

VI – Concorrência e *Spread* Bancário: uma Revisão da Evidência para o Brasil

Márcio I. Nakane*

É comum encontrar-se afirmações de alguns analistas e também na imprensa de que um dos motivos pelos quais o *spread* bancário seria elevado no país estaria relacionado à baixa concorrência existente no setor. O propósito deste capítulo é sumarizar alguns estudos recentes sobre o poder de mercado no setor bancário brasileiro e avaliar o fundamento de afirmações como as mencionadas.

VI.1 Concentração Bancária e Taxas de Empréstimo

Uma das possíveis evidências de que o setor bancário brasileiro possa apresentar problemas de baixa concorrência está relacionada ao movimento de redução no número de instituições bancárias operando no país e, portanto, a um aumento nos índices de concentração bancária. A Tabela 1 apresenta as evidências.

Tabela 1: Concentração no setor bancário brasileiro, 1994-2003

ANO	Número de Bancos	Índice de Herfindahl		
		Ativos	Crédito	Depósitos
1994	246	0.0706	0.0990	0.0858
1995	242	0.0678	0.1001	0.0991
1996	231	0.0674	0.0960	0.0952
1997	217	0.0676	0.1227	0.0934
1998	203	0.0786	0.1351	0.0931
1999	194	0.0744	0.1137	0.0986
2000	192	0.0687	0.0875	0.0902
2001	182	0.0630	0.0566	0.0891
2002	167	0.0692	0.0596	0.0884
2003*	164	0.0758	0.0691	0.0911

(*) Junho 2003

Fonte: cálculos do autor a partir de dados do Banco Central

O número de instituições bancárias em atividade no país de fato observou redução expressiva no período recente. Desde 1994, tal número passou de 246 para 164, uma redução de 82 bancos, ou de um terço. As razões desta redução são bem conhecidas¹ e estão relacionadas com o processo de consolidação do setor depois da crise bancária de 1995. Tal consolidação implicou no fechamento, venda, fusões e aquisições de várias instituições financeiras. Mais recentemente, a redução no número de instituições bancárias está relacionada com o aumento nos custos de operação e manutenção de carteiras comerciais em razão da implementação do Sistema de Pagamentos Brasileiro (SPB).

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do autor e não refletem necessariamente a visão do Banco Central do Brasil.

¹ Vide, a respeito, Rocha (2001).

Apesar da redução expressiva no número de bancos comerciais em atividade no país, os reflexos sobre os índices de concentração não foram significativos. A Tabela 1 mostra o índice de concentração de Herfindahl calculado para o ativo circulante e realizável de longo prazo, para o volume de créditos e para o total de depósitos. Observa-se que, com exceção do comportamento do índice para o volume de crédito, os índices de concentração apresentam-se bastante estáveis ao longo do tempo.

A partir de 2002, com a saída de alguns bancos estrangeiros do mercado brasileiro, os índices de concentração começam a aumentar. Entretanto, até o presente momento, tais aumentos não se mostraram atípicos.

O índice de Herfindahl para o volume de crédito mostra-se bastante volátil ao longo do tempo, oscilando entre 0,135 em 1998 e 0,057 em 2001. Boa parte da explicação para a forte queda em 2001 está vinculada à transferência de parcela da carteira de créditos da CEF para a Emgea (Empresa Gestora de Ativos) no âmbito do Proef (Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais).

Os índices de concentração apresentados na Tabela 1 são altos ou baixos? De acordo com os padrões que governam as decisões das autoridades antitruste americanas, tais índices seriam indícios ou de mercados não concentrados (quando o índice de Herfindahl é inferior a 0,1) ou de mercados moderadamente concentrados (índice de Herfindahl entre 0,1 e 0,18).

Relativamente a sistemas bancários de outros países do mundo, um levantamento do Banco Mundial para 92 países² mostra que calculando-se a razão de concentração em termos de ativos totais para os três maiores bancos de cada país, o Brasil é o 12^o país com menor concentração.

Com relação ao índice de Herfindahl, Bikker e Haaf (2002) reportam tais índices para 23 países industrializados para o total de ativos para o ano de 1997. Comparando com a informação equivalente para o Brasil disponível na Tabela 1 (0,068), pode-se perceber que o país apresenta índices de concentração superiores aos de países como Estados Unidos (0,02), Alemanha (0,03), Luxemburgo (0,03), Itália (0,04) e França (0,05), índices similares aos de países como Japão (0,06), Reino Unido (0,06) e Espanha (0,08), e índices inferiores aos de países como Portugal (0,09), Coreia do Sul (0,11), Bélgica (0,12), Noruega (0,12), Suécia (0,12), Austrália (0,14), Canadá (0,14), Dinamarca (0,17), Irlanda (0,17), Nova Zelândia (0,18), Grécia (0,20), Holanda (0,23), Finlândia (0,24) e Suíça (0,26).

