

REFORMAS REGULAMENTARES E CONCORRÊNCIA: o caso da indústria bancária brasileira

Marcios Mario Murta Filho

1. Introdução

No estudo em questão fixamos o foco na indústria bancária durante o período de julho de 1988 a dezembro de 2002. Dois motivos nos levaram a delimitar esse período. Há claramente uma mudança de direção quanto à concentração estrutural do setor quando do início da vigência do Plano Real (período pós-94) e quando do início da exposição do sistema bancário nacional à concorrência do capital estrangeiro (a partir do segundo semestre de 1995), o que nos permite analisar as influências da mudança institucional sobre as condições concorrenciais. O outro motivo, de ordem técnica, é devido ao fato de as informações a serem utilizadas no trabalho estarem disponíveis no Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional – COSIF, o qual só foi implementado em junho de 1988. Poderemos assim analisar, por meio de um teste econométrico adequado, como foi a evolução na competição entre os bancos no cenário nacional ao longo de mais de uma década. Se por um lado o processo de crescente concentração estrutural que vem ocorrendo no sistema bancário nacional poderia ensejar uma menor competição entre os participantes, por outro as alterações ocorridas na regulamentação produziriam efeitos pró-competitivos. Descobrir qual o verdadeiro sinal no tocante à competição na indústria, este é o objetivo principal do presente trabalho.

Embora existam diversos estudos na literatura que abordam a concentração e a concorrência no sistema financeiro, com exceção de Nakane (2001) e de Petterini e Jorge Neto (2003), cujos trabalhos abrangeram o período pós-Plano Real (1994 em diante), poucas pesquisas empíricas e acadêmicas sobre o tema foram realizadas no País.

A relevância do presente trabalho vem do fato de trabalharmos com informações disponíveis para o período de 1988 a 2002 (período não abordado em trabalhos anteriores), e de incorporarmos choques exógenos (conjunto de alterações regulamentares que propiciaram o chamado “Plano Real” e a queda de barreiras à entrada de competidores estrangeiros) que podem ter afetado a concorrência no setor bancário.

Além disso, cabe destacar a importância do tema concorrência no âmbito da Teoria Econômica, que se dá pela correlação direta que existe entre concorrência e bem-estar social: quanto maior a concorrência, maior será o bem-estar social. Isso ocorre, de acordo com a teoria, pela menor existência da chamada “perda de peso morto” em uma situação competitiva em face de situações não-concorrenciais.

O trabalho é dividido em quatro partes. Na primeira são explicitadas quais foram as alterações regulamentares mais importantes a partir da implantação do Plano Real. Na segunda etapa do trabalho é realizada uma revisão da literatura sobre métodos de aferição da concorrência em uma dada indústria. Na terceira etapa é apresentada a estruturação teórica do trabalho, sendo definida a metodologia a ser utilizada. E, por fim, na quarta parte do trabalho, são conduzidos exercícios econométricos em painel de dados com o objetivo de identificar a importância das alterações regulamentares sobre a concorrência das instituições bancárias entre si.

2. Reformas regulamentares

A configuração do Sistema Financeiro Nacional (SFN), desenhada em função das reformas financeiras a partir de 1964 (com destaque para a Lei da Reforma Bancária e a Lei do Mercado de Capitais), assentou-se na visão de um sistema financeiro formado por instituições especializadas, condicionadas pela regulamentação a praticarem uma faixa restrita de operações, inspirado no modelo norte-americano.

Entretanto, conforme a experiência pós-64 comprova, este modelo foi bem menos segmentado do que a legislação indicava, ocorrendo casos em que diferentes instituições pertencentes a um mesmo conglomerado operavam em um mesmo espaço físico, mas com contabilidade em separado, de modo a se enquadrar na legislação (Carneiro et alii, 1993).

Essa situação foi modificada a partir da edição da Resolução do CMN 1524, de 21.09.1988, quando se passou a permitir a constituição dos chamados “bancos múltiplos”, que poderiam concentrar duas ou mais atividades das antigas instituições singulares, podendo oferecer todos os serviços financeiros.

Em 25.10.1989, com a edição da Resolução do CMN 1649, passou-se a permitir a abertura de novas instituições bancárias, o que representou uma mudança de direção no tocante aos aspectos regulamentares até então vigentes, que vedavam a constituição de novas instituições.

Assim, após essas alterações regulamentares, houve uma alteração da estrutura do sistema financeiro brasileiro, o que causou uma grande expansão do sistema bancário, fazendo que o número de bancos mais que dobrasse, alcançando 244 bancos em dez/94 (ante 104 bancos comerciais em dez/88).¹ No entanto, a partir do início de vigência do “Plano Real”, implantado no segundo semestre de 1994, mudou-se radicalmente o cenário de atuação dos bancos no Brasil, levando o sistema a uma tendência de redução no número de instituições.

Com a implantação do Plano Real e a estabilização da economia, importante fonte de receita para os bancos – o *floating* – foi perdida, sendo necessárias reformas na área financeira com o objetivo de fortalecer e re-estruturar o sistema financeiro nacional. Temos assim que, de acordo com Puga (1999), diversas alterações na legislação ocorreram, sendo que vários normativos foram emitidos (alguns visando a aumentar os poderes do Banco Central, outros visando garantir a liquidez e a confiança no sistema), cabendo destaque para: o estabelecimento de limites mínimos de capitais para a constituição de um banco, além de limites adicionais que: variavam de acordo com o grau de risco dos ativos (em consonância com o Acordo da Basiléia); a criação de incentivos fiscais para a incorporação de instituições financeiras; a ampliação dos poderes do Banco Central, de maneira que realizasse ações preventivas para sanear o sistema financeiro; a criação do PROER, com o propósito de assegurar a liquidez e a solvência do sistema; a regulamentação do Fundo Garantidor de Crédito (FGC); a instituição de responsabilidade das empresas de auditoria contábil ou dos auditores independentes em casos de irregularidades na instituição financeira; a permissão para que as instituições aumentassem a receita via cobrança de serviços prestados que até então eram gratuitos; a criação do Sistema Central de Risco de Crédito; a obrigação de implementação de sistemas de controle interno; e o PROES, com o objetivo de sanear o sistema financeiro público estadual.

Outra grande mudança de comportamento (ou de atitude) das autoridades quanto ao papel exercido pelas instituições no sistema bancário nacional foi com relação à participação do capital estrangeiro. Em agosto de 1995, a Exposição de Motivos 311, encaminhada pelo ministro da Fazenda e aprovada pelo presidente da República, estabelecia que eram de interesse do País a entrada e/ou o aumento da participação de instituições estrangeiras no sistema financeiro.

¹ Informação disponível no *site* do Banco Central do Brasil – Relatórios Anuais.

Conforme informações do Banco Central, no período compreendido entre dez/93 e dez/2002 ocorreram significativas alterações na estrutura do SFN, tanto sob o aspecto organizacional quanto operacional. Tiveram lugar transferências de controle, incorporações, cancelamentos e liquidações fazendo que o número de instituições financeiras bancárias, excetuando-se as cooperativas de crédito, diminuísse no período. Ao mesmo tempo, o capital estrangeiro se fez mais presente em termos quantitativos e qualitativos, o que pode ser aferido tanto pela evolução da quantidade de bancos existente nos últimos 10 anos quanto pela de sua rede de agências. Em 1988, existiam 26 bancos com controle estrangeiro no SFN. Ao final de 2002, esse número era de 65 bancos.

