

CONCORRÊNCIA NO SETOR BANCÁRIO BRASILEIRO: BANCOS INDIVIDUAIS *VERSUS* CONGLOMERADOS BANCÁRIOS

Marcelo Cardoso¹

Paulo F. Azevedo²

Klenio Barbosa³

O conceito de grupo econômico é central em análises de concorrência. Entretanto, a maioria dos estudos sobre competição bancária no Brasil utiliza o relatório 4010 do Banco Central, que fornece informações de bancos identificados pelo seu Cadastro Nacional de Pessoas Jurídicas (CNPJ), desconsiderando, portanto, possíveis efeitos de coordenação entre empresas pertencentes a um mesmo conglomerado financeiro. Este artigo busca investigar empiricamente se essa desconsideração do grupo econômico produz viés nas estimativas de medidas de competição no mercado bancário brasileiro. Neste artigo são estimados os parâmetros usuais de competição no setor bancário, sugeridos por Bresnahan e Lau (1982), Panzar e Rosse (1987) e Boone (2008), utilizando dados financeiro-contábeis de bancos individuais (relatório 4010) e de conglomerados bancários (relatório 4040). As estimativas mostram que, a partir de 2004, há evidências de diferenças significantes entre as duas bases de dados, o que revela que estudos que desconsideram efeitos de coordenação entre empresas do mesmo grupo econômico estão sujeitos a viés de superestimação da intensidade de concorrência bancária.

Palavras-chave: concorrência bancária; grupo econômico; conglomerados financeiros.

COMPETITION IN THE BRAZILIAN BANKING SECTOR: INDIVIDUALIZED BANKS VERSUS BANKING CONGLOMERATES

The concept of economic group is central in competition analysis. However, most studies on banking competition in Brazil uses the Central Bank 4010 Report, which provides information to banks identified by their tax-identification number (CNPJ), disregarding therefore possible coordination between companies belonging to the same financial conglomerate. This paper seeks to empirically investigate whether this disregard of the economic group produces bias in the estimates of competition measures in the Brazilian banking market. In this article we estimate usual parameters of banking competition, suggested by Bresnahan and Lau (1982), Panzar and Rosse (1987) and Boone (2008) using financial-accounting data of individual banks (Report 4010) and banking conglomerates (Report 4040). Our estimates show that, since 2004, there is evidence of a significant difference between the two databases, which reveals that studies that disregard coordination between companies of the same group are subject to overestimation bias of banking competition intensity.

Keywords: banking competition; economic group; financial conglomerates.

JEL: L1; L4; L80.

1. Doutor em Economia pela EESP/FGV. Professor de Economia no Mackenzie e na PUC-SP. E-mail: <m.ranieri@uol.com.br>.

2. Professor Insper. E-mail: <PauloFA1@insper.edu.br>.

3. Professor da EESP/FGV. E-mail: <klenio.barbosa@fgv.br>.

1 INTRODUÇÃO

Bancos mobilizam, alocam e investem a poupança da sociedade. Por tal papel, a conduta dos bancos e o desempenho da indústria bancária têm substancial repercussão sobre a alocação do capital, crescimento das firmas, expansão industrial e desenvolvimento econômico (Berger *et al.*, 2004). Com a reestruturação dessa indústria no Brasil, em que se sobressaíram importantes fusões, mensurar concentração e concorrência ganhou especial atenção, o que estimulou o desenvolvimento de diversos trabalhos empíricos que buscam responder essas questões (Araujo e Jorge Neto, 2007; Lucinda, 2010; Nakane, 2002; e Nakane e Rocha, 2010). Há, contudo, algo comum a essa literatura que pode gerar eventual distorção nas medidas de competição: a utilização de bancos individuais como unidade de análise e não o conceito de conglomerado financeiro.

Por escolhas internas de governança, um grupo econômico pode se organizar na forma de uma única pessoa jurídica ou, mais comumente, em várias pessoas jurídicas, controladas por uma *holding* ou por arranjos societários ainda mais complexos. Essa escolha não retira a característica essencial do grupo econômico, qual seja, a sua capacidade de coordenar estratégias empresariais, em geral, e concorrenciais, em particular. Por este motivo, é já consensual na jurisprudência antitruste a utilização do conceito de grupo econômico como unidade de análise em uma avaliação das condições de concorrência em determinado mercado (Williamson, 2009). Esse consenso manifesta-se na própria Lei nº 12.529/2011, que dispõe sobre o Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência, seja em seus artigos referentes ao controle de condutas (Arts. 33, 36, 37 e 86), seja naquele referente ao controle de estruturas (Art. 88).

O conceito de grupo econômico é definido pelo controle societário, podendo este incluir também participações em empresas inferiores a 50%, desde que seja assegurado o controle de fato ou pela via de acordo de acionistas. Mesmo no caso de participações societárias minoritárias que não implicam controle, a literatura econômica reconhece que pode haver efeito de alinhamento de incentivos e, portanto, indicadores alternativos para os índices de concentração, a fim de contemplar tais efeitos (O'Brian e Salop, 2000). É digno de nota, portanto, os estudos sobre competição bancária no Brasil utilizam o relatório 4010 do Banco Central, que fornece informações de bancos identificados pelo seu CNPJ, desconsiderando os possíveis efeitos de coordenação entre empresas pertencentes a um mesmo conglomerado financeiro.

Este artigo busca investigar empiricamente se essa desconsideração do grupo econômico produz viés nas estimativas de medidas de competição no mercado bancário brasileiro. Neste artigo são estimados os parâmetros usuais de competição no setor bancário, sugeridos por Bresnahan e Lau (1982), Panzar e Rosse (1987) e

Boone (2008), os quais são calculados considerando duas possíveis definições de unidade econômica, a instituição bancária individual e o conglomerado financeiro para o período de dezembro de 1999 a junho de 2010. O artigo traz também uma contribuição adicional, por se tratar da primeira aplicação do modelo de Boone (2008) à indústria bancária brasileira.

As duas bases de dados utilizadas neste trabalho são providas pelo Banco Central, e dadas por: *i*) a base de dados do relatório 4010, que fornece informações dos balancetes mensais dos bancos, e assim representada por CNPJ diferente da unidade bancária; e *ii*) a base de dados do relatório 4040, que fornece informações dos conglomerados financeiros. Essas duas bases de dados servirão para a realização de um teste de diferença de médias dos parâmetros estimados para conduta no setor bancário. Esse teste de diferença de médias servirá, então, para informar se há diferença estatisticamente significativa da estimação entre os parâmetros de competição bancária estimados com as duas bases de dados dos parâmetros em três diferentes modelos de conduta (Bresnahan e Lau, 1982; Panzar e Rosse, 1987; e Boone, 2008). Conceitualmente a diferença está na unidade de decisão. Empiricamente a desconsideração do conglomerado financeiro pode vir a omitir importantes efeitos relacionados à economia de escopo e escala (Barbosa *et al.*, 2015) e a decisões coordenadas de cada grupo financeiro. Este artigo dedica-se, em particular, a investigar este último efeito, os quais podem ser captados por medidas de intensidade de concorrência.

As estimações do modelo de Boone (2008) mostram a existência de diferença estatística entre os parâmetros de conduta estimados com as duas bases de dados para o período de 1999 a 2010, indicando uma superestimação do grau de concorrência no mercado bancário brasileiro quando a análise é realizada com a base de dados de bancos individuais. Os resultados das estimações da estatística *H*, de Panzar e Rosse (1987), também revelam outro resultado semelhante. Para a estatística *H*, para a qual foi possível realizar estimações para cada ano, bem como testar as diferenças para os períodos antes e após 2004, identificamos que, a partir de 2004, há evidências de diferença significativa da estatística *H* computada com base nas duas bases de dados. Tais resultados revelam que estudos baseados nos modelos de Panzar e Rosse e de Boone e que desconsideram efeitos de coordenação entre empresas do mesmo grupo econômico estão sujeitos a viés de superestimação da intensidade de concorrência bancária brasileira.

Por outro lado, as estimações para o modelo de Bresnahan e Lau (1982), as quais foram realizadas também para o período de 1999 a 2010, não têm apresentado diferenças significantes entre as duas bases de dados, tendo também confirmado resultados anteriores sobre o grau de concorrência na indústria.

Além desta seção introdutória, este artigo conta com a descrição dos modelos de concorrência de Bresnahan e Lau (1982), Panzar e Rosse (1987) e Boone (2008) na seção 2; seguidos da apresentação das estatísticas descritivas na seção 3; da apresentação dos resultados das estimações dos modelos na seção 4; e das considerações finais na seção 5. A seguir, nas duas próximas seções, temos as descrições dos principais modelos e medidas utilizados no setor bancário, e que serão utilizados ao longo deste artigo.

2 INDICADORES DE CONCORRÊNCIA

Não há uma metodologia predominante, nem tampouco um modelo claramente superior quando a variável de interesse é nível de concorrência. Em trabalhos voltados à análise de concorrência bancária, a literatura, conforme apontado por Nakane e Rocha (2010), usualmente apoia-se em três métodos principais: *i)* rotação da curva de demanda – Bresnahan e Lau (1982); *ii)* soma das elasticidades-preço dos insumos produtivos em uma equação de receitas – Panzar e Rosse (1987); e *iii)* identificação de padrões pelas condições de primeira ordem de diferentes soluções de jogos – como exemplos Bertrand-Nash, Cartel, Monopólio, ou Liderança-Preço de Stackelberg.

Este artigo utiliza os modelos *i)* e *ii)*, mas não os modelos do tipo *iii)*, pois estes estão mais sujeitos a escolhas arbitrárias, decorrentes da grande variedade de especificações e formas funcionais que podem ser adotadas para soluções de jogos. Assim, optou-se por especificações mais consensuais, de modo a focar a discussão nas diferenças de estimações pela utilização das duas diferentes bases de dados. Além dos dois modelos citados, este artigo também aplica o modelo proposto por Boone (2008), que, conforme detalhado mais à frente nesta seção, inspira-se nas ideias iniciais de Panzar e Rosse (1987), mas provê uma mensuração da intensidade de concorrência mais informativa e completa do que a do modelo original. Este artigo traz a primeira aplicação do modelo de Boone (2008) para a indústria bancária brasileira, sendo esta uma de suas contribuições originais.

2.1 Modelo Panzar-Rosse (1987)

Este modelo propõe que no longo prazo, o produto e o número de bancos são determinados, em equilíbrio, pela maximização de lucro ao nível do banco e ao nível da indústria.