Em pelo menos dois sentidos, os índices de concentração exibidos na Tabela 1 podem estar subestimando o poder de mercado dos bancos. Em primeiro lugar, devido ao processo de fusões e aquisições, várias instituições bancárias pertencem a um mesmo controlador. Em segundo lugar, o mercado em que as instituições financeiras competem pode ter escopo mais restrito que os abarcados pela Tabela 1.

Rocha (2001) analisa o primeiro ponto e calcula os índices de concentração para os grupos bancários, definidos como os que englobam os bancos que têm o mesmo controlador.

² World Bank (1999): "A new database on financial development and structure", disponível *online* em <http://econ.worldbank.org/>. Utilizou-se a informação para 1997, a mais recente disponível.

Rocha mostra que os valores encontrados para os índices de concentração dos grupos bancários não diferem de forma importante daqueles reportados na Tabela 1.

Tonooka e Koyama (2003) consideram o segundo ponto levantado acima ao calcular os índices de concentração para modalidades específicas de empréstimo no segmento de taxas livres. Utilizando informações mensais de janeiro de 2001 a fevereiro de 2002, os autores mostram que modalidades como desconto de nota promissória (índices de Herfindahl entre 0,3 e 0,2) ou como operações com cartão de crédito (índices de Herfindahl entre 0,13 e 0,18) apresentam mercados relativamente mais concentrados que as demais modalidades.

Tonooka e Koyama (2003) também mostram que os índices de concentração não têm impacto sobre as taxas de empréstimo cobradas pelos bancos. Os autores utilizam dados para bancos individuais para taxas de empréstimo em sete modalidades de pessoa jurídica (*hot money*, desconto de duplicata, desconto de nota promissória, capital de giro, conta garantida, *vendor* e aquisição de bens) e cinco de pessoa física (cheque especial, crédito pessoal, cartão de crédito, aquisição de veículos e aquisição de outros bens que não veículos) em regressões que, além da concentração bancária, controlam pelo efeito da inadimplência, do prazo médio de cada modalidade, das despesas administrativas e da razão entre o volume de crédito em aplicações livres e o ativo circulante. A técnica de estimação utilizada foi a de funções de estimação generalizadas (GEE) sendo que cada equação foi estimada mês a mês entre janeiro de 2001 e fevereiro de 2002.

Os autores mostram ainda que, mesmo quando substituem os índices de concentração pela participação no mercado de cada banco ou ainda quando as modalidades de empréstimo são agrupadas em dois grandes grupos (pessoa jurídica e pessoa física) persistem os resultados de que a variável representativa do poder de mercado continua sendo não significativa. Segundo os autores, “com exceção do mercado de nota promissória, todos os demais mercados apresentam graus de concentração relativamente baixos, talvez baixos o suficiente para não caracterizar a existência de poder de mercado por parte dos bancos. É possível que esta desconcentração esteja relacionada com a inexistência de importantes barreiras à entrada nos mercados. Com efeito, uma vez que a definição de mercado relevante é baseada no conceito de produto, ou seja, de modalidade de crédito, a entrada de um banco que já atua em determinados mercados de crédito para pessoa jurídica, por exemplo, em um novo mercado de crédito para pessoa jurídica não implicaria grandes custos adicionais em relação à captação de recursos, infra-estrutura física e recursos humanos. Neste sentido, poder-se-ia afirmar que as barreiras à entrada não são elevadas. Se este for o caso, uma grande participação de mercado não se traduziria em maior poder de mercado, pois qualquer tentativa de tirar vantagem desta posição incentivaria a entrada de novos concorrentes. Isto explicaria o fato de tanto o grau de concentração quanto a participação de mercado apresentarem-se não significativos nas equações estimadas” (p. 16-17).