Em 31.12.1993, o segmento bancário do SFN possuía 206 bancos múltiplos e 35 bancos comerciais (Tabela 1). No período compreendido entre jun/94 e dez/2002, o processo de ajuste do SFN alcançou um total superior aos mais de 75 bancos que saíram do mercado. Isto devido ao fato de somente no período entre jun/94 e dez/98 terem obtido autorização para funcionar outras 28 instituições.² Dessa forma, o ajuste entre 31.12.1993 e 31.12.2002 apresentou uma redução de mais de 30% do total.

Tabela 1

TIPO	dez/93	dez/94	dez/95	dez/96	dez/97	dez/98	dez/99	dez/00	dez/01	dez/02
Bancos Múltiplos	206	210	205	191	179	173	168	163	153	143
Bancos Comerciais	35	34	35	38	36	28	25	28	28	23
TOTAL	241	244	240	229	215	201	193	191	181	166

Fonte: Banco Central do Brasil

3. Métodos de aferição da concorrência em uma indústria

Um número razoável de trabalhos tem investigado as condições de competição em sistemas bancários. No entanto, o foco desses trabalhos tem variado consideravelmente. Alguns se fixam somente no grau de competição, outros procuram identificar fatores estruturais e institucionais que poderiam ajudar a explicar variações na concorrência efetiva entre bancos, países ou ao longo do tempo. Outros ainda procuram determinar o impacto da competição sobre a eficiência bancária, acesso a financiamento, estabilidade e crescimento.

² Informações disponíveis no *site* do Banco Central do Brasil – Relatório de 1998.

Entretanto, a abordagem que possivelmente tenha mais adeptos e é a mais utilizada para analisar a competição em uma dada indústria é baseada no *structure-conduct-performance paradigm* – SCP (hipótese de estrutura-conduta-performance), que postula que há uma correlação direta entre concentração e *performance*: ou seja, a estrutura afeta a conduta das firmas, que determina suas *performances*. A concentração do mercado, assim, facilitaria a adoção de condutas de conluio por parte das firmas, e o resultado seria o deslocamento dos preços de competição perfeita.

Para os adeptos do *structure-conduct-performance paradigm*, há uma aproximação quase intuitiva da parcela de mercado detida pelo agente econômico e o poder dela derivado. Presume-se que, quando um agente econômico detém parcela substancial do mercado (*market share*), possui poder econômico tal que lhe permite uma atuação independente e indiferente, ou, na terminologia norte-americana, possui *market power* (poder de mercado). Ao revés, a participação diminuta da empresa faz presumir que esta não é capaz de afetar o mercado com seu comportamento.

Dessa forma, ao se predizer que há uma relação crescente entre o nível de concentração do mercado e o poder de mercado, sugere-se a utilização de medidas de concentração para inferir condições de competição.

O método mais utilizado de aferir o nível de concentração do mercado é o chamado Herfindahl-Hirschmann Index (HHI). O HHI é calculado somando-se os quadrados dos percentuais de cada participante de determinado mercado. O índice, assim, varia de 10.000 pontos, caso de um monopólio puro, e um número próximo ao zero, caso de um mercado em concorrência perfeita em que inúmeros agentes econômicos competem. Na utilização desse índice, considera-se mercado desconcentrado quando se obtém o índice de até 1.000, moderadamente concentrado quando se obtém um índice entre 1.000 e 1.800, e altamente concentrado quando o índice é superior a 1.800.

Além do “HHI”, existem outros índices que também são utilizados, mas em menor escala (por exemplo, a razão de concentração e o índice de dominância³). Entretanto, qualquer que seja o índice utilizado constata-se que o mercado concentrado é aquele no qual um pequeno número de empresas é responsável por uma alta proporção do faturamento da indústria. A concentração, portanto, diz respeito ao número de empresas que participam do mercado e às respectivas participações relativas.

³ Ver Schmidt e Lima (2002) para maiores detalhes.

Alguns estudos empíricos apontam realmente para uma relação positiva entre concentração e poder de mercado – por exemplo: Berger e Hannan (1989); Hannan e Berger (1991); e Neumark e Sharpe (1992); Okeahalam (1998); Prager e Hannan (1998) –, confirmando/suportando a abordagem estrutura-conduta-*performance*.

Entretanto, outras pesquisas e estudos empíricos mais recentes, como por exemplo: Shaffer (1989); Jackson (1992 e 1997); Rhoades (1995); Hannan (1997) e Angelini e Cetorelli (2000); vêm colocando em dúvida a abordagem SCP.

Klein (1971) e Baumol, Panzar e Willig (1982) foram os primeiros a desenvolver uma teoria formal de mercados contestáveis. Eles dão atenção ao fato de que existem vários conjuntos de condições que produzem resultados concorrenciais, mesmo em sistemas concentrados. Por outro lado, mostraram que ações colusivas poderiam ser sustentadas mesmo na presença de várias firmas. Mais recentemente, pesquisas teóricas e empíricas, desenvolvidas a partir da teoria por eles desenvolvida, têm se focado em pontos tais como *sunk costs*, custos e barreiras à entrada, externalidades etc.⁴

Nem sempre o elevado percentual de mercado detido pela empresa significa existência de posição dominante, assim como sua diminuta participação pode não significar ausência de poder. Primeiramente, o percentual de participação no mercado só adquire algum valor, para fins de verificação da existência de posição dominante, se comparado àquele dos concorrentes.

Ademais, é fato que a posição dominante deriva não da parcela de mercado de que o agente é titular, mas sim do poder econômico que detém e que lhe permite independência e indiferença em relação ao comportamento de outros agentes, colocando-o a salvo de pressões concorrenciais. Não basta, pois, a determinação da parcela de mercado detida pelo agente econômico para mensurar seu poder, ou seja, seu *market power*, porque, ainda que titular de parcela não substancial do mercado, pode ter a capacidade, por exemplo, de impor preços, detendo poder econômico que lhe assegure a posição dominante.

Existe, portanto, a necessidade da convergência de várias outras evidências, além da parcela de mercado detida pelo agente econômico, para constatar se o poder por ele detido é apto a lhe assegurar a posição dominante.

⁴ Ver Claessens et al. (2003) para maiores detalhes.

Uma abordagem alternativa para analisar as condições de competição, baseada em fundamentos microeconômicos, é a inferência por meio de estimação dos parâmetros da equação comportamental das firmas. Mais precisamente, assume-se que uma firma (em nosso caso, um banco) estabelece preços e quantidades com o objetivo de maximizar lucros. Tal decisão é baseada considerando os custos e o grau de competição do mercado (este dependente das características da interação entre as firmas e das condições da demanda).

O modelo de Bresnahan (1982) e Lau (1982), como expandido em Bresnahan (1989), utiliza a abordagem de equilíbrio geral de mercado para mensurar a concorrência. A idéia básica é que firmas com o objetivo de maximizar lucros no equilíbrio vão escolher preços e quantidades tais que igualem custos marginais com suas (percebidas) receitas marginais, o que coincide com o preço da demanda sob concorrência perfeita ou com a receita marginal da indústria sob colusão perfeita. Esse modelo permite uma identificação direta da medida de concorrência. Mais especificamente, um parâmetro λ pode ser estimado, que produz uma medida do grau de concorrência imperfeita, variando entre concorrência perfeita ($\lambda = 0$) ou poder de mercado ($\lambda = 1$).

