Switching Costs: The Case of Banking”, *Journal of Financial Intermediation*, 12, 25-56.

NAKANE, Márcio I., ALENCAR, Leonardo S. e KANCZUK, Fábio (2005): “Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking”, mimeo.