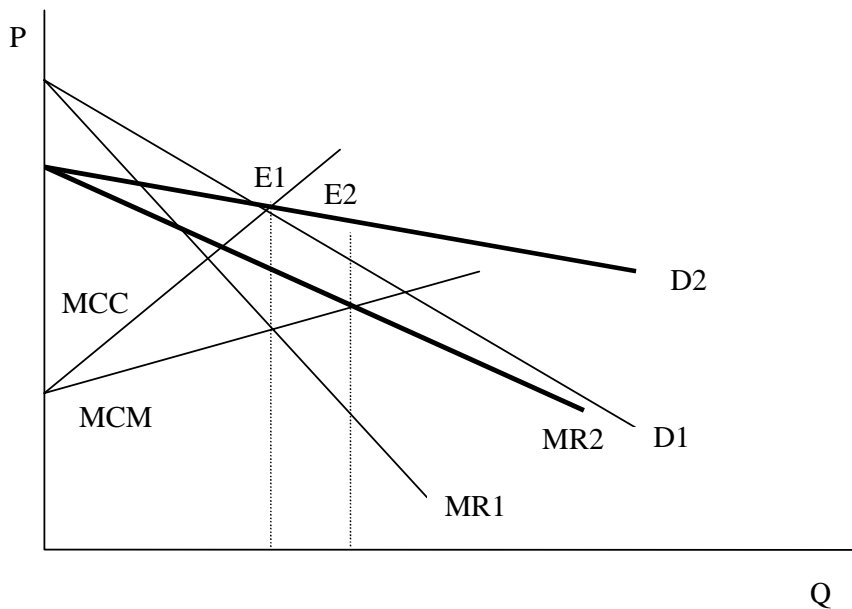
VI.2 Testes de Poder de Mercado

Os resultados de Tonooka e Koyama (2003) sugerem que poder de mercado, medido quer por índices de concentração, quer pela participação de mercado, não é um fator significativo a influenciar taxas de empréstimo bancários. Contudo, pode-se argumentar que tanto índices de concentração quanto participação de mercado sejam medidas

imperfeitas de poder de mercado. Outros estudos procuraram avaliar diretamente o poder de mercado dos bancos no Brasil. Dentre eles, destacamos os de Nakane (2002), Belaisch (2003) e Petterini e Jorge Neto (2003), que passamos a resumir.

Nakane (2002) utiliza a metodologia desenvolvida por Bresnahan (1982) e por Lau (1982) para testar o poder de mercado dos bancos brasileiros no segmento de crédito livre. Segundo esta metodologia, a inclusão, na equação de demanda por empréstimos, de um termo de interação entre a taxa de juros de empréstimo e fatores que deslocam a demanda, permite rodá-la, o que leva à identificação do parâmetro associado ao poder de mercado. A intuição desta metodologia pode ser melhor apreciada com a ajuda da Figura 1, retirada de Bresnahan (1982).

Figura 1
Identificação da Estrutura de Mercado



A figura representa um mercado hipotético para um bem ou serviço particular onde Q representa sua quantidade e P seu preço. As linhas $MR1$ e $D1$ representam, respectivamente, as funções de receita marginal e de demanda iniciais. As linhas MCM e MCC denotam, respectivamente, funções de custo marginal lineares para um cartel (ou monopólio) e para uma indústria perfeitamente competitiva. Assim, $E1$ representa o equilíbrio inicial sob ambas as estruturas de mercado.

Imagine agora que exista um deslocador da demanda que faça com que a curva de demanda rode em torno de $E1$ para $D2$. O equilíbrio sob concorrência perfeita continua sendo dado por $E1$, mas o equilíbrio sob monopólio deslocou-se para $E2$. Portanto, o deslocamento da curva de demanda juntamente com sua rotação tem implicações que são distintas, do ponto de vista observacional, sob concorrência perfeita e sob monopólio.

Quando o termo que roda a curva de demanda é significativo é possível identificar o coeficiente que sumariza o grau de poder de mercado em uma indústria. Tal coeficiente

mensura a resposta percentual da oferta de empréstimos do mercado em resposta a um aumento percentual na oferta de empréstimo de um banco individual. Se a indústria bancária for perfeitamente competitiva, este coeficiente é igual a zero. No outro extremo, se a indústria bancária comporta-se como um cartel, então o coeficiente é unitário. As estruturas de mercado intermediárias geram valores compreendidos entre 0 e 1 para este coeficiente.

Nakane (2002) aplica a metodologia descrita acima para dados agregados mensais de empréstimos no segmento livre entre agosto de 1994 e agosto de 2000. O autor utiliza uma especificação dinâmica representada por um modelo de correção de erros. A estimativa é feita por mínimos quadrados em dois estágios para lidar com problemas tradicionais de determinação simultânea. O valor estimado para o coeficiente que representa o poder de mercado é de 0,0017. Apesar de seu baixo valor, ele é estatisticamente significativo, levando o autor a rejeitar a hipótese de concorrência perfeita. Por outro lado, o valor também é estatisticamente diferente de um, o que leva à rejeição da hipótese de cartel/conluio.