A vantagem da metodologia da literatura da *new empirical industrial organization* – definida por Bresnahan (1989) – é que esta analisa a conduta das firmas diretamente, em vez de focar em observações da estrutura do mercado. Essa metodologia, utilizada para identificar e empiricamente mensurar o grau de poder de mercado em uma indústria – com abordagem desenvolvida por Bresnahan (1982) e Lau (1982) –, já foi utilizada para os seguintes países: Uruguai (Sppiler e Favaro, 1984), Colômbia (Barajas et alii, 1999), Canadá (Shaffer, 1993), Estados Unidos (Shaffer, 1989), Finlândia (Vesala, 1995), Itália (Angelini e Cetorelli, 2000), um grupo de países europeus (Neven e Roller, 1999) e Brasil (Nakane, 2001).

À exceção de Nakane (2001) e Petterini e Jorge Neto (2003), cujos trabalhos abrangeram o período pós-Plano Real (1994 em diante), poucas pesquisas empíricas e acadêmicas sobre o tema já foram realizadas no País. O trabalho de Nakane (2001), que adota uma versão dinâmica, teve como objetivo específico testar o nível de competição na indústria bancária brasileira utilizando a metodologia Bresnahan-Lau. Seu trabalho aponta que no Brasil a competição entre os bancos não se enquadra em nenhuma das estruturas polares de competição perfeita ou cartel. Todavia, o autor conclui que a indústria bancária brasileira é altamente competitiva e sugere que futuras

pesquisas busquem identificar possíveis formas de concorrência imperfeita. Já Petterini e Jorge Neto (2003), adotam a abordagem jogo-teórica, como a utilizada por Jaumandreu e Lorenses (2002) para estudar o caso da Espanha. Dessa forma, é utilizado o modelo teórico de Monti-Klein⁵ para a descrição do comportamento bancário, e são derivados equilíbrios teóricos para jogos Bertrand, Bertrand em grupos e, em um caso extremo, Conluio. Os autores encontram evidências de que os bancos privados que operam no sistema financeiro nacional não atuam em conluio no mercado nacional de operações de crédito, o que confirma os resultados encontrados por Nakane (2001).

O efeito de reformas regulatórias sobre a competição bancária tem sido analisado com similar metodologia. Gelfand e Spiller (1987) e Spiller e Favaro (1984) investigaram o impacto na concorrência de um relaxamento das restrições à entrada na indústria bancária uruguaia, concluindo que interações estratégicas entre bancos e entre diferentes mercados decresceram depois da reforma regulatória. Shaffer (1993) estudou a indústria bancária canadense, encontrando uma conduta de concorrência perfeita antes da reforma e evidências de margens negativas após. Ribon e Yosha (1999) encontraram evidências de um incremento na concorrência na indústria bancária israelense nos anos seguintes à liberalização financeira. Já Angelini e Cetorelli (2000), encontraram evidências de um substancial incremento nas condições concorrenciais no mercado bancário italiano depois da introdução da *European Single Banking License*.

No presente trabalho optamos por trabalhar com a abordagem desenvolvida por Bresnahan e Lau, adaptada para captar possíveis alterações na concorrência entre as instituições bancárias em face das modificações regulamentares ocorridas no País que propiciaram a implementação do Plano Real e abriram o mercado à concorrência do capital estrangeiro.

4. Metodologia

De acordo com abordagem desenvolvida, considere que uma indústria produza a quantidade Q ao preço p . Seja q_j a quantidade produzida pela firma j , $j = 1, 2, \dots, m$, e $Q = \sum q_j$. Seja a função demanda inversa $p = p(Q, z)$, onde z é um vetor de variáveis exógenas que afetam a demanda (por exemplo: PIB e taxa Selic). Finalmente, seja $C(q_j, w_j)$ a função custo para a firma j , onde w_j

⁵ Ver Freitas e Rochet (1997) para maiores detalhes.

é um vetor de preços dos fatores de produção empregado pela firma j . Assim, a firma se depara com o seguinte problema de maximização de lucro:

$$\text{Max}_{q_j} \quad p(Q, z)q_j - C(q_j, w_j)$$

onde, pela condição de primeira ordem temos que:

$$p + \frac{\partial p}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial q_j} q_j - CMg(q_j, w_j) = 0$$

reordenando, podemos reescrever a condição de equilíbrio como:

$$(1) \quad p = CMg(q_j, w_j) - \frac{\theta_j}{\varepsilon}$$

onde θ_j é usualmente definido como a elasticidade conjectural do produto total da indústria em relação ao produto da j -ésima firma,

$$(2) \quad \theta_j \equiv \frac{\partial Q / \partial q_j}{Q / q_j}$$

e ε é a semi-elasticidade da demanda de mercado em relação ao preço

$$(3) \quad \varepsilon \equiv \frac{\partial Q / \partial p}{Q}, \quad \varepsilon < 0$$

Assim, em uma situação de concorrência perfeita, o parâmetro θ_j (de interação dos bancos, no presente caso) é igual a zero para todas as j firmas, enquanto em um monopólio puro θ_j deve ser igual a 1, assumindo valores intermediários (entre 0 e 1) para os outros casos.

Se tomássemos apenas a condição de equilíbrio (1) e, por meio de exercícios econométricos, resolvessemos identificar o grau de poder de mercado de uma dada indústria, poderíamos encontrar alguns problemas. Dado que as variáveis p e q são endógenas, não saberíamos se estamos lidando com uma equação de oferta ou de demanda. Assim, adicionalmente à equação (1) é colocada no sistema, como pré-requisito para identificação correta dos parâmetros do modelo, uma equação de demanda. Mas será que isso é suficiente para identificar o sistema?

De acordo com Bresnahan (1982), a solução para se determinar/identificar se há algum poder de mercado sendo exercido em uma dada indústria dá-se com a inclusão de variáveis exógenas que façam que a função demanda seja rotacionada.

Conforme seu trabalho, seja a função demanda do seguinte tipo:

$$(4) \quad Q = D(P, Y, \alpha) + \eta,$$

onde Q é a quantidade, P é o preço, Y uma variável exógena, e α os parâmetros do sistema de demanda a serem estimados.

Quando as firmas não são tomadoras de preços, elas, com o objetivo de maximizar lucros, procuram igualar a receita marginal percebida ao custo marginal, o que em geral toma a seguinte forma:

$$(5) \quad P = CMg(Q, W, \beta) - \theta \cdot h(Q, Y, \alpha) + \eta,$$

onde CMg(.) é o custo marginal, W são variáveis exógenas do lado da oferta, β os parâmetros da função oferta. Temos que $P + h(\cdot)$ é a receita marginal,

onde $h(\cdot) = \frac{\partial p}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial q_j} q_j$, $P + \theta h(\cdot)$ é a receita marginal como percebida pela

firma e θ é um novo parâmetro que mensura o grau de poder de mercado: $\theta = 0$ é competição perfeita, $\theta = 1$ é um cartel perfeito, sendo que valores intermediários correspondem a outras soluções de oligopólio.