A hipótese clássica de maximização de lucro implica a igualdade entre receita marginal e custo marginal. Desse modo, tem-se a seguinte condição de maximização para um banco *i*:

$$RMg_i(x_i, n, x_i) - CMg_i(x_i, w_i, t_i) = 0, \quad (1)$$

em que:

$$\left\{ \begin{array}{l} x_i: \text{produto do banco } i. \\ n: \text{número de bancos} \\ z_i: \text{vetor de variáveis exógenas que alteram a função receita do banco } i. \\ w_i: \text{vetor de m preços de fatores insumos do banco } i. \\ t_i: \text{vetor de variáveis exógenas que alteram a função custo do banco } i. \end{array} \right.$$

O grande avanço que as deduções de Panzar e Rosse (1987) trazem está na definição de uma medida pela qual possam ser identificados os casos de conluio perfeito, concorrência monopolística ou concorrência perfeita. Esta medida é definida como estatística H e dada por:

$$H = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i}{\partial w_{k_i}} \cdot \frac{w_{k_i}}{R_i}. \quad (2)$$

A expressão da equação (2) representa o somatório das elasticidades das receitas em relação aos preços dos insumos. Em outras palavras, a estatística H pode ser descrita como a soma das elasticidades receitas-custos.

O quadro 1 foi construído de acordo com as implicações testáveis de Panzar e Rosse (1987) e relaciona o valor estimado da estatística H ao grau e tipo de concorrência numa indústria/mercado. Tais autores mostram que existem três intervalos de valores distintos para a estatística H, que tipificam a forma de concorrência que o setor em análise se encontra. Em particular, Panzar e Rosse mostram que se o valor estimado de H é menor ou igual a 0, então a indústria opera num equilíbrio de monopólio (exercício pleno de poder de mercado), ou concorrência monopolística (algum exercício de poder de mercado). Por outro lado, se o valor estimado de H é igual a 1, então a indústria opera em concorrência perfeita. Por fim, se o valor estimado de H estiver entre 0 e 1, então os bancos operam num equilíbrio de concorrência monopolística.

As derivações originais de Panzar e Rosse (1987), entretanto, não lhes permitem obter uma relação monotônica entre o valor do parâmetro H e o grau de concorrência de um mercado. Todavia, Shaffer (1982, 1983) e Vesala (1995) estendem o modelo Panzar e Rosse e mostram que, sob certas condições, o parâmetro H cresce com o grau de concorrência. Em particular, Vesala (1995) mostra a existência de uma relação negativa entre o parâmetro H e o poder de mercado no caso de concorrência monopolística com livre entrada.

Assim, com base em Shaffer (1982, 1983) e Vesala (1995), podemos concluir que um maior valor de H está associado a um aumento do grau de concorrência.

QUADRO 1
Intervalos de Valores de H (Panzar-Rosse)

Valores de H	Tipo de concorrência
$H \leq 0$	Equilíbrio de monopólio (exercício pleno de poder de mercado), ou concorrência monopolística (algum exercício de poder de mercado)
$H \leq 1$	Concorrência monopolística (algum exercício de poder de mercado)
$H = 1$	Concorrência perfeita (Não há exercício do poder de mercado)

Fonte: Elaboração própria a partir de Panzar e Rosse (1987).

Uma forma usual para obter a estatística H é dada pela estimação da seguinte equação função receita:⁴

$$\underbrace{\ln(RT_{it})}_{\text{Receita operacional e não operacional}} = \alpha + \underbrace{\ln(w_{it})' \cdot \beta}_{\text{Preços dos insumos da atividade bancária}} + \underbrace{\ln(z_{it})' \cdot \gamma}_{\text{Variáveis de controle}} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

Do lado esquerdo dessa equação, a variável $RT_{i,t}$ representa receitas totais (operacionais e não operacionais), correspondendo à soma das receitas operacionais (atividades principais) do banco i , no instante t , mais as receitas não operacionais que advêm de eventos econômicos aditivos ao patrimônio líquido não associados às atividades principais do banco, como, por exemplo, ganhos de capital, transações com imobilizados ou com investimentos de natureza permanente.

A variável $w_{i,t}$ corresponde aos fatores tratados como insumos da atividade bancária, sendo que a soma dos coeficientes estimados para esses fatores gera a estatística H de interesse. Uma forma de comum aceitação, com a maior referência em Bikker e Haaf (2002), é definir três principais fatores $w_{i,t}$ como sendo relacionados a despesas administrativas, despesas operacionais e despesas de captação. O termo μ_i na equação (3) é o efeito fixo do banco, e ε_{it} é o termo errático. Essa especificação será detalhada na seção 4.1.

A estimação da equação função receita em (3) é relativamente simples, mas requer cautela na construção das variáveis e na estimação dos coeficientes. Caso contrário, estimadores tendenciosos de H podem ser obtidos. Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012), por exemplo, mostram que a inclusão da receita normalizada por uma medida de escala (por exemplo, ativo) como variável dependente na

4. Essa forma de estimação do modelo Panzar-Rosse (1987) tem como principais referências os trabalhos de Bikker e Haaf (2002), e Belaisch (2003), e no âmbito nacional Araujo e Jorge Neto (2007), Lucinda (2010), e Nakane e Rocha (2010).

equação função receita em (3) e a inclusão de variáveis de escala na regressão do modelo de Panzar e Rosse podem superestimar o parâmetro H, gerando assim uma medida incorreta do grau de competição na indústria, e diferente da medida de concorrência originalmente proposta por Panzar e Rosse (1987). Este artigo segue as sugestões de Bikker, Shaffer e Spierdijk e estima o parâmetro H utilizando a receita não normalizada do banco, para não ocorrer o problema de viés de estimação destacado anteriormente.

2.2 Modelo Boone (2008)

Boone (2008) introduz uma forma direta de mensuração de concorrência com o conceito de elasticidade do lucro, primeiramente desenvolvido em Boone (2000). Não existe um parâmetro fechado em intervalos como em demais modelos, mas sim o conceito de magnitude de variação no lucro, dadas as variações nos custos marginais dos bancos.

Como referido em Boone, Ours e Wierl (2007), a mensuração da elasticidade do lucro é inspirada nas ideias de Panzar e Rosse (1987). Essa mensuração é baseada na elasticidade preço dos fatores, e a forma funcional direta de mensurar competitividade, segundo esse modelo, é dada por:

$$\ln(\pi_{it}) = \alpha - \beta \cdot \ln(c_{it}) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

As variáveis π_{it} e c_{it} representam, respectivamente, o lucro e o custo marginal do banco i no período t . Este modelo pode ser estimado com dados em painel⁵, e as especificações empíricas incluem variáveis de controle na especificação. O termo μ_i na equação (4) é o efeito fixo do banco e ε_{it} é o termo errático. Custo marginal, nesse caso, pode ser obtido de diversas formas e, talvez, a mais usual seja estimar uma função custo total translog para então encontrar o custo marginal.⁶

A inclinação de β , segundo uma aproximação de primeira ordem de Taylor, pode ser interpretada como uma elasticidade. Segundo Leuvensteijn *et al.* (2007), este indicador de Boone deriva de duas noções gerais: *i*) primeiro, que firmas mais eficientes tendem a ter maior *market share* ou lucro, justamente por observarem um menor custo marginal em suas operações; e, *ii*) segundo, que os efeitos devem ser mais fortes em mercados que tenham níveis de concorrência maior.⁷

5. Como a forma proposta é do tipo log-log, então β assume interpretação de elasticidade, e, por relacionar lucro e custo marginal, recebe a denominação de elasticidade lucro.

6. A forma que adotaremos tanto para o modelo Boone como para o modelo Bresnahan-Lau será a mesma especificação adotada em Shaffer (1993).

7. Um amplo conjunto de modelos e conceitos é desenvolvido por Boone nos seguintes trabalhos: Boone (2000), Boone (2004), e Boone *et al.* (2004).

De acordo com o modelo, os diferentes níveis de elasticidade do lucro estão associados a níveis diferentes de competição via dois efeitos: *i*) a mobilidade dos consumidores de serviços bancários entre diferentes bancos ser mais fácil, dando um sentido de produtos mais próximos; e *ii*) maior ou menor custo de entrada de concorrentes potenciais.

2.3 Modelo Bresnahan-Lau (1982)

O modelo de Bresnahan e Lau (1982) estima equações de demanda e oferta para o total de empréstimos do mercado bancário, adicionando um parâmetro de conjectura do qual se infere o poder de mercado e, assim, o grau de competição da indústria. Essa metodologia foi utilizada em diversos países, tendo sido aplicada no Brasil no estudo pioneiro de Nakane (2002).

Talvez a principal crítica a esta literatura seja circunscrever a análise de competição da indústria bancária à competição por empréstimos, sem a adequada separação de segmentos, como varejo e atacado e de pessoa física e pessoa jurídica. Infelizmente, os dados disponíveis não permitem essas separações. Ainda assim, o argumento de utilizar empréstimo tem, pelo menos, uma boa justificativa. Quando observados os dados agregados dos bancos, cerca de um terço de todos os ativos destinam-se a empréstimos – a atividade de intermediação financeira presume-se ser a principal atividade de um banco e os dados assim corroboram.

O mecanismo de identificação do grau de concorrência é dado pela separação de variáveis de rotação e variáveis de deslocamento de oferta e demanda. O preço de equilíbrio de oligopólio é então caracterizado pela seguinte condição de primeira ordem:

$$P(Q, Y; \alpha) + \lambda \cdot Q \cdot P(Q, Y; \alpha) = C(Q, Z; \beta), \quad (5)$$

na qual:

$$\left\{ \begin{array}{l} P: \text{preço de equilíbrio de mercado} \\ P(Q, Y; \alpha): \text{é a função demanda inversa} \\ Q: \text{é o nível de quantidade de produto bancário (p.ex., empréstimos)} \\ C(Q, Z; \beta): \text{é o custo marginal} \\ \alpha \text{ e } \beta: \text{valores de parâmetros desconhecidos associados com demanda e custos} \\ Y \text{ e } Z: \text{são vetores de variáveis que afetam demanda e custos} \\ \lambda: \text{é o parâmetro de variação conjectural} \end{array} \right.$$

Os valores de λ estão associados, por exemplo, a mudanças na oferta de um banco como uma função resposta de todos os demais bancos. Assim, essa metodologia mensura o coeficiente que sintetiza o poder de mercado e suas variações, analisando as variáveis de rotação da demanda.

As formas funcionais adotadas, neste trabalho, para as curvas de demanda, oferta e custos, são as mesmas utilizadas em Shaffer (1993). Essas formas são descritas na seção de resultados estimados.