Assim, o autor conclui que os bancos brasileiros possuem algum poder de mercado e que as estruturas de mercado extremas, vale dizer concorrência perfeita e cartel/conluio, são descartadas. Adicionalmente, o baixo valor encontrado para o coeficiente que representa o poder de mercado sugere que a concorrência no setor é elevada.

Belaisch (2003) utiliza uma metodologia alternativa para avaliar o poder de mercado dos bancos brasileiros. A metodologia utilizada pela autora é a desenvolvida por Panzar e Rosse (1987). De acordo com esta abordagem, estima-se uma forma reduzida para uma equação de receitas e computa-se a soma das elasticidades com relação aos preços dos fatores. Denote-se esta soma pelo símbolo H . O poder de mercado é mensurado pelo grau em que alterações nos preços dos fatores (custos unitários) se refletem em receitas para os bancos.

Um aumento proporcional nos preços dos fatores resulta em um aumento igualmente proporcional nos custos médios e marginais, uma vez que tais funções são homogêneas de primeiro grau nos preços dos fatores. Assim, sob concorrência perfeita, o produto de equilíbrio não se altera e, devido à elasticidade infinita da curva de demanda, as receitas aumentam na mesma proporção que os preços dos fatores. Desta forma, sob concorrência perfeita, o coeficiente H é unitário. No outro caso extremo de monopólio, o aumento nos custos marginais leva tanto a uma queda no produto de equilíbrio quanto nas receitas totais do monopolista. Panzar e Rosse (1987) mostram que, neste caso, o coeficiente H será menor ou igual a zero. Finalmente, para as estruturas de mercado intermediárias, o coeficiente encontra-se entre zero e um.

Belaisch (2003) estima a equação de receitas totais utilizando dados individuais para uma amostra de 49 bancos brasileiros observados semestralmente entre 1997 e 2000. A autora considera preços de três insumos, a saber: preço de fundos (calculado como a razão entre despesas de captação e total de depósitos), preço unitário da mão de obra e preço de outros custos (calculado como a razão entre outros custos operacionais e número de agências bancárias). Além disso, Belaisch introduz outras variáveis de controle, dentre as quais depósitos totais, fundos administrados totais, razão entre o número de agências do banco e o número total de agências, a razão entre empréstimos e fundos administrados e a razão entre capital de risco e fundos administrados.

As equações são estimadas para cada ano separadamente, para todo os anos em conjunto, por diferentes métodos de estimação (estimador de efeitos fixos e de efeitos aleatórios para dados em painel), com e sem variáveis *dummy* de controle acionário e para diferentes sub-grupos de bancos (bancos públicos, bancos estrangeiros, bancos grandes e bancos pequenos e médios). A autora reporta resultados para doze especificações distintas. O coeficiente H estimado varia entre 0,5 e 0,96 com a média dos valores estimados sendo de 0,84. Para todas as especificações, a hipótese de conluio/cartel (coeficiente H sendo menor ou igual a zero) é descartada. Quatro das 12 especificações não rejeitam a hipótese de concorrência perfeita³. Para as demais especificações esta hipótese é rejeitada.

Assim, apesar de utilizar dados e metodologia distintos de Nakane (2002), ambos os trabalhos apresentam conclusões bastante similares, sumariadas a seguir: a hipótese de cartel/conluio é rejeitada; a hipótese de concorrência perfeita é rejeitada em quase todas as especificações; e, por fim, a estimativa pontual do coeficiente que representa o poder de mercado está mais próxima do caso de concorrência perfeita que do caso de cartel/conluio.

É interessante destacar que, enquanto Nakane (2002) avaliou a existência de poder de mercado no segmento de crédito livre, a análise de Belaisch (2002) é mais geral, abrangendo todos os mercados que contribuem para a geração de receitas para o banco.

Uma deficiência dos trabalhos de Nakane (2002) e de Belaisch (2002) é que os resultados alcançados por ambos são antes negativos que positivos. Vale dizer, a partir das evidências destes trabalhos pode-se concluir que a estrutura de mercado no setor bancário brasileira não é representada por nenhuma das estruturas de mercado extremas (concorrência perfeita e cartel) e, portanto, caracteriza-se como uma estrutura imperfeita. Contudo, tais trabalhos não permitem identificar qual estrutura imperfeita melhor descreve este mercado. Possíveis alternativas englobariam concorrência monopolística com diferenciação de produtos, oligopólio de Cournot, oligopólio de Bertrand, monopólios locais em mercados geograficamente estratificados, mercado com líder-seguidor *a la* Stackelberg, etc.