Supondo que a demanda e o custo marginal sejam lineares, temos:

$$(6) \quad Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \eta, \text{ e}$$

$$(7) \quad CMg = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W$$

A relação de oferta da firma, dado que $RMg = P + Q/\alpha_1$,⁶ é então:

⁶ De (6) temos que $P = -\alpha_0 + \frac{Q}{\alpha_1} - \alpha_2 Y - \eta$ (*);

$RT = PQ = (-\alpha_0 + \frac{Q}{\alpha_1} - \alpha_2 Y - \eta) Q$, onde RT = Receita Total;

$RMg = -\alpha_0 + 2\frac{Q}{\alpha_1} - \alpha_2 Y - \eta$, onde RMg = Receita Marginal;

$RMg = -\alpha_0 + \frac{Q}{\alpha_1} - \alpha_2 Y - \eta + \frac{Q}{\alpha_1}$,

De (*) temos finalmente que

$RMg = P + \frac{Q}{\alpha_1}$

$$(8) \quad P = \theta(-Q/\alpha_1) + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta$$

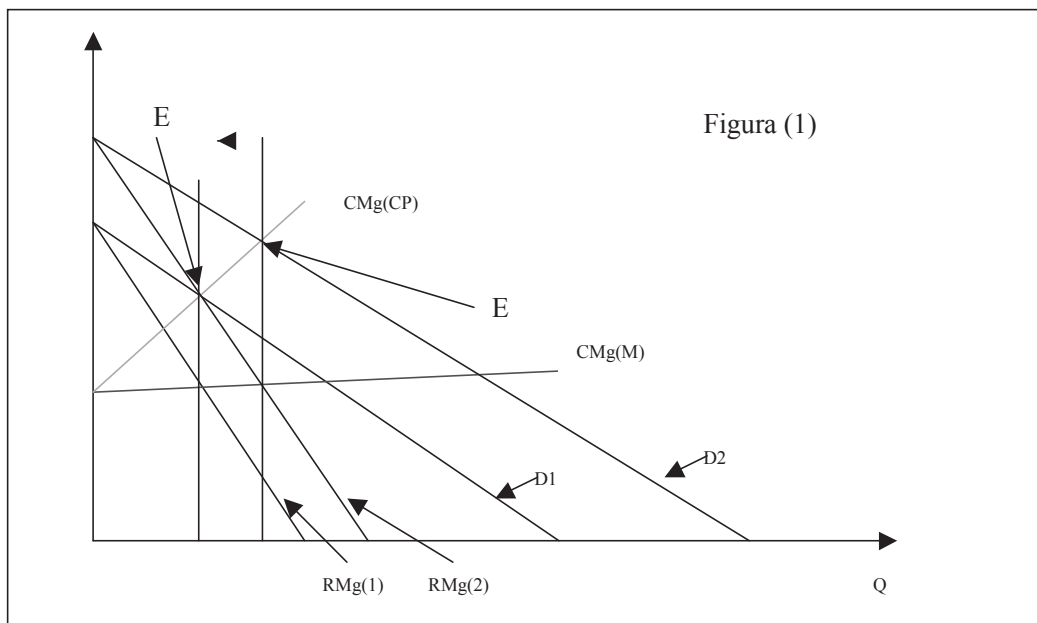
Claramente a equação de demanda (6) é identificada. Ela possui apenas uma variável endógena incluída (P), e há uma variável exógena excluída (W). Já em relação à equação (8), temos que enquanto a relação de oferta é identificada, o grau de poder de mercado não é. Para ver isso, reescrevemos (8) como

$$(9) \quad P = \beta_0 + \gamma Q + \beta_2 W + \eta,$$

onde $\gamma = \beta_1 - \theta / \alpha_1$.

Claramente (9) é identificável. Somente Q é endógena, enquanto Y é excluída. Mas γ depende tanto de θ quanto de β_1 , de modo que não podemos saber ao certo se estamos lidando com uma especificação do tipo $P = CMg$ ou do tipo $RM = CMg$.

A figura (1) abaixo procura deixar mais claro a afirmação.



Dado que a demanda D1 é linear, a receita marginal RMg(1) também o é e possui o dobro da sua inclinação. Nota-se que o ponto E1 tanto pode ser um equilíbrio em uma indústria que possui concorrência perfeita (neste caso $P = CMg$, sendo o $CMg = CMg(CP)$) como pode ser em uma indústria monopolística (neste caso $RMg = CMg$, sendo o $CMg = CMg(M)$). Se aumentarmos Y de forma a deslocar a curva de demanda de D1 para D2, temos que a nova receita marginal será RMg(2), e o equilíbrio tanto do monopólio quanto da

concorrência perfeita se deslocam para E2. Dessa forma, a menos que saibamos de antemão quais os custos marginais, para o exemplo acima não há observação visível que distinga as hipóteses de concorrência e monopólio.

Bresnahan resolve o problema generalizando a função demanda de modo que movimentos nas variáveis exógenas fazem mais do que deslocar o intercepto da demanda para cima ou para baixo. Algumas variáveis exógenas são também capazes de alterar a inclinação da demanda.

Incluimos uma nova variável exógena Z na equação de demanda de modo que:

$$(10) \quad Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 PZ + \alpha_4 Z + \eta,$$

O ponto chave é que Z atua interativamente com P, de modo que mudanças em Y e Z combinam elementos tanto de rotação quanto de deslocamentos verticais na demanda. A Figura (2) torna mais claro o entendimento.

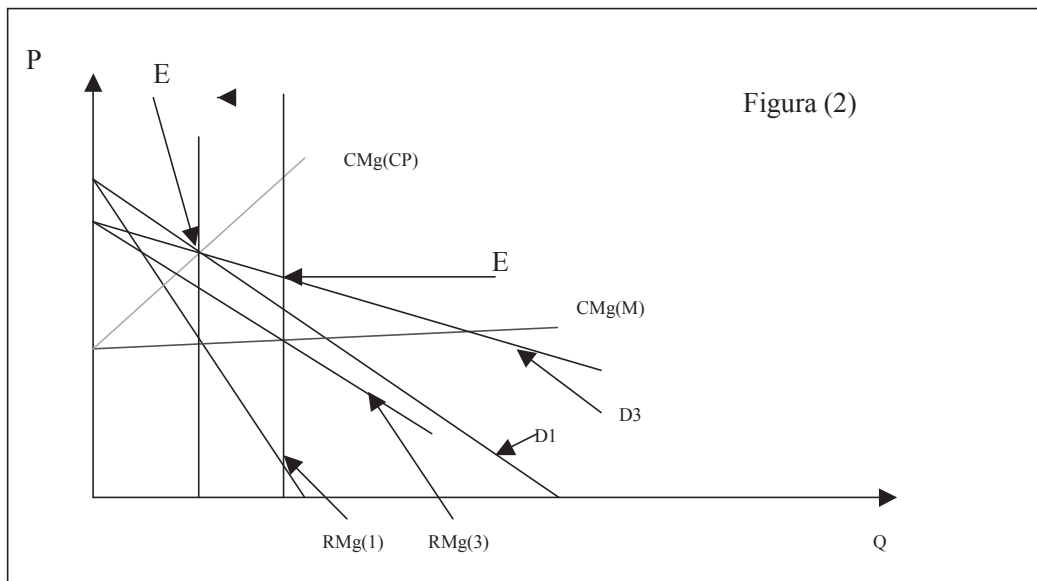


Figura (2)

Dada a situação original (D1, RMg(1), CMg(CP) e CMg(M)), temos agora uma rotação da demanda em torno de E1, de modo que encontramos D3 e RMg(3). Se estivermos em uma situação de concorrência perfeita, não teremos nenhum efeito no equilíbrio, permanecendo o ponto E1 como tal. Entretanto, se a situação for qualquer outra, por exemplo a de monopólio, temos que o equilíbrio se altera para o ponto E3. Então, se rotacionarmos bem como deslocarmos a função demanda, as hipóteses de concorrência perfeita e de monopólio podem ser distinguidas. Formalmente, temos que a relação de oferta pode agora ser alterada para

$$(11) \quad P = \frac{-\theta}{\alpha_1 + \alpha_3 Z} Q + \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W + \eta,$$

onde agora θ é identificado. Temos que a demanda é identificada, assim, tomando α_1, α_3 como conhecidos e fazendo $Q^* = -Q/(\alpha_1 + \alpha_3 Z)$, temos agora duas variáveis endógenas, Q^* e Q , e como há duas variáveis exógenas (Z e Y), então θ é identificado como coeficiente de Q^* .