3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Esta seção é dedicada à apresentação das principais medidas que serão utilizadas para medir concentração e concorrência utilizando os modelos descritos na seção anterior para as bases de dados do relatório 4010 (CNPJ) e do relatório 4040 (conglomerado).

Cabe aqui uma apresentação das diferenças entre essas duas bases de dados e uma explicação sobre a construção destas em sua origem, pelo Bacen. A diferença essencial entre o relatório 4010 e o relatório 4040 é que no primeiro a unidade de agregação é o CNPJ de cada instituição financeira, de tal modo que as informações correspondem fielmente ao balancete como entidade contábil que o Bacen fiscaliza. No segundo, por sua vez, a unidade de agregação é o conglomerado financeiro, que reúne os CNPJs que estão sob o controle de um mesmo grupo econômico. Para tanto, o Bacen utiliza-se do conceito de controle societário, dado pela estrutura societária de cada instituição financeira, de modo a identificar os CNPJs que pertencem a um mesmo grupo, agregando-os sob o título de Conglomerado Financeiro.

Assim, o relatório 4040 não é uma mera soma dos registros contábeis de todas as empresas coligadas e cointegradas dos conglomerados financeiros, mas é uma construção do Bacen, que incorpora todos os ajustes e compensações reportados à autoridade monetária. Como os dados a respeito desses ajustes e compensações não são disponíveis ao público, não é possível ao pesquisador reconstruir a base de conglomerados financeiros com base no relatório 4010. Por isso, é necessária a utilização do relatório 4040 como a base de conglomerados financeiros, cujos dados já consideram esses ajustes e compensações.

As tabelas 1 e 2 apresentam as estatísticas descritivas de empréstimos totais, ativos totais, depósitos totais e à vista, respectivamente, para as bases de dados do relatório 4010 (CNPJ) e do relatório 4040 (conglomerado).

TABELA 1
Estatística descritiva – relatório 4010

	Empréstimos	Ativos	Depósitos	Depósitos à vista
Mínimo	-	1,26	-	-
Média	335.741.429,47	13.122.204.602,58	5.146.931.097,41	585.777.805,42
Mediana	22.032.333,48	1.264.482.074,86	212.186.553,99	1.549.192,62
Máxima	4.964.200.000,00	651.760.000.000,00	313.595.477.681,66	55.808.858.955,96
Desvio-padrão	13.769.590.256,12	49.653.024.532,06	22.695.680.789,22	3.350.918.864,40

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Todos os valores (em R\$) foram deflacionados pelo IPCA. Período: dez./1999 a jun./2010 com dados trimestrais.

TABELA 2
Estatística descritiva – relatório 4040

	Empréstimos	Ativos	Depósitos	Depósitos à vista
Mínimo	-	6.197.506,45	-	-
Média	213.596.103,26	14.831.523.792,46	5.897.160.067,42	824.239.153,20
Mediana	5.023.414,19	1.191.760.896,33	250.793.826,42	4.162.637,96
Máxima	26.329.096.126,84	629.250.680.000,00	348.279.547.863,14	57.776.755.335,13
Desvio-padrão	1.063.407,53	53.029.912,09	24.642.948,64	4.136.014,16

Fonte: Elaboração própria.

Obs.: Todos os valores (em R\$) foram deflacionados pelo IPCA. Período: dez./1999 a jun./2010 com dados trimestrais.

Tomando como referência os valores médios e máximos de ativos ou de empréstimos nas tabelas 1 e 2, observam-se casos em que a base CNPJ (4010) tem valores maiores que a base do conglomerado (4040), como, por exemplo, a média de empréstimos ou o máximo de ativos. Ao mesmo tempo, existem casos em que a base conglomerado tem valores maiores que a base CNPJ (4010), como, por exemplo, o máximo de empréstimos ou a média de ativos.

Tais diferenças podem ser explicadas por dois principais motivos: *i)* no relatório 4010, bancos de um mesmo grupo têm seus balancetes lançados mensalmente, o que pode ocasionar problema de dupla contagem, por exemplo, após um processo de fusão quando uma das instituições não passará mais a emitir balancete. Isso porque pode existir um período após a fusão em que ainda fique sendo lançado o balancete do banco incorporado, e não existe uma regra única para o período de ajuste dos balancetes; *ii)* existem ajustes entre as empresas coligadas e integradas que apenas o Bacen tem acesso e realiza assim, o relatório 4040 representa essa consolidação dos ajustes.

Para exemplificar, observemos o caso da fusão do Banco do Brasil (CNPJ número 00.000.000) com o Banco Nossa Caixa (CNPJ 43.073.394). O anúncio da fusão foi realizado em 20/11/2008, sendo que até outubro/2009

os balancetes do Nossa Caixa continuaram a ser emitidos. A tabela 3 apresenta as contas para o ativo do Nossa Caixa a partir do relatório 4010, em comparação com os dados disponíveis no relatório 4040.

TABELA 3
Estatística descritiva para ativos totais – relatórios 4010 e 4040

Relatório 4010			Relatório 4040	
Data	Compensação 30000001	Total geral ativos 39999993	Ativo (R\$)	Ativo (em R\$ mil)
Dez./1999	25.760.821.708,64	41.208.714.255,30	15.447.892.546,66	15.447.893,00
Mar./2000	62.649.777.538,67	78.317.768.617,02	15.667.991.078,35	15.667.991,00
Jun./2000	40.537.057.735,64	56.927.368.221,91	16.390.310.486,27	16.390.310,00

Fonte: Elaboração própria. Todos os valores (em R\$) foram deflacionados pelo IPCA.

Em que: 30000001 e 39999993 são respectivamente os números das contas do Cosif (relatório contábil padronizado pelo Bacen) referentes às contas de compensação e total geral ativos.⁸ Período: dez./1999 a jun./2010 com dados trimestrais.

Pode-se notar que, ao realizar a conta total geral ativo (39999993) menos compensação (30000001), obtém-se o mesmo resultado para ativo total com valores do relatório 4010 e 4040. Mas isso só ocorre porque o Banco Nossa Caixa até nov./2008 tinha sua contabilidade independente de qualquer outro banco coligado ou integrado.

Ainda nesse exemplo, se fosse construída a conta para ativo total para o Banco do Brasil com os dados a partir do relatório 4010, não seria possível reproduzir os mesmos valores encontrados no relatório 4040. Isso ocorre para qualquer banco pertencente a algum conglomerado financeiro.

Apesar dessas questões contábeis, a utilização dos dados dos relatórios 4010 e 4040 não necessariamente geraram diferença relevante em medidas de intensidade de concorrência, seja porque não há propriamente diferenças substanciais entre as duas bases de dados, seja porque as entidades jurídicas independentes, definidas pelos seus CNPJs, podem se comportar de modo autônomo. Não haveria, portanto, nesse caso, prejuízo à análise considerar que diferentes instituições financeiras, definidas pelos seus CNPJs, concorrem independentemente. Esta é a hipótese que é testada por este artigo, por meio da comparação entre os três modelos de competição com o uso das duas bases de dados.

8. Lucinda (2010), e Nakane e Rocha (2010) utilizam outras contas do Cosif para fazer o cálculo do ativo, tendo ainda uma divergência entre si quanto ao sinal. Segundo Lucinda (2010) o ativo total pode ser obtido com a conta circulante e realizável a longo prazo (10000007) mais permanente (20000004), o que para o exemplo desta tabela confere o mesmo resultado. Enquanto Nakane e Rocha (2010) descrevem como (10000007) (+) e (20000004) (-) a conta para obtenção do Ativo Total, o que diverge do exemplo desta tabela.

As tabelas 4 e 5, a seguir, apresentam estatísticas descritivas a respeito das variáveis razão de concentração (C_n)⁹, em relação a ativos totais e depósitos à vista.

TABELA 4

Estatística descritiva para ativos totais – relatórios 4010 e 4040

	4010			4040		
	Top 3	Top 5	Top 10	Top 3	Top 5	Top 10
Mínimo	0,3522	0,5189	0,6852	0,356	0,522	0,679
Média	0,3907	0,5744	0,7439	0,407	0,593	0,775
Mediana	0,3808	0,5708	0,7366	0,395	0,573	0,779
Máxima	0,4738	0,6532	0,8216	0,527	0,754	0,866
Desvio-padrão	0,0275	0,0338	0,0369	0,052	0,069	0,050

Fonte: Elaboração própria.

Período: Dez./1999 a jun./2010 com dados trimestrais.

TABELA 5

Estatística descritiva para depósitos à vista – relatórios 4010 e 4040

	4010			4040		
	Top 3	Top 5	Top 10	Top 3	Top 5	Top 10
Mínimo	0,558	0,692	0,831	0,526	0,654	0,846
Média	0,618	0,752	0,900	0,623	0,760	0,909
Mediana	0,615	0,737	0,896	0,625	0,751	0,913
Máxima	0,677	0,876	0,967	0,710	0,886	0,968
Desvio-padrão	0,029	0,051	0,036	0,042	0,058	0,033

Fonte: Elaboração própria.

Período: Dez./1999 a jun./2010 com dados trimestrais.

Seguindo a ótica do conglomerado financeiro, podemos esperar que os dados da média ou valor máximo, representados nas tabelas acima, oferecessem sempre valores maiores ou iguais para o relatório 4040, visto que sua unidade de análise é uma agregação daquela utilizada no relatório 4010. Isso se verifica em geral, mas para os valores mínimos encontramos medidas ligeiramente menores para top 3 e top 5 dos depósitos à vista dos conglomerados financeiros. Esses valores mínimos menores na base 4040, em comparação com a base 4010, ocorrem no terceiro trimestre de 2000. Não são os únicos, mas são pequenas diferenças que surgem nos dados do início da década e apenas para alguns trimestres.¹⁰

9. A razão de concentração (C_n) mede de forma direta a soma de participações de mercado das n maiores firmas no setor. Assim, o índice C_4 corresponde à soma das participações de mercado das quatro maiores firmas no setor analisado, assim como o C_5 é a soma das cinco maiores participações de mercado e assim por diante. Formalmente este índice pode ser expresso por $C_n = \sum_{i=1}^n \beta_i$, na qual β_i é a participação de mercado do banco i .

10. Vale observar que, durante todo o período analisado, em ambos os relatórios, os três maiores bancos foram Banco do Brasil, Bradesco e Itaú.

A seguir tem-se a comparação descritiva para índice Herfindahl–Hirschman¹¹ (HHI) em relação aos ativos, empréstimos, depósitos totais e à vista.