Ressalte-se que a exata identificação da estrutura de mercado não é um problema meramente semântico, visto que cada estrutura tem implicações de bem-estar bastante distintas. Por exemplo, sob concorrência monopolística não existem lucros extraordinários e, portanto, em princípio, não haveria grandes perdas de bem-estar neste caso. Outro exemplo é que, sob condições bastante gerais, pode-se mostrar que oligopólio de Bertrand (isto é, concorrência de taxas) gera configurações de equilíbrio com menores taxas, menores lucros para os bancos e maiores volumes que oligopólio de Cournot (isto é, concorrência de quantidades) [vide Vives (1985)].

Petterini e Jorge Neto (2003) buscaram identificar a estrutura de mercado imperfeita que melhor caracterizaria o setor bancário brasileiro, valendo-se da metodologia desenvolvida por Jaumandreu e Lorences (2002). Tal metodologia parte de um modelo estrutural do setor bancário e permite testar soluções de equilíbrio de jogos (e.g. conluio, Bertrand-Nash, Cournot-Nash) que sejam mais consistentes com os dados.

³ A hipótese de concorrência perfeita não é rejeitada para as seguintes especificações: modelo estimado somente para o ano de 1999, modelo estimado para todo o período incluindo uma *dummy* para bancos estrangeiros, modelo estimado para todo o período somente para bancos estrangeiros e modelo estimado para todo o período somente para bancos grandes.

A estratégia de estimação sugerida por Jaumandreu e Lorences (2002) envolve um procedimento em duas etapas. Primeiro, equações de demanda por empréstimo são estimadas para se obter estimativas dos efeitos preço (direto e cruzados). Segundo, a partir dos efeitos preço, semi-elasticidades correspondentes a diferentes soluções de equilíbrio são calculadas e um conjunto de equações de taxas de empréstimo representando cada uma de tais soluções são estimadas. Uma vez que as equações para as taxas de empréstimo compatíveis com cada solução de equilíbrio são obtidas, utiliza-se um teste de seleção de modelos para escolher entre elas.

Petterini e Jorge Neto (2003) aplicam tal metodologia para o caso do setor bancário brasileiro. Os autores estudam o comportamento de doze dos maiores bancos privados do país utilizando-se de informações semestrais para o período de junho de 1994 a dezembro de 2000⁴.

Três soluções de equilíbrio são estudadas: conluio, Bertrand e Bertrand por grupos. Neste último caso, supõe-se que exista coordenação de taxas internamente ao grupo e que exista concorrência de taxas *a la* Bertrand entre os grupos. A análise destaca três sub-casos referentes ao jogo de Bertrand por grupos: no primeiro, existem dois grupos que decidem as taxas de empréstimo, um formado pelos bancos de controle ou participação estrangeira e o outro formado pelos bancos nacionais; no segundo, existem cinco grupos que decidem as taxas de empréstimo, um composto pelos bancos de controle ou participação estrangeira e os outros compostos por bancos individuais (BRADESCO, ITAÚ, SAFRA e UNIBANCO); no terceiro, existem dez grupos, um formado pelos três maiores bancos da amostra (BRADESCO, ITAÚ e UNIBANCO) e os outros formados pelos bancos individuais restantes.

Uma vez estimados os vários modelos, Petterini e Jorge Neto (2003) os comparam utilizando-se de um teste de seleção de modelos devido a Vuong (1989). Com base neste critério, a solução de conluio é sempre rejeitada quando contrastada às outras soluções. As soluções que envolvem Bertrand por grupos também são rejeitadas quando contrastadas com a solução de Bertrand. Assim, os autores concluem que esta última estrutura de mercado é a que se mostra mais compatível com o setor bancário brasileiro. Este resultado é interessante porque, dentre as estruturas imperfeitas de mercado, oligopólio de Bertrand é o que está mais próximo do caso de concorrência perfeita, no sentido de reduzir as perdas de bem-estar associadas com preços acima do custo marginal.