Entretanto, fica claro de (11) que para um dado valor θ_j a capacidade real de uma firma exercer poder de mercado é inversamente proporcional à magnitude de ε (definida pela equação (3)).

A identificação em separado de θ_j e ε requer estimação simultânea de uma equação de oferta tal qual (11) e uma equação de demanda, das quais os parâmetros necessários para a identificação de ε podem ser recuperados. Entretanto, como apontado por Appelbaum (1982, p. 297), se o objetivo da investigação é avaliar o grau total de poder de mercado da indústria (isto é, a capacidade de as firmas estabelecerem preços acima do custo marginal), é suficiente identificar e estimar a razão $\lambda \equiv -\theta_j / \varepsilon$, sem identificar θ_j e ε separadamente.

Assim, assumindo que a função custo pode ser representada por:⁷

$$(12) \quad \ln(C_j) = c_0 + s_0 \ln q_j + \frac{s_1}{2} (\ln q_j)^2 + \sum_{i=1}^2 c_i \ln \omega_{ij} + \ln q_j \sum_{i=1}^2 s_{i+1} \ln \omega_{ij} \\ + c_3 \ln \omega_{1j} \ln \omega_{2j} + \sum_{i=1}^2 c_{i+3} (\ln \omega_{ij})^2$$

onde C é o custo total e ω são os preços dos insumos da firma j , temos uma função custo marginal da forma:

$$(13) \quad CMg_j = (C_j / q_j)(s_0 + s_1 \ln q_j + s_2 \ln \omega_1 + s_3 \ln \omega_2)$$

Em relação à equação de demanda, adotamos a especificação utilizada por Shaffer (1993) em seu estudo do sistema bancário canadense, de forma que a equação (10) se modifica ligeiramente, adotando a seguinte forma:

⁷ Função empregada em vários estudos: Mester (1987), Berger, Hanweck e Humphrey (1987), e Shaffer (1993).

$$(14) \quad Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 PZ + \alpha_4 Z + \alpha_5 PY + \alpha_6 ZY + \eta$$

Assim, ao estimarmos a equação (14) simultaneamente com a equação (11) – e escrita como a equação (15) abaixo –, podemos fazer inferências sobre o valor de λ e, assim, aceitar ou rejeitar as hipóteses de concorrência perfeita, de cartelização, ou mesmo da existência de atuação de uma firma líder e seguidoras, por exemplo.

$$(15) \quad p = \frac{C_j}{q_j} (s_0 + s_1 \ln q_j + s_2 \ln \omega_1 + s_3 \ln \omega_2) + \lambda + \eta$$

onde o primeiro termo do lado direito é o custo marginal derivado de (13).

Como queremos testar se ocorreu um aumento na concorrência no sistema bancário brasileiro com a implementação do Plano Real e com a abertura do mercado à entrada de estrangeiros, iremos introduzir duas variáveis *dummies*, de modo que a equação (15) passe a ser escrita como:

$$(16) \quad p = \frac{C_j}{q_j} (s_0 + s_1 \ln q_j + s_2 \ln \omega_1 + s_3 \ln \omega_2) + \lambda + d1 + d2 + \eta$$

esclarecido que a *dummy* d1 é introduzida a partir de julho de 1994 e a *dummy* d2 a partir de janeiro de 1996.

5. Análise empírica do caso brasileiro

O principal banco de dados usado em nosso trabalho foi o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional – COSIF (implementado em junho de 1988), compreendendo balancetes mensais das instituições financeiras autorizadas a receber depósitos à vista (exceção feita às cooperativas de crédito): bancos comerciais, bancos múltiplos com carteira comercial e caixas econômicas, no período de julho de 1988 a dezembro de 2002.

A estimação do sistema de equações envolve a escolha de variáveis chaves que aparecem nas equações. Adotamos que o produto oferecido pelas instituições bancárias (q) é o total de empréstimos, expresso em reais (R\$). O preço (p) é definido como uma razão entre rendas auferidas de empréstimos e o total de empréstimos.⁸ Embora atualmente existam informações disponíveis

⁸ Não obstante o fato de serem utilizados dados do COSIF desmembrados até o quinto nível (subtítulos contábeis), não foi possível a utilização discriminada de informações

que fazem que se possa adotar uma *proxie* mais adequada para se definir p , o presente trabalho, ao adotar o período 1988-2002 como base para as informações, teve que se restringir a informações que estivessem disponíveis desde o início da coleta de dados. O custo (C_j) é definido como o custo total, ω_{1j} é definido como a soma das despesas realizadas com proventos, encargos e benefícios pagos a funcionários, e ω_{2j} o custo de captação de cada instituição. Temos assim então que as variáveis utilizadas no trabalho que remetem a um nível individual de cada instituição são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2

Variáveis a Nível Individual por Instituição Usadas nas Estimções	
Variável	Definição
P	Rendas de empréstimos / Total de empréstimos
Q	Total de empréstimos
C_j	Custo total
ω_{1j}	Despesas com proventos + Encargos + Benefícios pagos a funcionários
ω_{2j}	Custo de captação

Duas variáveis *dummies* são utilizadas no trabalho: d_1 e d_2 , adicionadas à equação de oferta, com o intuito de mensurar se o grau de concorrência foi diferente, na média, depois das mudanças regulamentares ocorridas em 1994 e no final de 1995. Assim, d_1 assume os valores de 0 (zero) até jun/94, e de 1 (um) de jul/94 a dez/2002, de forma a captar a mudança na concorrência entre as instituições bancárias após o Plano Real. Já d_2 assume o valor igual a 0 (zero) do início da amostra até dez/95, passando a ser igual a 1 (um) a partir de jan/96, de forma a captar a mudança de concorrência bancária após a abertura do mercado bancário para as instituições estrangeiras.

Do lado da equação de demanda, temos ainda as variáveis Y , definida como o PIB deflacionado, e Z , a taxa Selic mensal, cuja base de dados refere-se ao IPEADATA. Todas as variáveis, com exceção de P , Y e Z , foram deflacionadas pelo IGP-DI e divididas por 1.000.000.

atinentes a cada modalidade de operação de empréstimo, uma vez que essa opção não é contemplada pelo referido Plano Contábil.

A partir de tais bases de dados buscou-se estimar o sistema de equações (14) e (16), ou seja, as equações de oferta e demanda do setor bancário para o período jul/88 a dez/2002, sob periodicidade mensal, a partir de um painel que contém as 303 instituições que vieram a funcionar pelo menos em algum momento do período. Entretanto, um problema enfrentado foi a existência de descontinuidades temporais dos dados para alguns bancos. Tal problema ocorreu por duas causas básicas: a primeira advém do simples fato de que nem todos os bancos mantiveram-se em funcionamento durante todo o período, dado que diversos bancos entraram e/ou saíram do mercado no meio do período. A segunda causa surge da simples ausência de informação de alguns bancos em alguns períodos.