TABELA 6
Estatística descritiva HHI – relatório 4010

	HHI_ativo	HHI_empréstimos	HHI_depósitos	HHI_depósitos à vista
Mínimo	0,056	0,056	0,081	0,122
Média	0,067	0,077	0,089	0,159
Mediana	0,065	0,075	0,085	0,162
Máxima	0,089	0,105	0,116	0,202
Desvio-padrão	0,008	0,013	0,008	0,019

TABELA 7
Estatística descritiva HHI – relatório 4040

	HHI_ativo	HHI_empréstimos	HHI_depósitos	HHI_depósitos à vista	HHI_patrimônio líquido
Mínimo	0,068	0,065	0,097	0,124	0,056
Média	0,263	0,091	0,112	0,164	0,072
Mediana	0,080	0,085	0,108	0,164	0,066
Máxima	1,903	0,134	0,146	0,201	0,120
Desvio-padrão	0,513	0,019	0,014	0,019	0,019

Fonte: Elaboração própria.

HHI é a medida de concentração de Hirfindhal para ativos, empréstimos, depósitos totais, depósitos à vista, e patrimônio líquido.

Período: Dez./1999 a jun./2010 com dados trimestrais.

As medidas de HHI para estas duas últimas tabelas, quando apresentamos a estatística descritiva para comparação das bases 4010 e 4040, revelam consistentemente o resultado esperado, ou seja, os valores de concentração medidos na base de dado conglomerado financeiro são mais elevados do que na base de dados de CNPJ.

Finalmente, a tabela 8 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo de Panzar e Rosse (1987). Pode-se notar que há uma maior diversificação das variáveis construídas, com base no relatório 4010, e que os valores da média, mediana e máximo também são maiores para todas as variáveis, exceto para despesas de captação.

11. O índice HHI é uma medida de tamanho das empresas em relação à indústria e um indicador de concentração. Formalmente este índice pode ser expresso por: $HHI = \sum_{i=1}^n \beta_i^2$, na qual β_i é a participação de mercado do banco i .

TABELA 8

Estatística descritiva – variáveis do modelo P&R – relatórios 4010 e 4040

	4010				4040			
	R_tot	D_work	D_adm	D_cap	R_tot	D_work	D_adm	D_cap
Mínimo	-3,613	-9,163	-0,151	-7,342	1,218	-6,174	0,961	1,443
Média	19,214	13,230	7,938	9,866	11,457	3,803	6,842	10,530
Mediana	19,295	13,168	8,048	10,531	11,441	3,872	6,856	10,604
Máxima	25,797	21,055	14,509	20,484	17,968	8,892	10,456	13,992
Desvio-padrão	2,588	2,360	1,492	2,805	2,300	1,313	1,205	0,920

Fonte: Elaboração própria.

Em que: R_tot é LN das receitas totais, D_work é LN das despesas com funcionários, D_adm é o LN das despesas administrativas, e D_cap é o LN das despesas de captação.

Período: Dez./1999 a jun./2010 com dados trimestrais.

4 RESULTADOS

As próximas subseções destinam-se à apresentação das especificações adotadas, apresentação das bases de dados utilizadas e discussão dos resultados. As descrições sempre seguirão a apresentação dos testes para base de dados do relatório 4010, com a denominação neste trabalho de base CNPJ, seguida dos testes para a base de dados do relatório 4040, denominada neste trabalho de base conglomerado.

4.1 Panzar & Rosse (1987)

Na discussão sobre utilização de medidas sobre a competição bancária, o modelo Panzar e Rosse (1987) foi o primeiro a motivar a pesquisa e o debate desenvolvidos neste trabalho sobre o caso brasileiro.

É importante notar que há diversas estimações do nível de concorrência na indústria bancária brasileira por meio do modelo de Panzar e Rosse, como nos trabalhos Araújo e Jorge Neto (2007), Lucinda (2010), e Nakane e Rocha (2010).¹² Entretanto, todos esses trabalhos utilizam a base de dados de bancos individuais (relatório 4010 do Bacen) como unidade de análise. Assim, esses trabalhos podem estar sujeitos a viés por desconsiderarem os efeitos de coordenação em empresas pertencentes a um mesmo conglomerado financeiro.

As grandes referências internacionais comuns para o uso do modelo de Panzar e Rosse são Bikker e Haaf (2002) e Belaisch (2003), na definição de três fatores que sumariam os efeitos de elasticidade custo da receita, dados por: despesas administrativas, despesas operacionais e despesas de captação.

12. Em termos de período de análise, estes três trabalhos seguem, respectivamente, dezembro/1995 a junho/2004, 2000 a 2005, e 2001 a 2009. Nakane e Rocha (2010), em particular, realizam estimações com dados em *cross-section*. Diferentemente, neste artigo o modelo de Panzar e Rosse é estimado com dados em painel. Na seção 4.4 será realizado um teste com o modelo de Panzar-Rosse, com estimações de médias móveis para a estatística H.

Para a composição das variáveis que compõem a estatística H , foram utilizadas as despesas correspondentes ao custo do trabalho, despesas administrativas e despesas de captação, com a seguinte construção:

QUADRO 2

Descrição das variáveis¹³ de H-Panzar e Rosse

Variável da regressão	Construção da variável
D_work	$\text{Ln} \left(\frac{\text{Despesas Pessoal}}{n^{\circ} \text{ funcionários}} \right)$
D_adm	$\text{Ln} \left(\frac{\text{Despesas Administrativas}}{\text{Ativos}} \right)$
D_cap	$\text{Ln} \left(\frac{\text{Despesas Captação} + \text{Operacionais}}{\text{Passivo} + \text{Permanente}} \right)$

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Variáveis deflacionadas pelo IPCA.

Os dados utilizados foram providos pelos relatórios 4010 (base CNPJ) ou 4040 (base conglomerado) do Banco Central do Brasil. Foi utilizado IPCA da base de dados do IBGE para as variáveis, como receita total, que precisaram sofrer deflação.

Panzar & Rosse (1987) – CNPJ. A equação estimada em dados de painel, com efeitos fixos, é dada para este caso por:

$$\text{Ln}(RT_{it}) = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Ln}(d_work) + \beta_2 \cdot \text{Ln}(d_adm_{it}) + \beta_3 \cdot \text{Ln}(d_cap_{it}) + \text{Ln}(Z_{it})' \cdot \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

na qual z_{it} são as variáveis de controle, o termo μ_i é o efeito fixo do banco e ε_{it} é o termo errático. Para esses testes, foram utilizadas as seguintes variáveis: *i*) (vc_11) como variabilidade do lucro do banco i ; *ii*) ($\text{HHI}_{\text{DEP_VISTA}}$)¹⁴ como índice de concentração de depósitos à vista; *iii*) (Desp_NOper) como somatório de despesas não operacionais; e *iv*) (z_n) como lucratividade padronizada pela estatística normal de cada banco i . Os resultados para o período de dezembro/1999 a junho/2006 seguem na tabela 9.

13. Não existe uma forma consensual na construção dessas variáveis. Por exemplo, ao olhar cuidadosamente os referidos trabalhos que se utilizam desta metodologia, não é possível extrair uma forma única. O importante, independentemente da forma de elaborar a construção dessas variáveis, é conseguir distinguir a separação dos fatores de custo que entram como elasticidade custo da receita.

14. As medidas de HHI para depósitos e ativos são utilizadas nos testes desta subseção e demais seções deste artigo e do próximo. Esta variável é o meio mais consagrado de mensurar a concentração de mercado, o que, por sua vez, é uma variável relevante para explicar a conduta das firmas, como se propõe o modelo de Panzar e Rosse (1987). É importante reportar que há críticas a sua utilização como variável explicativa, dado ser a estrutura de mercado endógena, gerando um problema de identificação (Martin, 2002: 173).

TABELA 9

Testes com o modelo Panzar-Rosse sobre a base de dados do relatório 4010 (CNPJ)
(Variável dependente: LN da receita total)

	Modelo (1)	Modelo (2)
D_work	0.221 (0.001)***	0.218 (0.001)***
D_adm	-0.141 (0.054)***	-0.036 (0.055)
D_cap	0.270 (0.041)***	0.202 (0.041)***
VC_11	1.595 (0.032)***	
(HHI) _{dep_vista}	1.553 (0.222)***	1.334 (0.225)***
Desp _{NOper}		7.791 (1.705)***
Z_N		3.712 (0.077)***
Constante	7.208 (0.079)***	7.393 (0.082)***
Nº observações	6.559	6.559
Nº bancos	223	223
R2 (within)	0.86	0.85
H-panzar	0.350	0.384
DP(H)	0.066	0.067
T-stat	5.288	5.727
H=1 (p-value)	0.000	0.000
H=0 (p-value)	0.000	0.000

(Em parênteses estão os desvios-padrão robustos)

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria.

Para as especificações testadas, há coeficientes positivos para (d_work) e (d_cap), e negativo para (d_adm), o que corresponde aos sinais esperados, segundo a construção das variáveis. Assim, ao aumentar gastos com funcionários ou com captação, o banco deve esperar um incremento na receita. E ao contrário, quando os custos administrativos aumentam, isso deve acarretar um decréscimo da receita do banco, dando sentido de ineficiência.

Vale destacar que foram adotadas as sugestões de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012) na inferência do parâmetro H de Panzar e Rosse, o qual foi obtido por meio de estimação da equação (6). Isto é, foi utilizada a receita não normalizada do banco como variável dependente na estimação de (6) e o valor ativo do banco (e nenhuma outra variável como *proxy* para a escala do banco) foi incluída como

variável de controle naquela regressão. Assim, a nossa estimação do parâmetro H não padece dos problemas de viés de estimação destacados por Bikker, Shaffer e Spierdijk.¹⁵

Os valores estimados para o parâmetro H ($H = 0,35$ e $H=0.384$), reportados na tabela 9, revelam que o mercado bancário brasileiro de dezembro/1999 a junho/2010 operou, em média, em equilíbrio de concorrência monopolística. Esse resultado é interessante, pois revela que o tipo de concorrência estimado nesse artigo pela estatística H , e com base de dados do relatório 4010, não difere qualitativamente do tipo de concorrência estimado por Araújo e Jorge Neto (2007), para o período de junho/1999 a junho/2004, (estatística H média de 0,737)¹⁶ e por Nakane e Rocha (2010), para o período de junho/2001 a junho/2010, que encontram uma estatística H de 0,797.

Contudo, quantitativamente obtemos resultados diferentes dos obtidos por Araújo e Jorge Neto (2007) e Nakane e Rocha (2010), uma vez que as nossas estimativas do parâmetro H são significativamente menores que os valores estimativos por tais autores. Tal resultado é particularmente importante quando se leva em conta o trabalho de Vesala (1995), no qual tal autor mostra que o parâmetro H cresce com o grau de concorrência de um mercado. Assim, os resultados das estimações do parâmetro H revelam que o grau de concorrência estimado neste artigo para o setor bancário brasileiro é menor que o grau de concorrência estimado para o mesmo setor por aqueles autores.