Comparando o trabalho de Petterini e Jorge Neto com os trabalhos de Nakane e Belaisch, além da metodologia distinta, existem algumas diferenças com relação aos dados utilizados. Primeiro, como em Nakane e diferentemente de Belaisch, Petterini e Jorge Neto estudam as condições de concorrência somente no mercado de crédito. Segundo, ao contrário de Nakane, contudo, os autores utilizam dados dos balanços contábeis das instituições financeiras para obter tanto o volume quanto as taxas de empréstimo. Com relação ao volume, enquanto Nakane limita-se ao segmento livre, Petterini e Jorge Neto englobam também os créditos direcionados e os repasses de recursos. No que diz respeito às taxas de empréstimo, enquanto Nakane utiliza as taxas anunciadas pelos bancos em suas linhas de

⁴ A amostra é um painel não balanceado para os seguintes bancos: ABN, BANKBOSTON, BBA, BILBAO VIZCAYA, BRADESCO, CITIBANK, HSBC, ITAÚ, SAFRA, SANTANDER, SUDAMERIS e UNIBANCO.

empréstimo (taxas *ex ante*), Petterini e Jorge Neto constroem as taxas de empréstimo através da razão entre as rendas de operações de crédito e as operações de crédito (taxas *ex post*).

Uma terceira diferença está relacionada à amostra mais restrita de bancos utilizada no estudo. Petterini e Jorge Neto incorporam doze bancos privados em seu estudo, contrastando com 49 bancos em Belaisch e com todo o mercado em Nakane (este último, contudo, não utiliza dados individuais dos bancos, mas sim, apenas os dados agregados).

Para concluir, ressalte-se, novamente, que, apesar da metodologia, do alcance e dos dados serem bastante distintos entre os três trabalhos, os resultados obtidos chamam mais a atenção pelas suas similaridades que pelas suas diferenças. Assim, a partir das evidências dos três trabalhos, pode-se concluir que: a) a hipótese de que os bancos brasileiros comportam-se como em um cartel/conluio é rejeitada; b) a hipótese de que os bancos brasileiros comportam-se como em concorrência perfeita é rejeitada; c) os bancos brasileiros, portanto, operam em estruturas de mercado imperfeitas que, contudo, apresentam elevado grau de concorrência.

VI.3 Poder de Mercado e *Spread* Bancário

Os estudos sumariados na seção anterior sugerem que o exercício de poder de mercado pelos bancos brasileiros não é elevado. Portanto, não existe muito fundamento na idéia de que os elevados *spreads* bancários observados no país sejam decorrência da baixa concorrência do setor. Mas, então, como conciliar esta idéia com os próprios estudos do Banco Central que atribuem à margem líquida dos bancos uma contribuição de 40% na composição do *spread* bancário [vide Banco Central do Brasil (2002)]?

Pela metodologia adotada pelo Banco Central para efetuar a decomposição do *spread* bancário, o componente identificado como margem líquida do banco é obtido por resíduo. Isto implica que, além do elemento de lucro propriamente dito, ele também acaba capturando todos os outros fatores não incluídos na decomposição bem como os erros de medida dos fatores incluídos nesta decomposição⁵.

Um exemplo de um fator não incluído na decomposição do *spread* bancário é o problema dos subsídios cruzados. Pela existência de crédito direcionado a taxas subsidiadas (e.g. crédito rural, crédito habitacional), parte do *spread* bancário cobrado sobre operações no segmento livre reflete uma compensação por estas operações. Como na decomposição realizada pelo Banco Central este fator não é explicitamente considerado, ele acaba sendo refletido no componente denominado de margem líquida do banco.

Um exemplo de erro de medida sendo capturado pela margem líquida do banco diz respeito ao componente relativo à inadimplência. Em princípio, este componente deveria refletir o prêmio pelo risco de crédito envolvido na operação de empréstimo. Há razões, contudo, para acreditar que, da maneira como ele é calculado, exista uma grande subestimativa deste risco na decomposição realizada pelo Banco Central. O risco de crédito diz respeito não somente à eventualidade do devedor entrar em inadimplência, como também ao processo de

⁵ Os fatores incluídos na decomposição do *spread* bancário são: despesas de inadimplência, despesas administrativas, impostos indiretos, impostos diretos e margem líquida do banco.

recuperação de garantias e do valor emprestado pelo banco. O risco de crédito, portanto, é também afetado pelo tratamento dado aos credores pela legislação falimentar vigente, bem como pela maior ou menor agilidade do processo judicial em promover a recuperação do crédito⁶. Nenhum desses aspectos é particularmente favorável no país, o que aumenta enormemente o risco de crédito das instituições bancárias [Fachada, Figueiredo e Lundberg (2003)].