Dadas tais descontinuidades nos dados, o exercício de estimação foi repetido para três amostras alternativas com o objetivo de aliar o balanceamento do painel ao ganho de eficiência advindo de se incluir o maior número possível de informações no estudo: uma amostra com 17 bancos, que se mantiveram no mercado durante todo o período e cujas informações estavam disponíveis para todos os meses; uma segunda amostra com os 42 bancos que se mantiveram no mercado durante todo o período, e cujas eventuais descontinuidades temporais foram cobertas a partir de interpolações; e, por fim, a amostra completa com todos os 303 bancos que vieram a funcionar ao longo do período, e cujas descontinuidades não foram remediadas de qualquer forma.

Após a determinação das amostras o passo seguinte perseguido pela análise empírica foi a busca pelo melhor método de estimação do sistema de equações considerado. A esse respeito, uma vez que há a necessidade de evitar o problema imediato de simultaneidade inerente às estimações de sistemas de oferta e demanda, como o estimado aqui, foi escolhido o método de estimação de mínimos quadrados de dois estágios para estimar o sistema relacionado.

Uma outra questão a ser abordada é a escolha apropriada do método de estimação a ser aplicado para o painel, a fim de garantir resultados eficientes e consistentes. Nesse ínterim, torna-se necessário realizar um teste para confrontar a especificação de efeitos fixos com a especificação de efeitos aleatórios. Para tanto, o teste de Hausman foi aplicado às equações do sistema a partir dos resultados de mínimos quadrados de dois estágios obtidos, onde a hipótese nula remete à especificação de efeitos aleatórios contra a hipótese alternativa da especificação de efeitos fixos. Os resultados do teste são reportados na Tabela 3.

Tabela 3

Teste de Hausman: Efeitos Aleatórios <i>versus</i> Efeitos Fixos		
Ho: efeitos aleatórios		
Amostra / Equação	Valor da estatística (χ^2)	Prob.
17 bancos:		
Equação de Demanda	0.3109	0.99
Equação de Oferta	290.8674	0.00
42 bancos:		
Equação de Demanda	9.5498	0.15
Equação de Oferta	14.7224	0.00
303 bancos:		
Equação de Demanda	158.9812	0.00
Equação de Oferta	65.3373	0.00

Os resultados apresentados na Tabela 3 deixam claro que a especificação de efeitos aleatórios para as equações de oferta é rejeitada mesmo a níveis de significância de 1% para todas as amostras consideradas, enquanto para a equação de demanda a especificação de efeitos aleatórios só é rejeitada para a amostra com 303 bancos. Nesse tocante vale lembrar que sob a especificação de efeitos fixos considera-se que o efeito individual das unidades seccionais é correlacionado com os regressores, o que não ocorre com a especificação de efeitos aleatórios. Assim, como uma boa parte dos regressores da equação de demanda são comuns a todas as unidades seccionais (as instituições), como a taxa SELIC e o PIB, os resultados dos testes confirmam a expectativa apriorística de que uma especificação de efeitos aleatórios tende a ser mais eficiente para a equação de demanda. Tal tendência não se confirma apenas para a amostra com os 303 bancos, deixando claro que o problema da falta de balanceamento intrínseca a tal amostra afeta a caracterização dos regressores.

Com base em tais considerações o modelo empírico foi construído a partir do método de mínimos quadrados de dois estágios sob as especificações de efeitos fixo e aleatório para cada equação, cujos resultados são apresentados nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 4

Estimação da Equação de Demanda a Partir de Cada Amostra						
Coeficientes	Amostras					
	17 bancos		42 bancos		303 bancos	
	Ef. aleatórios	Ef. fixos	Ef. aleatórios	Ef. fixos	Ef. aleatórios	Ef. fixos
$\tilde{\alpha}$	-60054.16 (-1.02)	-57542.5**	767555.2* (33.79)	769031.1**	133134.4* (26.90)	119313.1**
α_1	-2519459* (-4.03)	-2494187* (-4.00)	-2687930* (-16.64)	-2694291* (-16.69)	-495869.6* (-29.95)	-486039.0* (-29.32)
α_2	1104.91* (2.70)	1087.10* (2.66)	4335.62* (33.84)	4345.79* (33.94)	696.63* (19.90)	659.02* (18.76)
α_3	-41.70 (-0.04)	-47.62 (-0.05)	-1845.51* (-7.23)	-1840.98* (-7.22)	-523.01* (-6.70)	-536.39* (-6.88)
α_4	17550.45* (4.07)	17455.33* (4.07)	4302.89* (3.77)	4306.20* (3.78)	5196.10* (23.65)	5189.28* (23.62)
α_5	-24292.66* (-4.49)	-24151.14* (-4.49)	-7158.33* (-5.37)	-7152.54* (-5.37)	2381.14* (18.09)	2353.58* (17.88)
α_6	191.66* (4.61)	191.35* (4.62)	249.90* (23.25)	250.24* (23.30)	-27.76* (-14.55)	-28.04* (-14.70)
R2	0.67	0.67	0.92	0.92	0.79	0.79
R2 ajustado	0.67	0.67	0.92	0.92	0.79	0.79
N. observações	2958		7308		28676	
(#) Equação de Demanda: $Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 PZ + \alpha_4 Z + \alpha_5 PY + \alpha_6 ZY + \varepsilon$ (*) simboliza significância estatística a pelo menos 1%. (**) média dos efeitos fixos estimados. Os valores entre parênteses representam as estatísticas t respectivas.						

Tabela 5

Estimação da Equação de Oferta a Partir de Cada Amostra						
Coeficientes	Amostras					
	17 bancos		42 bancos		303 bancos	
	Ef. aleatórios	Ef. fixos	Ef. aleatórios	Ef. fixos	Ef. aleatórios	Ef. fixos
λ	0.1849* (88.69)	0.1813**	0.2333* (177.96)	0.2342**	0.3147* (76.29)	0.3354**
D1	-0.1239* (-37.01)	-0.1217* (-36.54)	-0.1570* (-66.4)	-0.1567* (-66.04)	-0.2100* (-136.91)	-0.2098* (-136.41)
d2	-0.0241* (-7.63)	-0.0236* (-7.58)	-0.0314* (-13.49)	-0.0315* (-13.55)	-0.0599* (-40.18)	-0.0598* (-39.99)
s0	-0.0301* (-18.39)	-0.0332* (-19.53)	-0.0048* (-12.36)	-0.0051* (-12.53)	0.0001 (0.28)	4.89E-05 (0.08)
s1	0.0049* (20.04)	0.0053* (20.89)	-0.0002* (-6.86)	-0.0002* (-6.86)	0.0009* (10.26)	0.0009* (10.19)
s2	-0.0012* (-7.07)	-0.0014* (-7.97)	0.0007* (14.17)	0.0007* (14.25)	9.12E-05 (0.93)	0.0001 (1.25)
s3	0.0012* (4.36)	0.0013* (4.85)	0.0002* (6.66)	0.0002* (6.74)	-0.0003* (-3.89)	-0.0003* (-3.79)
R2	0.80	0.80	0.76	0.76	0.82	0.82
R2 ajustado	0.80	0.80	0.76	0.76	0.82	0.82
N. observações	2711		6457		21415	
(#) Equação de Oferta: $p = \frac{C_j}{q_j} (s_0 + s_1 \ln q_j + s_2 \ln \omega_1 + s_3 \ln \omega_2) + \lambda + d1 + d2$						
(*) simboliza significância estatística a pelo menos 1%. (**) média dos efeitos fixos estimados. Os valores entre parênteses representam as estatísticas t respectivas.						