Lucinda (2010), em contrapartida, estimou a estatística H igual a 0,85 e 0,497 para o período do primeiro trimestre de 2000 ao quarto trimestre de 2005, com dados trimestrais, utilizando duas diferentes especificações de variáveis de controle. Vale notar que, em pelo menos uma das estimações de Lucinda (2010), a estimativa pontual do parâmetro H é semelhante a nossa estimativa de H .¹⁷ Possivelmente, o fato de Lucinda (2010) ter estimado a equação de Panzar e Rosse com dados em

15. No modelo 2 da tabela 2, reportamos as estimações da equação (6), quando a variável despesas não operacionais ($Desp_NOper$) é utilizada como variável de controle. As despesas não operacionais são despesas que ocorrem ocasionalmente e não fazem parte das atividades operacionais do banco. Portanto, não é uma *proxy* para a escala de um banco. Note que não há diferença estatística entre o parâmetro H estimado por meio do modelo (1), sem inclusão daquelas despesas como variável de controle, e o modelo (2), com a inclusão daquelas despesas como variável de controle. Esse resultado demonstra que a inclusão da variável $Desp_NOper$, como variável dependente na equação (6), não afeta o valor e o desvio-padrão estimados para a estatística H de Panzar e Rosse na tabela 2.

16. Araújo e Jorge Neto (2007) apresentam a estatística H para cada semestre no período de estudo, pois foram realizadas diversas regressões para cada período em vez de dados em painel.

17. Lucinda (2010) traz uma discussão interessante ao montar as estimações da estatística H para toda a amostra e diferentes subamostras definidas por: grandes, médios e pequenos bancos, bancos comerciais, e bancos de investimento. A divisão de porte do banco para Lucinda (2010) segue: pequeno, médio, grande porte referente à média dos ativos respectivamente nos seguintes intervalos de valores até 250 milhões, de 250 a 5.000 milhões, e acima de 5.000 milhões de reais.

painel e efeito fixo, tal como fizemos neste artigo, tenha permitido que as nossas estimativas sejam similares.¹⁸

Assim, uma primeira conclusão que se pode derivar dessa seção é que, independentemente da forma de estimação e da base de dados utilizada, tanto as nossas estimações como as estimações dos trabalhos existentes na literatura do parâmetro de conduta H de Panzar e Rosse indicam que a indústria bancária brasileira opera em concorrência monopolística, uma vez que, conforme o quadro 1, qualquer valor da estatística H entre 0 e 1 é indicativo de padrão de concorrência. Esse mesmo resultado repete-se neste modelo por diferentes especificações, e nos outros modelos também, como será mostrado nas demais subseções.

Por outro lado, as estimativas deste artigo para o parâmetro H são menores que os estimados pelos demais artigos da literatura. Assim, as estimativas de H revelam que o grau de concorrência estimado para o setor bancário brasileiro neste artigo é menor que o grau de concorrência estimado para o mesmo setor por aqueles autores, tendo em vista a existência de uma relação negativa entre o parâmetro H e o poder de mercado, no caso de concorrência monopolística com livre entrada (conforme Vesala, 1995).

Panzar & Rosse (1987) – conglomerado. Para a base dos conglomerados bancários, foi aplicada a mesma especificação da subseção anterior com o uso de variáveis de controle diferentes.

A equação estimada em dados de painel, com efeitos fixos, é dada para este caso por:

$$\begin{aligned} \ln(RT_{it}) = & \alpha + \beta_1 \cdot \ln(d_work_{it}) + \beta_2 \cdot \ln(d_adm_{it}) + \beta_3 \cdot \ln(d_cap_{it}) + \\ & \ln(Z_{it})' \cdot \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

na qual z_i são as variáveis de controle, o termo μ_i é o efeito fixo do banco e ε_{it} é o termo errático. Para esses testes, utilizamos as seguintes variáveis: (vc_II_{it}) como variabilidade do lucro do banco i no período t , (d_01) como *dummy* para diferença entre conglomerado bancário I ou II, sendo que a definição técnica de conglomerado bancário I corresponde ao grupo que tem ao menos um banco com carteira comercial e tipo II que não possui carteira comercial. As demais variáveis de controle: (d_cons) como *dummy* para distinguir banco correspondente à conglomerado financeiro de banco independente; (d_03), (d_06) e (d_09) *dummy* para marcar o trimestre correspondente do ano; ($HHI_{DEP_VISTA,t}$) como índice de concentração de depósitos

18. Uma possível explicação para essa diferença nos valores estimativos do parâmetro H é que Araújo e Neto (2007) e Nakano e Rocha (2010) utilizam períodos diferentes dos utilizados neste artigo. Outra possível explicação é que aqueles autores utilizam dados em *cross-section* na estimação de H, ao passo que este artigo utiliza dados em painel. A omissão do efeito fixo do banco, fruto da utilização de dados em *cross-section*, pode trazer prejuízo à estimação do H e mensuração do grau de concorrência (viés de variável omitida) se as características do banco que são invariantes no tempo forem correlacionadas com os preços dos insumos (variáveis dependentes na equação de Panzar e Rosse).

à vista, (HHI_{ATIVO}) como índice de concentração de ativos. Os resultados para o período de dezembro/1999 a junho/2006 seguem na tabela 10.

TABELA 10

Testes com o Modelo Panzar-Rosse sobre a base de dados do relatório 4040 (conglomerado bancário)

(Variável dependente: LN da receita total)

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)
D_work	0.125 (0.016)***	0.114 (0.016)***	0.139 (0.016)***
D_adm	-0.203 (0.017)***	-0.195 (0.017)***	-0.190 (0.017)***
D_cap	0.320 (0.015)***	0.343 (0.015)***	0.349 (0.015)***
VC_11	0.596 (0.113)***	0.599 (0.112)***	0.694 (0.113)***
D_01	0.396 (0.074)***	0.354 (0.074)***	
D_cons	0.651 (0.054)***	0.628 (0.053)***	
D_03	-0.577 (0.030)***	-0.560 (0.030)***	-0.539 (0.031)***
D_06	0.051 (0.022)**	0.057 (0.022)**	0.059 (0.023)***
D_09	-0.503 (0.030)***	-0.479 (0.030)***	-0.445 (0.030)***
$(HHI)_{ATIVO}$		4.890 (0.534)***	
$(HHI)_{DEP_VISTA}$			4.960 (0.481)***
Constante	8.661 (0.208)***	8.037 (0.217)***	8.018 (0.226)***
Nº observações	6035	6035	6035
Nº bancos	260	260	260
R ² (within)	0.34	0.35	0.34
H-Panzar	0.243	0.262	0.298
DP(H)	0.026	0.026	0.264
T-stat	9.221	9.990	1.129
H=1 (p-value)	0.000	0.000	0.000
H=0 (p-value)	0.000	0.000	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Na avaliação do valor da estatística H, na base conglomerado, obtém-se o valor 0,24 para a primeira especificação da tabela 10, o qual indica um mercado em concorrência monopolística. Note que os demais valores de H estimados e

reportados na tabela 10, e os reportados na tabela 9, revelam que, utilizando a base de dados 4010 ou 4040, o mercado bancário opera em concorrência monopolística.

Por outro lado, vale destacar que as estimativas pontuais do parâmetro H com a base de dados do relatório 4040 (tabela 10) são menores que as estimativas pontuais do parâmetro H estimados com a base de dados do relatório 4010 (tabela 9). Assim, conforme Vesala (1995), as estimativas de H sugerem que o grau de concorrência do setor bancário brasileiro calculado com a base de dados de conglomerado financeiro é menor que o grau de concorrência calculado com a base de dados de CNPJ. Essa é a primeira indicação de que a desconsideração de efeitos de coordenação entre empresas do mesmo grupo econômico pode levar ao viés de superestimação da intensidade de concorrência bancária.

Uma possibilidade de teste que este trabalho traz sobre o uso das duas bases de dados é a comparação estatística sobre os valores estimados da estatística H em um teste de diferença de médias. Na seção 4.4, é apresentado o teste de diferença de média dos valores estimados, comparando se há ou não diferença estatística no uso das bases de dados CNPJ e conglomerado. Esta comparação é feita para todo o período analisado (de dezembro/1999 a junho/2010), bem como para o período subsequente a um processo de concentração na indústria bancária, em meados dos anos 2000.

Por fim, vale apontar duas leituras das duas últimas tabelas: *i*) os sinais positivos para (d_work) e (d_cap), e negativo para (d_adm) mantiveram-se; *ii*) os valores da estatística H em testes de Wald para $H = 0$ ou $H = 1$ nas duas bases apontam valores estatisticamente diferentes de 0 ou 1. Logo, segundo essas medidas o setor bancário realmente encontra-se em concorrência monopolística – o que reafirmam os resultados da maioria dos testes para o caso brasileiro.¹⁹

4.2 Boone (2008)

A mensuração da elasticidade preço-lucro,²⁰ em relação aos fatores de custo, tem neste modelo uma forma funcional direta de mensurar competitividade, segundo a equação:

$$\ln(\pi_{it}) = \alpha - \beta \cdot \ln(C_{it}) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

19. Vale destacar que, tal como na estimação do modelo de Panzar e Rosse com a base de dados do relatório 4010 (CNPJ), na estimação do mesmo modelo com a base de dados do relatório 4040 (conglomerado bancário) também seguimos a sugestão de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012). Assim, utilizamos a receita não normalizada do banco variável dependente na equação estimada (8) e não utilizamos *proxies* para o tamanho do banco (por exemplo, ativo) na estimação de (8) para não incorrerem no problema de viés de estimação da estatística H destacado por aqueles autores.

20. No Brasil, este deve ser o primeiro trabalho acadêmico a utilizar este modelo na mensuração da concorrência do setor bancário – esta é mais uma contribuição.