Em suma, pelas razões mencionadas, a margem líquida do banco identificada na decomposição do *spread* bancário não pode ser tomada como sinônimo de lucro dos bancos. Em particular, a fração referente ao lucro representa apenas uma parcela da margem líquida.

Uma evidência compatível com a interpretação acima é a ausência de lucros extraordinários no setor bancário, conforme o estudo de Málaga, Maziero e Werlang (2003). Os autores mostram que, quando ajustes referentes aos bancos que passaram por problemas de solvência são feitos, o retorno sobre o patrimônio líquido do conjunto dos bancos brasileiros é menor e mais volátil que o das empresas não financeiras na média do período 1995-2001.

VI.4 Informação Assimétrica e Custos de Transferência

Pode-se então, a partir das evidências disponíveis, concluir que a existência de poder de mercado nas operações de crédito não é algo relevante? A resposta exige uma qualificação. O que os estudos sobre a indústria bancária brasileira procuraram detectar foi a presença de poder de mercado na sua acepção tradicional. Ou seja, procurou-se investigar se a estrutura de mercado do setor bancário no Brasil poderia ser representada por alguma das estruturas de mercado clássicas da organização industrial.

Entretanto, o sistema bancário contém particularidades que o distingue de outros setores econômicos. Uma das particularidades mais relevantes é a presença de assimetria de informações⁷. Estas peculiaridades fazem com que exista a possibilidade de exercício de poder de mercado sob outras formas, ligadas, sobretudo, à obtenção de rendas (*rents*) informacionais.

Um exemplo típico são as práticas de fidelização do cliente, que geram altos custos de transferência (*switching costs*)⁸. A literatura sobre fidelização (*customer relationships*) em mercados bancários⁹ sugere que um banco tem uma vantagem sobre seus concorrentes porque, ao emprestar para seus clientes, o mesmo sabe mais a respeito das características dos mesmos que seus rivais. Esta vantagem informacional do banco traduz-se em poder de mercado temporário *ex post* mesmo quando os bancos são competitivos *ex ante*, com os bancos capturando parte de rendas informacionais sobre seus clientes [Sharpe (1990)]. A seleção adversa faz com que os melhores clientes acabem sendo “informacionalmente capturados” pelos bancos, criando altos custos de transferência. Ou seja, não é possível para

⁶ Vide Capítulo V deste Relatório.

⁷ Para uma discussão mais detalhada sobre a importância do uso de informações no setor bancário vide Capítulo VII, “O Uso de Informações no Crédito Bancário”.

⁸ Klemperer (1995) fornece uma revisão ampla da literatura de custos de transferência.

⁹ Vide Sharpe (1990) e Dell’Ariccia, Friedman e Márquez (1999).

um banco fazer ofertas para atrair os melhores clientes de seu rival sem, ao mesmo tempo, também atrair os de pior qualidade.

Existem evidências empíricas de que altos custos de transferência possam ser relevantes em mercados bancários. As altas taxas de empréstimo observadas em cartões de crédito podem ser atribuídas a este fenômeno, conforme as evidências estudadas por Ausubel (1991), por Calem e Mester (1995) e por Stango (2002). Sharpe (1997) mostra que taxas pagas a depositantes estão positivamente relacionadas a maiores fluxos migratórios em mercados locais. Migrantes tipicamente descontinuam de maneira exógena uma relação com uma instituição financeira e não estão presos por custos de transferência na escolha de seu novo banco. Evidências a partir de questionários com famílias sugerem que tanto famílias de alta renda e escolaridade quanto famílias de baixa renda e minorias étnicas apresentam altos custos de transferência entre instituições de depósitos, o que diminui a resposta de tais grupos a variações em preços [Kiser (2002)]. Kim, Kliger e Vale (2003), estudando o caso de bancos da Noruega, estimam que custos de transferência podem ser responsáveis por um terço da taxa média de empréstimos.

Do ponto de vista da indústria bancária brasileira, modalidades de crédito relacionadas com a manutenção de contas bancárias, tais como cheque especial para pessoas físicas e conta garantida para pessoas jurídicas são tipicamente situações em que os clientes estão presos (*locked in*) a suas instituições bancárias, pela dificuldade de transferir a instituições competidoras seu histórico cadastral e reputação¹⁰. Como resultado de elevados custos de transferência, as taxas de juros nestas modalidades são sensivelmente mais elevadas que em modalidades representando substitutos próximos. Assim, para setembro de 2003, as taxas médias de empréstimos para cheque especial e para conta garantida situavam-se em 152,2% a.a. e 75,4% a.a., respectivamente, as mais elevadas de seus respectivos segmentos. Para contrastar, as taxas médias de crédito pessoal e de financiamento de capital de giro eram de 83,9% a.a. e de 39,4% a.a., respectivamente.