Os resultados das equações de demanda apresentados na Tabela 4 corroboram com as expectativas a respeito dos sinais dos coeficientes das regressões. Nesse contexto, o sinal de α_2 deixa claro que empréstimos bancários são um bem normal, uma vez que acréscimos na renda significam aumentos de demanda. Como consequência, é de se esperar que a curva de demanda apresente inclinação negativa, o que é evidenciado pelo sinal negativo de α_1 . Por fim, considerando-se que a taxa de juros Selic

representa o preço de um bem substituto, o sinal positivo de α_4 deixa claro que o aumento no preço de bens substitutos significa aumento na demanda por empréstimos. Nesse sentido, os sinais mais significativos do ponto de vista teórico apresentam coerência e independem da amostra utilizada. Nesse sentido, os demais sinais variarem de acordo com a amostra significa que a não-linearidade intrínseca à curva de demanda varia de acordo com a amostra, o que seria de se esperar uma vez que a curva de demanda de mercado é a soma das demandas individuais, e estas devem apresentar inclinações assimétricas, ou seja, a elasticidade-preço da demanda do crédito de um consumidor cliente de um grande banco deve ser diferente da de um cliente de um banco de porte menor, dada a diferenciação do produto. Ademais, é de se esperar que a inclinação da demanda variou ao longo do tempo, uma vez que a inflação variou drasticamente ao longo da amostra, de forma que isso pode ter sido captado pelo não-balanceamento da amostra com 303 bancos.

Os resultados obtidos a partir da equação de oferta são apresentados na Tabela 5. Em tais estimações os coeficientes de maior relevância para a análise são λ , d_1 e d_2 , uma vez que apresentam as medidas de concorrência no setor bancário e os choques sofridos por esta no Plano Real e por ocasião da abertura do mercado bancário para o setor externo. Assim, uma vez que o painel foi estimado sob a hipótese de efeitos fixos, o valor de λ não é estimado diretamente. Nesse sentido, para obter uma estimativa de λ , optou-se por calcular uma média dos efeitos fixos estimados, obtendo os resultados apresentados na tabela. Entretanto, torna-se necessário verificar se tais valores são estatisticamente diferentes de zero, de forma que, ao compararmos os resultados de efeitos fixos quando o modelo foi estimado considerando-se efeitos aleatórios, apresentam-se valores muito próximos aos das médias apresentadas na Tabela 5, e significativamente diferentes de zero, reforçando a confiabilidade das médias calculadas para medir a concorrência do setor bancário. Tal proximidade das estimações entre os efeitos fixos e aleatórios é esperada, dada a consistência dos estimadores aliada ao elevado número de observações utilizado.

Dessa forma, uma vez que λ é significativamente diferente de zero, é possível argüir que o setor bancário no Brasil não se comportou como um mercado em concorrência perfeita durante o período analisado. Entretanto, dadas as mudanças estruturais observadas no setor ao longo dos últimos anos, como descrito nas seções anteriores, torna-se necessário observar

se a concorrência do setor mudou significativamente nesse período. Tal análise é realizada ao observar o comportamento das *dummies* d1 e d2. Nesse caso, uma vez que tais *dummies* apresentam coeficiente negativo e significativamente diferente de zero podemos concluir que tanto as alterações regulamentares que implementaram o Plano Real quanto a abertura do mercado doméstico para bancos estrangeiros aumentaram a concorrência do sistema bancário nacional.

Esses resultados mostram que, apesar da concentração estrutural ocorrida no âmbito do setor bancário nacional, caracterizado por inúmeras transferências de controles, liquidações, mudanças do objeto social e cancelamentos da autorização para funcionamento, as alterações introduzidas pelos novos regulamentos fizeram que as instituições aumentassem a concorrência entre si.

Como já citado, a implementação do Plano Real fez que as instituições, além de perderem importante fonte de receita (o *floating*), iniciaram uma corrida para adquirir outras instituições com o intuito de manter/ampliar suas participações no mercado. Os resultados empíricos apresentados indicam que devido a isso elas passaram a atuar mais agressivamente no mercado, aumentando assim a concorrência.

Quando analisamos as concessões do governo brasileiro para o aumento de participação estrangeira no Sistema Financeiro Nacional, verificamos que 95% das autorizações ocorreram após dez/95 (conforme informações constantes da Tabela 6. Isto mostra o resultado prático da nova postura do governo brasileiro em relação ao capital estrangeiro com a aprovação da Exposição de Motivos 311, o que fez que as instituições atuantes no mercado interno aumentassem a concorrência em resposta à abertura do mercado, fato este que, além de ser confirmado pelos resultados empíricos apresentados, vai ao encontro de estudos já efetuados para outros países.

Corroborando nossos resultados, Rocha (2001) entende que “a abertura do setor bancário brasileiro ao capital externo, após o Plano Real, ampliou a contestabilidade do mercado, anteriormente fechado e com concorrentes bem definidos. A partir desse momento, colocou-se para os grandes bancos privados nacionais, varejistas, a necessidade da defesa de sua liderança e de sua parcela de mercado”.

Tabela 6

Número de Decretos Autorizando o Aumento de Participação Estrangeira no Sistema Financeiro Nacional – Art. 52 do Ato das Disposições Constitucionais Transitórias	
Período	Número de Autorizações
Até 30.06.1994	3
01.07.1994 a 31.12.1995	4
01.01.1996 a 31.12.1996	8
01.01.1997 a 31.12.1997	23
01.01.1998 a 31.12.1998	29
01.01.1999 a 31.12.1999	21
01.01.2000 a 31.12.2000	23
01.01.2001 a 31.12.2001	10
01.01.2002 a 31.12.2002	15
Total	136

Fonte: Banco Central do Brasil

Apesar dos resultados empíricos obtidos indicarem que as alterações regulamentares aumentaram a concorrência do setor bancário, com base nas informações disponíveis e nas técnicas utilizadas no presente trabalho não podemos mensurar o quanto se aproximou da concorrência perfeita. Podemos, entretanto, analisar se tais aumentos da competitividade do setor bancário foram suficientes para levar o setor a um nível de concorrência perfeita. Para tanto, deve-se analisar se o efeito ocorrido, representado pela *dummy*, somado ao valor de λ igualou-se a 0, caracterizando uma situação de concorrência perfeita. Ao realizar tal análise por meio de testes de hipótese de Wald (Tabela 7) foi possível demonstrar que, mesmo com os avanços no sentido de aumento de competitividade, a hipótese de concorrência perfeita é rejeitada mesmo a um nível de significância de 1%. Corroborando esse resultado, temos que Nakane (2001), ao analisar a concorrência bancária no País no período de ago/94 a ago/2000, por meio de um teste dinâmico (baseado na mesma metodologia desenvolvida por Bresnahan e Lau), encontrou resultados da existência de algum poder de mercado sendo exercido no mercado bancário brasileiro, rejeitando, assim, a hipótese de concorrência perfeita.

Tabela 7

Testes de Wald para as Mudanças de Concorrência Bancária no Brasil		
Amostra / Hipótese Nula	Valor da Estatística (F)	Prob.
17 bancos		
$\lambda + d1 = 0$	320.00	0.00
$\lambda + d1 + d2 = 0$	271.39	0.00
42 bancos		
$\lambda + d1 = 0$	1063.54	0.00
$\lambda + d1 + d2 = 0$	1036.31	0.00
303 bancos		
$\lambda + d1 = 0$	4644.86	0.00
$\lambda + d1 + d2 = 0$	1485.87	0.00

6. Conclusão

Após a implementação do Plano Real e com as alterações legais e regulamentares que passaram a ter vigência a partir de jul/94, ocorreu, no âmbito do sistema financeiro nacional, um processo de intensa concentração estrutural bancária.