As variáveis μ_{it} e ε_{it} representam, respectivamente, o lucro e o custo marginal do banco i no período t . O termo μ_i é o efeito fixo do banco e ε_{it} é o termo errático. A estimação foi na forma de um painel em dois estágios, em que no segundo estágio foi estimada a seguinte equação:

$$\ln(\pi_{it}) = \alpha - \beta_1 \cdot \ln(CMg_{it}) + \beta_2 \cdot d_{1st} + \beta_3 \cdot HHI_{ATIVOt} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

O parâmetro β_1 estimado representa o beta do modelo Boone (2008), e os parâmetros $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_8, \alpha_9)$ na equação (10) são parâmetros estimados na equação de custo total do primeiro estágio que geram a necessidade de correção da variância dos parâmetros estimados no segundo estágio.²¹

Nessa estrutura, para estimar a equação (9), foi estimado no primeiro estágio a equação de custo total, na forma funcional *translog*, como em Shaffer (1993),²² dada por:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{it} + \alpha_2 (\ln Q_{it})^2 + \alpha_3 \ln W_{1t} + \alpha_4 \ln W_{2t} \\ & + \alpha_5 \frac{\ln(W_{1t})^2}{2} + \alpha_6 \frac{\ln(W_{2t})^2}{2} + \alpha_7 \ln W_{1t} \ln W_{2t} \\ & + \alpha_8 \ln Q_{it} \ln W_{1t} + \alpha_9 \ln Q_{it} \ln W_{2t} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (10)$$

A partir da equação (10), os parâmetros avaliados foram estimados para calcular o Custo Marginal, dado por:

$$CMg_{it} = [C/Q][\alpha_1 + 2 \cdot \alpha_2 \ln Q_{it} + \alpha_8 \ln W_{1t} + \alpha_9 \ln W_{2t}], \quad (11)$$

com o CMg_{it} estimado no primeiro estágio, estimou-se o BETA do modelo Boone na equação (9) do segundo estágio.

As variáveis são de simples descrição: C_{it} corresponde aos custos totais do mercado de empréstimo; Q_{it} corresponde à quantidade total de empréstimos; W_{1t} corresponde aos custos administrativos e de pessoal; e W_{2t} corresponde aos custos de captação.

Para garantir uma mensuração correta das significâncias individuais do segundo estágio, foi aplicado o método descrito nos apêndices técnicos, disponível no material suplementar. Esse mesmo procedimento foi adotado para a base CNPJ

21. A metodologia que utilizamos para realizar tal correção está baseada em Wooldridge (2002) e segue descrita nos apêndices técnicos disponíveis no material suplementar.

22. Outras referências, antecessoras à Shaffer (1993), para a especificação translog são os trabalhos de Christensen e Green (1976), Mester (1987) e Berger, Hanweck e Humphrey (1987).

e conglomerado, em que os cálculos matriciais sugeridos foram realizados com o uso do software Matlab.²³

Para resumir os resultados encontrados nas duas bases, a seguir, são apresentados os valores do segundo estágio das estimações para o modelo Boone (2008), descritas acima, com os valores das variâncias corrigidos.²⁴

Boone (2008) – CNPJ. A equação estimada em dados de painel, com efeitos fixos, é dada para este caso por:

$$\text{Ln}(\pi_{it}) = \alpha - \beta_1 \cdot \text{Ln}(\text{CMg}_{it}) + \beta_2 \cdot d_{1st} + \beta_3 \cdot \text{HHI}_{\text{ATIVO}_t} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (12)$$

E os resultados obtidos seguem na próxima tabela.

TABELA 11

Apresentação dos valores estimados no 2º estágio do modelo Boone [equação (7)] com a utilização dos dados do relatório 4010 (CNPJ).
(Variável dependente: LN do lucro)

Ln(CM _g)	-1.787 (0.02)***
D-1s	0.001 (0.00)***
(HHI) _{ativo}	-5.018 (0.10)***
Constante	-117.142 (4.008)***
Nº observações	5124
Nº bancos	193
R ² (within)	0.42

(Em parênteses estão os desvios-padrão robustos)

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria.

O parâmetro de beta = 1,78, medido pelo coeficiente associado ao Ln(CMg), revela uma elasticidade do lucro não muito elevada quando comparada com resultados de outros trabalhos. Leuvensteijn *et al.* (2007), por exemplo, encontram betas iguais a 3,38 e 4,15 para Alemanha e Espanha, respectivamente.

23. Note que isso é necessário porque os parâmetros estimados no primeiro estágio interagem de forma não linear com os parâmetros a serem estimados no segundo estágio. Se esta interação fosse linear, entre os parâmetros do primeiro e segundo estágio, o procedimento mais usual seria projeção das variáveis dos dois estágios no espaço das médias e desvios das médias, para então a utilização da função *reg3* no Stata.

24. As estimações de primeiro e segundo estágio, bem como a descrição das variáveis de controle adotadas seguem no material suplementar.

Com esse resultado, os bancos no Brasil poderiam ser considerados com níveis menores de concorrência, mas para tal afirmação seriam necessárias comparações do período de análise e demais variáveis da base de dados, além de um maior aprofundamento do modelo Boone (2008) para o caso brasileiro.

Boone (2008) – conglomerado. A equação estimada em dados de painel, com efeitos fixos, é dada para este caso pela equação 13, sendo os resultados apresentados na tabela 12.

$$\ln(\pi_{it}) = \alpha - \beta_1 \cdot \ln(CMg_{it}) + \beta_2 \cdot d_{1st} + \beta_3 \cdot HHI_{ATIVOt} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (13)$$

TABELA 12

Valores estimados no 2º estágio do modelo Boone equação 13, com a utilização dos dados do relatório 4040 (conglomerado)
(Variável dependente: LN do lucro)

Ln(CM _g)	-0.860 (0.350)**
D-1s	0.073 (0.277)
(HHI) _{ativo}	0.401 (0.003)***
Constante	3.882 (0.110)**
Nº observações	3766
Nº bancos	176
R ² (within)	0.39

(Em parênteses estão os desvios-padrão robustos)

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria.

O parâmetro de beta = 0,86, medido pelo coeficiente associado ao Ln(CM_g) revela uma elasticidade do lucro menor na base conglomerado em relação à base CNPJ, o que valida a hipótese inicial de diferenças das bases. De acordo com Boone (2008), uma menor elasticidade lucro indica um menor grau de concorrência na base de dados do relatório 4040 (conglomerado), que na base de dados do relatório 4010 (CNPJ). Note que esse resultado é semelhante ao resultado obtido nas estimações da estatística H de Panzar e Rosse.

Entretanto, somente o teste de médias realizado na seção 4.4 é que pode inferir quanto à diferença estatística desses resultados.

4.3 Bresnahan-Lau (1982)

As formas funcionais adotadas para demanda e oferta seguem a referência pioneira do trabalho de Shaffer (1993). Esta, talvez seja, a mais citada referência no uso de modelos Bresnahan-Lau.

Para tanto, utilizamos as formas de estimação em dois estágios, com dados em painel, sendo que no segundo estágio há um termo não linear.

Para demanda, a forma funcional é dada por:

$$Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot P_{it} + \alpha_2 \cdot Y_{it} + \alpha_3 \cdot P_{it} \cdot Z_{it} + \alpha_5 \cdot P_{it} \cdot Y_{it} + \alpha_6 \cdot Z_{it} \cdot Y_{it} + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \cdot D_{ij} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Para Oferta, a forma funcional é dada por:²⁵

$$P_{it} = \frac{C_{it}}{q_{it}} \cdot [s_0 + s_1 \cdot \ln(q_{it}) + s_2 \cdot \ln(w_{1t}) + s_3 \cdot \ln(w_{2t})] - \lambda \cdot \frac{Q_{it}}{\alpha_1 + \alpha_3 \cdot Z_{it} + \alpha_5 \cdot Y_{it}} + \sum_{j=1}^{m-1} \delta_j \cdot D_{ij} \cdot \frac{Q_{it}}{\alpha_1 + \alpha_3 \cdot Z_{it} + \alpha_5 \cdot Y_{it}} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (15)$$

na qual:²⁶

- P : razão entre renda dos empréstimos e total de empréstimos
- Q : total dos empréstimos
- Y : PIB deflacionado – Ipeadata
- Z : Selic mensal – Ipeadata
- C_j : Custo total
- W_{1j} : Despesas (proventos + encargos + benefícios pagos a funcionários)
- W_{2j} : Custo de captação
- λ : parâmetro de conjectura (igual a 0 implica concorrência perfeita; e igual a 1 monopólio).
- D_{ij} : variáveis *dummies* utilizadas como controle

25. As estimações de primeiro e segundo estágio, bem como descrição das variáveis de controle adotadas seguem no material suplementar.

26. As variáveis Q_{it} , C_{it} , W_{1it} e W_{2it} foram deflacionadas pelo IPCA.

Para esse modelo, temos a mesma ressalva referida anteriormente sobre a não linearidade dos parâmetros estimados no primeiro estágio e interagindo com especificação não linear no segundo estágio, como explicado na nota de rodapé.

Bresnahan-Lau (1982) – CNPJ. No material suplementar, encontram-se as tabelas com os valores estimados para o primeiro e segundo estágio do modelo. A seguir apresentam-se apenas os valores do coeficiente associado aos termos (λ) e variáveis *dummies* utilizadas. Tais como:

$$-\lambda \cdot \frac{Q_{it}}{\alpha_1 + \alpha_3 \cdot Z_{it} + \alpha_5 \cdot Y_{it}} \text{ e } \delta_{ij} \cdot D_{ij} \cdot \frac{Q_{it}}{\alpha_1 + \alpha_3 \cdot Z_{it} + \alpha_5 \cdot Y_{it}}. \quad (16)$$

Os parâmetros α_1 , α_3 e α_5 são parâmetros estimados na equação de demanda do primeiro estágio – conforme estimações no material suplementar. Dessa forma, é preciso corrigir a variância dos parâmetros estimados no segundo estágio para garantir uma mensuração correta das significâncias individuais. A tabela 13 contém os parâmetros após a correção da variância do segundo estágio, descrito nos apêndices técnicos no material suplementar.

TABELA 13

Apresentação dos valores estimados no 2º estágio do modelo Bresnahan-Lau com a utilização dos dados do relatório 4010 (CNPJ)
(Variável dependente: oferta de empréstimos (P_j))

Lamb	-0.0026 (40.312)
Dum1	0.000 (1.4729)
Dum5	0.036 (572,73)
Constante	-1.269 (0.226)***
Nº observações	5448
Nº bancos	207
R ² (within)	0.56

(Em parênteses estão os desvios-padrão robustos)

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria.

Com as variáveis de controle utilizadas sendo: *i)* (dum1) como variabilidade do lucro do banco, e *ii)* (dum5) como índice de concentração do volume de crédito. Note que essas variáveis foram construídas como indicado nas equações (15) e (16), com a presença do fator não linear.