Sugere-se então que o poder de mercado na forma de extração de rendas informacionais devido a altos custos de transferência pode explicar os elevados *spreads* observados entre modalidades como cheque especial e conta garantida quando contrastados com modalidades que são substitutos próximos. É reservada para pesquisa futura a análise mais precisa desta conjectura bem como de outras formas de exercício de poder de mercado pelos bancos no Brasil.

Referências

Ausubel, Lawrence M. (1991): “The failure of competition in the credit card market”, *American Economic Review*, **81**, 50-81.

Banco Central do Brasil (2002): *Economia Bancária e Crédito. Avaliação de 3 anos do projeto Juros e Spread Bancário*.

Belaisch, Agnès (2003): “Do Brazilian banks compete?”, IMF WP 03/113.

¹⁰ A Resolução 2.808 de 21/12/2000 introduzindo a portabilidade de informações cadastrais foi uma medida adotada com o intuito de tornar mais fácil a transferência de contas entre instituições financeiras.

- Bikker, Jacob A., e Haaf, Katharina (2002): “Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry”, *Journal of Banking and Finance*, **26**, 2191-2214.
- Bresnahan, Timothy F. (1982): “The oligopoly solution is identified”, *Economics Letters*, **10**, 87-92.
- Calem, Paul S., e Mester, Loretta J. (1995): “Consumer behavior and the stickiness of credit-card interest rates”, *American Economic Review*, **85**, 1327-1336.
- Dell’Ariccia, Giovanni, Friedman, Ezra, e Marquez, Robert (1999): “Adverse selection as a barrier to entry in the banking industry”, *Rand Journal of Economics*, **30**, 515-534.
- Fachada, Pedro, Figueiredo, Luiz F., e Lundberg, Eduardo (2003): “Sistema judicial e mercado de crédito no Brasil”, Notas Técnicas do Banco Central do Brasil no. 35.
- Jaumandreu, Jordi, e Lorences, Joaquin (2002): “Modelling price competition across many markets (An application to the Spanish loans market)”, *European Economic Review*, **46**, 93-115.
- Kim, Moshe, Klinger, Doron, e Vale, Bent (2003): “Estimating switching costs: the case of banking”, *Journal of Financial Intermediation*, **12**, 25-56.
- Kiser, Elizabeth K. (2002): “Predicting household switching behavior and switching costs at depository institutions”, *Review of Industrial Organization*, **20**, 349-365.
- 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.
- Lau, Lawrence J. (1982): “On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data”, *Economics Letters*, **10**, 93-99.
- Málaga, Tomás, Maziero, Pricila, e Werlang, Sérgio R. da C. (2003): “Estudo de rentabilidade bancária”, Banco Itaú, Consultoria Econômica.
- Nakane, Márcio I. (2002): “A test of competition in Brazilian banking”, *Estudos Econômicos*, **32**, 203-224.
- Panzar, J, e Rosse, James (1987): “Testing for ‘monopoly’ equilibrium”, *Journal of Industrial Economics*, **35**, 443-456.
- Petterini, Francis C., e Jorge Neto, Paulo de M. (2003): “Competição bancária no Brasil após o plano Real”, mimeo.
- Rocha, Fernando A. S. (2001): “Evolução da concentração bancária no Brasil (1994-2000)”, Notas Técnicas do Banco Central do Brasil no. 11.

- Sharpe, Steven A. (1990): "Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships", *Journal of Finance*, **45**, 1069-1087.
- (1997): "The effect of consumer switching costs on prices: A theory and its application to the bank deposit market", *Review of Industrial Organization*, **12**, 79-94.
- Stango, Victor (2002): "Pricing with consumer switching costs: evidence from the credit card market", *Journal of Industrial Economics*, **50**, 475-492.
- Tonooka, Eduardo K., e Koyama, Sérgio M. (2003): "Taxa de juros e concentração bancária no Brasil", *Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil* no. 62.
- Vives, Xavier (1985): "On the efficiency of Bertrand and Cournot equilibria with product differentiation", *Journal of Economic Theory*, **36**, 166-175.
- Vuong, Quang H. (1989): "Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses", *Econometrica*, **57**, 307-333.