Grandes mudanças ocorreram no âmbito do setor estatal e na participação detida por instituições nacionais e estrangeiras. Enquanto as instituições estatais, via privatizações, mudanças do objeto social ou cancelamento da autorização para funcionamento, diminuíram sensivelmente a participação que detinham na área bancária, as instituições estrangeiras aumentaram a sua participação em face das nacionais.

Temos assim que, aliada a uma diminuição do número de instituições que atuam no setor, ocorreu uma alteração das condições de concorrência entre as instituições do sistema via reformas regulamentares.

Os resultados empíricos obtidos neste trabalho indicam que, com base na análise da amostra utilizada, as alterações regulamentares que tiveram início em jul/94 incrementaram a concorrência entre as instituições que operam no sistema financeiro nacional. Uma das justificativas para o ocorrido foi a perda de importante receita das instituições bancárias com a estabilização da economia: o *floating*. Com essa perda, as instituições tiveram que aumentar a concorrência entre si no mercado de crédito com o objetivo de alavancar suas receitas.

Da mesma forma, os resultados apresentados indicam que com a introdução da possibilidade (e sua efetivação) de entrada de concorrentes estrangeiros, os bancos instalados no País aumentaram ainda mais a concorrência entre si.

O trabalho aponta ainda que, apesar do aumento da concorrência entre as instituições do setor bancário ter ocorrido no período, a hipótese de concorrência perfeita é rejeitada, o que vai ao encontro de outros trabalhos já publicados. Esses resultados servem de alerta para as autoridades governamentais que atuam na área de defesa da concorrência e pressupõe a busca de políticas adequadas para o setor.

Um trabalho posterior e que seria de grande valor seria a simulação de possíveis fusões/incorporações de instituições já atuantes no mercado, inclusive considerando a possibilidade de contemplar a atuação dos conglomerados financeiros no mercado.

Bibliografia

- ANGELINI, P.; CETORELLI, N. Bank competition and regulatory reform: the case of the Italian banking industry. *Economic Perspectives*. Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago, primeiro trimestre, p. 2-28, 2000.
- APPELBAUM, E. The estimation of the degree of oligopoly. *Journal of Econometrics*, 19, p. 287-299, 1982.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Normativos editados pelo Banco Central, boletins e relatórios. Vários números.
- BARAJAS, A.; STEINER, R.; SALAZAR, N. Interest spreads in banking in Colômbia, 1974-96, *IMF Staff Papers*, 46, p. 196-224, 1999.
- BAUMOL, W. J.; PANZAR, J. C.; WILLIG R. D. *Contestable markets and the theory of industry structure*. San Diego: Harcourt Brace Jovanovich, 1982.
- BERGER, A.; HANNAN, T. The price-concentration relationship in banking. *Review of Economics and Statistics*, 71, p. 291-299, 1989.
- BERGER, A.; HANWECK, G.; HUMPHREY, D. Competitive viability in banking: scale, scope and product mix economies. *Journal of Monetary Economics*, 20, p. 501-520, 1987.
- BRESNAHAN, Timothy F. Empirical studies of industries with market power. *Handbook of Industrial Organization*, v. II, p. 1011-1057, 1989.

- _____. The oligopoly solution is identified. *Economic Letters*, 10, p. 87-92, 1982.
- CARNEIRO, D. D.; WERNECK, R. L. F.; GARCÍA, M. G. P. *Strengthening the financial sector in the Brazilian economy*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da PUC, Texto p. Discussão 307, ago. 1993.
- CAVICCHIOLI, Mário Sérgio. *A influência do Comitê da Basileia na supervisão prudencial do sistema financeiro brasileiro*. São Paulo: Universidade de São Paulo/FIPECAFI/CEFIN, 1999.
- CLAESSENS, S.; DOBOS, G.; KLINGEBIEL, D.; LAEVEN, L. *The growing importance of networks in finance and its effects on competition*, mimeo. University of Amsterdam/World Bank, Jan. 2003.
- FREITAS, X.; ROCHET, J. *Microeconomics of banking*. Cambridge, MA: MIT Press, 1997.
- GELFAND, M.; SPILLER, P. Entry barriers and multiproduct oligopolies *International Journal of Industrial Organization*, 5, p. 101-113, 1987.
- HANNAN, T. Market share inequality, the number of competitors and the HHI: an examination of bank pricing. *Review of Industrial Organization*, 12, p. 23-35, 1997.
- HANNAN, T.; BERGER, A. The rigidity of prices: Evidence from the banking industry. *American Economic Review*, 81, p. 928-945, 1991.
- JACKSON, W. Market structure and the speed of adjustment: evidence of non-monotonicity. *Review of Industrial Organization*, 12, p. 37-57, 1997.
- _____. The price-concentration relationship in banking: a comment. *Review of Economics and Statistics*, 74, p. 373-376, 1992.
- JAUMANDREU, J.; LORENCES, J. Modelling price competition across many markets (an application to the Spanish loans market). *European Economic Review*, 46, p. 93-115, 2002.
- KLEIN, M. A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit and Banking*, 7, p. 205-218, 1971.
- LAU, L. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economic Letters*, 10, p. 93-99, 1982.
- MESTER, L. A multiproduct cost study of savings and loans. *The Journal of Finance*, 42, p. 423-445, 1987.

- NAKANE, Márcio I. A test of competition in Brazilian banking. *Working Paper Series*, n 12. Brasília: Bacen, março 2001. 23 p. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>.
- NEUMARK, D.; SHARPE, S. Market structure and the nature of price rigidity: evidence from the market for consumer deposits. *Quarterly Journal of Economics*, 107, p. 656-680, 1992.
- NEVEN, D.; ROLLER, L. An aggregate structural model of competition in the European banking industry. *International Journal of Industrial Organization*, 17, p. 1059-1074, 1999.
- OKEAHALAM, C. C. An Analysis of the price-concentration relationship in the Botswana commercial banking industry. *Journal of African Finance and Economic Development*, 3, p. 65-84, 1998.
- PETTERINI, F. C; JORGE NETO, P. M. *Competição bancária no Brasil após o Plano Real*. mimeo. 2003.
- PRAGER, R. S.; HANNAN, T. H. Do substantial horizontal mergers generate significant price effects? Evidence from the banking industry. *Journal of Industrial Economics*, p. 443-452. 1998.
- PUGA, F. P. Sistema financeiro brasileiro: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. (Org.) *A economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.
- RHOADES, S. A. Market share inequality, the HHI, and others measures of the firm composition of a market. *Review of Industrial Organization*, 10, p. 657-674, 1995.
- RIBON, S.; YOSHA, O. Financial liberalization and competition in banking: an empirical investigation, Tel Aviv University, *Working Paper*, n. 23-99, 1999.
- ROCHA, Fernando A. S. *Evolução da concentração bancária no Brasil (1994-2000)*. Banco Central do Brasil, 2001.
- SHAFFER, S. A test of competition in Canadian banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, p. 49-61, 1993.
- _____. Banking conduct before the European single banking license: a cross-country comparison. *North American Journal of Economics and Finance*, 12, p. 79-104, 2001.

- _____. Competition in the U.S. banking industry. *Economic Letters*, 29, p. 321-323, 1989.
- SPILLER, P.; FAVARO, E. The effects of entry regulation on oligopolistic interaction: the Uruguayan banking sector. *Rand Journal of Economics*, 15, p. 244-254, 1984.
- VESALA, J. Testing for competition in banking: behavioral evidence from Finland. *Bank of Finland Studies E:1*. Bank of Finland, 1995.