Carvalho (2006) estima este mesmo modelo simplesmente removendo a não linearidade e escrevendo no segundo estágio o parâmetro λ como uma constante, e as demais variáveis *dummies*. Para fins de comparação, o modelo também foi estimado dessa forma, tendo-se encontrado valores muito próximos ao referido trabalho; por exemplo, λ assume valores como 0,23 ou, 0,18 ou, 0,21 a depender da especificação. Entretanto, opta-se aqui pela utilização da especificação descrita nas equações 15 e 16, que reproduzem mais fielmente a literatura original.

Os valores encontrados para a base CNPJ não foram significantes para diferentes testes de especificações, mas aponta um mercado mais próximo de concorrência do que monopólio.

Bresnahan-Lau (1982) – conglomerado. Para esta subseção, valem as mesmas ressalvas dadas na subseção anterior. No material suplementar, encontram-se as tabelas com os valores estimados para o primeiro e segundo estágios do modelo.

Conforme observado na tabela 14, os valores encontrados para a base conglomerado foram significantes, inclusive para diferentes testes de especificações, e apontam um mercado mais próximo de concorrência do que monopólio, apesar de o valor $\lambda = 0,022$ não ser tão próximo de Nakane (2002), que encontra $\lambda = 0,0017$. Note-se, contudo, que, se fosse feita a regressão do segundo estágio com o parâmetro λ sem o termo não linear, seriam obtidos valores dez vezes maiores, o que poderia levar à conclusão de uma medida de competição mais acirrada.

TABELA 14

Valores estimados no 2º estágio do modelo Bresnahan-Lau com a utilização dos dados do relatório 4010 (CNPJ)

(Variável dependente: oferta de empréstimos (P_j))

Lamb	0.02228 (0.0023)***
Dum1	-0.0004 (0.000)***
Dum5	-0.259 (0.0145)***
Constante	0.106 (0.002)***
Nº observações	3614
Nº bancos	175
R ² (within)	0.17

(Em parênteses estão os desvios-padrão robustos)

* Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria.

Em resumo, o modelo Bresnahan-Lau (1982) também nos leva a concluir que o setor bancário, segundo essas medidas de competição, apresenta-se em concorrência monopolística. Por outro lado, vale destacar também que as estimações do λ indicam um menor grau de concorrência na base de dados do relatório 4040 (conglomerado) que na base de dados do relatório 4010 (CNPJ). Note que esse resultado é semelhante aos resultados obtidos nas estimações da estatística H de Panzar e Rosse e do Beta de Boone.

Contudo, tal análise comparativa será realizada com mais rigor na próxima seção, quando será verificado, através de um teste de diferença de médias, se há diferença estatística entre os parâmetros estimados com as duas bases de dados (4010 e 4040) para os três diferentes dos modelos de conduta (Panzar e Rosse, Boone e Bresnahan-Lau). A próxima seção, portanto, identifica se o uso de bases de dados diferentes pode gerar distorções na avaliação da intensidade de competição.

4.4 Diferenças de médias

Esta subseção é destinada a concluir se há ou não diferença no uso da base CNPJ (relatório 4010) em relação ao uso da base conglomerado (relatório 4040).

Como discutido ao longo da apresentação dos resultados dos modelos, os valores para a estatística H, para o λ , do Bresnahan-Lau, e para o beta, do modelo Boone, são diferentes quando estimados com uso de bases diferentes. Contudo, isso não implica que sejam diferentes em média do ponto de vista estatístico.

Para responder esta pergunta, são apresentados nesta seção testes de médias para os três modelos. No caso do modelo de Panzar e Rosse, a análise foi estendida para diferentes períodos, procurando captar se os resultados se mantêm robustos com o processo de reestruturação da indústria bancária ao longo da década de 2000. Esse exercício se restringiu ao modelo de Panzar e Rosse, pois apenas para ele foi possível fazê-lo para diferentes períodos.

Testes gerais. A proposta inicial foi realizar o teste de diferença de média sobre a amostra como um todo, ou seja, para os valores obtidos nas três subseções anteriores, estimados para o período de dez./1999 a jun./2010. Para a estatística H, foram realizados três testes, que são combinações dos valores encontrados para especificações de variáveis de controle das estimações apresentadas nas subseções de anteriores. Os resultados são apresentados na tabela 15.

Para o período de dez./1999 a jun./2010, não há diferenças significativas para o uso das bases de dados diferentes. Somente o modelo de Boone a 5% que rejeita a hipótese nula, ou seja, de que os valores estimados pelas bases de dados diferentes têm diferença estatística.

TABELA 15

Apresentação dos testes sobre diferenças das médias realizados sobre os parâmetros estimados em relação à conduta bancária, nos três diferentes modelos Panzar-Rosse (1987), Bresnahan-Lau (1982) e Boone (2008)

	CNPJ	Conglomerado	T-stat	P-valor
	H-Panzar e Rosse			
Teste 1	0,35049	0,24251	1,51435	0,129
Teste 2	0,35049	0,26172	1,24553	0,212
Teste 3	0,35049	0,29794	0,73664	0,461
	Lambda			
Bresnahan-Lau	-0,0026411	0,022279	-0,00061818	0,99
Beta-Boone	-1,768801	-0,85997	-2,25036262	0,024

Fonte: Elaboração própria.

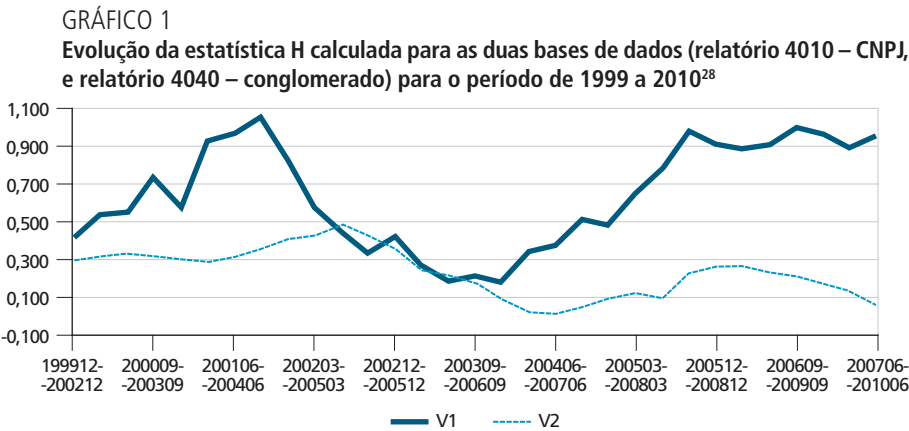
Assim, tomando-se um longo período de tempo, não há diferenças relevantes no uso das diferentes bases de dados para os modelos de Panzar e Rosse, e Bresnahan-Lau. Dessa forma, tomando-se a média do período analisado, não há prejuízos em se avaliar a intensidade de concorrência por meio da base de dados de instituições individuais, ainda que tal procedimento, conforme já argumentado, seja conceitualmente incorreto para aqueles modelos. Porém, as estimações do modelo de Boone (2008) no nosso artigo também sugerem uma superestimação do grau de concorrência no mercado brasileiro quando a análise é realizada com a base de dados de bancos individuais.

Contudo, essa conclusão não se mantém para qualquer período do tempo. A diferença nos dois procedimentos de mensuração do grau de concorrência deve ser tanto maior quanto maior for a reunião de empresas em um mesmo grupo econômico. Como parte das fusões observadas ao longo da década de 2000 preservou o CNPJ original das empresas fusionadas, é no final dessa década que a mensuração que tem por base a pessoa jurídica está sujeita a maiores distorções.

Utilizando novamente o modelo de Panzar e Rosse para janelas de tempo, com períodos de 03 anos, ao longo da amostra de dados de dez./1999 a jun./2010, há evidências de que a desconsideração do grupo econômico gera distorções relevantes à análise. Esses resultados seguem na próxima subseção.

Testes específicos com Panzar-Rosse (1987). Para o modelo de Panzar e Rosse foi possível estimar a evolução da estatística H ao longo do tempo, como em Nakane e Rocha (2010) e em Araújo e Jorge Neto (2007)²⁷. Para tanto, foi estimada a estatística H em janelas de tempo de três anos, para ambas as bases, sendo os resultados apresentados no Gráfico 1.

27. No caso dos modelos de Bresnahan-Lau (1982) e Boone (2008), não foi possível obter especificação que se mantivesse robusta ao longo de diferentes períodos para as duas bases de dados, CNPJ e conglomerado, o que decorre do maior volume de parâmetros a serem estimados.



Nota-se no gráfico 1 que a série de estatísticas H avaliada na base 4010 (CNPJ) se aproxima bastante dos valores apontados por Nakane e Rocha (2010), principalmente entre 2002 e 2004. Outra leitura de resultados que o gráfico sugere, e nesse caso dissonante de Nakane e Rocha (2010), é que nos anos mais recentes, após os processos das grandes fusões bancárias de 2008, a concorrência parece ter uma tendência de queda.

Essa conclusão, extraída do gráfico 1, sugere a realização do teste de diferença de médias para dois períodos distintos, de modo a captar as diferenças observadas na evolução da estatística H. Esses resultados são apresentados na tabela 16.

TABELA 16²⁹

Apresentação de dois testes sobre diferenças das médias realizados sobre os parâmetros estimados em relação à conduta bancária com o modelo Panzar-Rosse (1987) – até junho/2004 e após junho/2004

	CNPJ	Conglomerado	T-stat	P-valor
	H-Panzar e Rosse			
Até junho/2004	0,480	0,298	1,141	0,254
Pós junho/2004	0,447	0,125	2,870	0,004

Fonte: Elaboração própria.

Nos resultados constantes na tabela 16, em que se separam as estimativas da estatística H para os períodos até junho/2004 e após junho/2004, pode-se notar que há diferenças significantes no uso das duas bases de dados. Em outras palavras,

28. As séries de valores da estatística H apresentadas no gráfico 1, bem com as variáveis (d_work), (d_adm) e (d_cap), com os respectivos testes de significância, e testes Wald sobre $H = 0$ ou $H = 1$, seguem no material suplementar.

29. As estimações que geram os valores da tabela 16 acima estão no material suplementar.

a conclusão da subseção anterior, de que não haveria prejuízo da desconconsideração do grupo econômico no modelo de Panzar e Rosse (isto é, uso da base de CNPJ) não se mantém para o período após junho/2004. E note-se que esta conclusão pode ser estendida como ressalva sobre o uso de qualquer modelo que estime nível de concorrência.

Ao revisitar a literatura aplicada ao caso brasileiro, pode-se afirmar que Nakane (2002), mesmo usando a base de dados de CNPJ, não teria incorrido em medidas viesadas, apesar de desconsiderar efeitos de coordenação dentro do mesmo grupo econômico. Também Carvalho (2006), que faz uso do modelo Bresnahan-Lau, por utilizar período semelhante, também não teria incorrido em viés significativo em decorrência do uso da base de dados imprópria.³⁰ No caso dos trabalhos que se utilizam do modelo de Panzar e Rosse, tanto Araujo e Jorge Neto (2007), quanto Lucinda (2010), não teriam suas estimações enviesadas pela utilização da base de dados de CNPJ, porque o primeiro utiliza dados até junho/2004 e o segundo até dezembro/2005.

Entretanto, Nakane e Rocha (2010)³¹ podem estar superestimando a intensidade de concorrência por desconsiderarem a constituição de grupos econômicos. Conforme observado pelo teste de médias, há diferença significativa com o uso das bases dos relatórios 4010 e 4040, após junho/2004.

Em síntese, a análise ao longo do período 1999 a 2010 indica que nos anos mais recentes, após a elevação nos níveis de concentração do setor bancário, deve haver diferença na estimação de parâmetros de concorrência quando a unidade de análise for restrita à pessoa jurídica (base CNPJ), em comparação com a base de dados que agrega as pessoas jurídicas pertencentes a um mesmo conglomerado financeiro (base conglomerado).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A década de 2000 marcou uma importante mudança na estrutura da indústria bancária no Brasil, com algumas aquisições de elevado impacto, como as fusões entre Itaú e Unibanco e entre Banco do Brasil e Nossa Caixa. Essas fusões têm o potencial de afetar não apenas a concorrência bancária, mas também a acurácia de medidas de competição que desconsiderem a existência de coordenação dentro de um mesmo grupo econômico. As estimativas do grau de competição bancária no Brasil, ao adotarem os relatórios 4010 do Banco Central como fonte de dados, estão sujeitas a esse problema, uma vez que as informações são ali agrupadas pelo CNPJ dos bancos individuais e não pelo grupo econômico.

30. Entretanto, sua opção pela linearização do parâmetro de interesse pode resultar em distorções.

31. Uma ressalva deve ser posta: o referido trabalho cita o uso da base "Top 50" que seria correspondente ao relatório 4040, entretanto ao indicar contas realizadas com os lançamentos contábeis dos bancos indica o uso de informações do relatório 4010.

Este artigo apresenta duas contribuições a este tema. O primeiro foi estimar empiricamente se a desconsideração do grupo econômico produz viés nas estimativas de medidas de competição no mercado bancário brasileiro. Para tanto, foram estimadas medidas de competição no setor bancário brasileiro, utilizando dados financeiro-contábeis de bancos individuais (relatório 4010) e de conglomerados bancários (relatório 4040). A segunda contribuição, menos central ao artigo, foi a utilização do modelo de Boone (2008), ainda não aplicado à indústria bancária brasileira, além dos modelos de Bresnahan e Lau (1982) e de Panzar e Rosse (1987), frequentemente utilizados pela literatura aplicada.

As estimativas mostram que, a partir de 2004, há evidências de diferenças significantes entre as duas bases de dados, o que revela que estudos que desconsideram efeitos de coordenação entre empresas do mesmo grupo econômico estão sujeitos a viés de superestimação da intensidade de concorrência bancária. Esse resultado foi observado, em particular, para o caso da estatística H, de Panzar e Rosse (1987), para o qual foi possível realizar estimações para cada ano, bem como testar as diferenças para os períodos antes e após 2004. As estimações do modelo de Boone (2008) também apontam a existência de diferença estatística entre os parâmetros de conduta estimados com as duas bases de dados para o período de 1999 a 2010, indicando uma superestimação do grau de concorrência no mercado bancário brasileiro, quando a análise é realizada com a base de dados de bancos individuais.

Vale destacar, por outro lado, que as estimações para o modelo de Bresnahan e Lau (1982), os quais foram realizadas também para o período de 1999 a 2010, não têm revelado diferenças significantes entre as duas bases de dados, tendo também confirmado resultados anteriores sobre o grau de concorrência na indústria.

Os resultados sugerem que as mudanças ocorridas na estrutura da indústria ao longo da década de 2000 tornaram as medidas de competição mais sensíveis ao pressuposto implícito da literatura aplicada, de competição entre bancos individuais. Desse modo, as pesquisas conduzidas com dados referentes à primeira metade da década de 2000 não estão sujeitas a viés de desconsideração do grupo econômico. Por outro lado, os resultados também indicam que estimativas do grau de competição nos períodos mais recentes devem utilizar o conceito de conglomerado financeiro como unidade de concorrência.

O aprofundamento do processo de concentração da indústria bancária na década de 2010, com eventos de porte como a saída do grupo HSBC, deve motivar novos estudos sobre as medidas de competição nessa indústria. É desejável que esses novos estudos passem a utilizar dados referentes aos conglomerados financeiros, visto que a utilização de dados de bancos individuais pode produzir distorções significantes nas medidas de competição.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, L.A.; JORGE NETO, P. M.; PONCE, D.S. **Competição e concentração entre os bancos brasileiros**. In: XXXIII Encontro Nacional de Economia – Anpec, 2005.
- ARAÚJO, L.A.; JORGE NETO P. M. Risco e Competição Bancária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, n. 2, v. 61, 2007.
- BARAJAS, A.; STEINER, R.; SALAZAR. Interest spreads in banking Colombia, 1974-96. **IMF Staff Papers**, v.46, 196-224 n. 1999.
- BARBOSA, K.; DE PAULA ROCHA, B.; SALAZAR, F. Assessing competition in the banking industry: a multi-product approach. **Journal of Banking & Finance**, 50, 340-362, 2015.
- BELAISCH Agnès. Do Brazilian banks compete? **IMF WP**, 3/113, 2003.
- BERGER, Allen. *et al.* Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making. **Journal of Money, Credit, and Banking**, 36, 433-451, 2004.
- _____. Competitive Viability in Banking: Scale, Scope and Product Mix Economies. **Journal of Monetary Economics**, 501-20, 1987.
- _____. Efficiency of financial institutions: international survey and directions for future research. **European Journal of Operational Research** v. 98(2), 175-212, 1997.
- Bikker, Jacob A.; Haff, Katharina. Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry: a Review of the Literature. **Economic & Financial Modelling**, 1-46, 2002.
- _____. Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. **Journal of Banking and Finance**, v.26, 2191-2214, 2002.
- BIKKER, J. A.; SHAFFER, S.; SPIERDIJK, L. Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium. **Review of Economics and Statistics**, v. 94, n. 4, p. 1025-1044, 2012.
- BOONE, J. Competition. **Discussion Paper Series Tilburg University**, Center for Economic Research, v. 104, 2000.
- _____. A New Way to Measure Competition. **CEPR Discussion Paper Series**, n. 4330, 2004.
- _____. Optimal competition: a benchmark for competition policy. **The Economic Journal**, v. 118, n. 531, p. 1245-1261, 08, 2008.
- BOONE, J.; OURS, J. C. V.; WIEL, Henry. How (not) to Measure Competition. **CPB Discussion Paper Series**, n. 2007-32, 2007.

BRESNAHAN, Timothy F. The Oligopoly Solution is Identified. **Economic Letters** n. 10, p. 87-92, 1982.

CARVALHO, Vitor Aguiar de. Análise dos Atos de Concentração no Setor Bancário: um estudo motivado pelas recentes fusões no mercado brasileiro. **Prêmio SEAE 2006 de Monografia sobre Defesa da Concorrência**, 2006.

CHRISTENSEN, Laurits R.; GREENE, William H. Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation. **The Journal of Political Economy** v. 84, n. 4 part 1 655-676, 1976.

DEGRYSE, H.; KIM M.; ONGENA S. Microeconometrics of Banking: Methods, Applications, and Results. **Oxford University Press**, 2009.

IWATA, G. Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly. **Econometrica** n. 4, 947-966, 1974.

LAU, L. On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data. **Economic Letters** 10, 93-99, 1982.

LEUVENSTEIJN, M. *et al.* A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area. **European Central Bank Working Papers Series**, n. 84, 2007.

LUCINDA, C. Competition in the Brazilian loan market: an empirical analysis. **Estudos Econômicos**, v. 40, p. 831-858, 2010.

MARTIN, S. Advanced Industrial Economics. **Blackwell**, 2nd ed., 2002.

MESTER, Loretta J. A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans. **The Journal of Finance**, n. 42, 423-45, 1987.

NAKANE, Márcio I. A test of competition in Brazilian banking. **Estudos Econômicos**, v. 32, 203-224, 2002.

NAKANE, Márcio I.; ROCHA, Bruno. Concentração, Concorrência e Rentabilidade no setor bancário brasileiro: uma visão atualizada. **Tendências Consultoria Integrada** – Febraban, 2010.

NEVEN, D.; RÖLLER, L.-H. An aggregate structural model of competition in the European banking industry. **International Journal of Industrial Organization**, v.17, 1059-1074, 1999.

O'BRIEN, D. P.; SALOP, S. C. Competitive effects of partial ownership: Financial interest and corporate control. **Antitrust Law Journal**, 559-614, 2000.

PANZAR, J.; ROSS, E.J. Testing for 'Monopoly' Equilibrium. **Journal of Industrial Economics**, 35, 443-456, 1987.

SALVO, Alberto. O Método de Bresnahan-Lau: uma nota cautelar sobre a sua aplicabilidade. **Revista de Direito da Concorrência**, n. 18, 9-60, 2007.

SHAFFER, Sherrill. Competition, conduct and demand elasticity. **Economics Letters**, v.10, n. 1-2, p. 167-171, 1982.

SHAFFER, Sherrill. Non-structural measures of competition: Toward a synthesis of alternatives. **Economics Letters**, v. 12, n. 3-4, p. 349-353, 1983.

SHAFFER, S. Competition in the U.S. banking industry. **Economic Letters**, 29, 321- 323, 1989.

_____. A test of competition in Canadian banking. **Journal of Money, Credit and Banking**, 25, 49-61, 1993.

SPILLER, Pablo T.; FAVARO, Edgardo. The Effects of Entry Regulation on Oligopolistic Interaction: The Uruguayan Banking Sector. **RAND Journal of Economics**, v. 15, n. 2, p. 244-254, 1984.

VESALA, J. Testing for Competition in Banking: behavioral evidence from Finland. **Bank of Finland Studies – Bank of Finland**, 1995.

WILLIAMSON, Dean V. Organization, Control, and the Single Entity Defense in Antitrust. **Journal of Competition Law and Economics**, v. 5, n. 4, p. 723-745, 2009.

(Originais submetidos em fevereiro de 2014. Última versão recebida em agosto de 2015. Aprovada em dezembro de 2015.)