

PODER DE MERCADO E NÍVEL DE COMPETIÇÃO NO MERCADO DE EMPRÉSTIMO BANCÁRIO BRASILEIRO

Marcelo Ranieri Cardoso¹
Paulo Furquim de Azevedo²
Klenio Barbosa³

Este artigo estima empiricamente os efeitos de poder de mercado sobre a oferta de empréstimos dos bancos, separando os efeitos decorrentes de poder de mercado unilateral (específico à firma) e de poder de mercado coordenado (decorrente da intensidade de concorrência no mercado relevante) e os efeitos de diferenciais de eficiência decorrentes do aproveitamento de economias de escala. Por meio de microdados do setor bancário brasileiro para o período de 1999 a 2010, mostramos que, quanto maior a intensidade de concorrência, maior é a oferta de empréstimos. Adicionalmente, os resultados revelam que o aumento da participação de mercado de um conglomerado financeiro está associado a um aumento mais do que proporcional na oferta de empréstimos bancários (efeito de economias de escala/escopo), mas que tal efeito é mitigado quanto menor o nível de concorrência. Os resultados são robustos para diferentes medidas de intensidade de concorrência, sejam elas estruturais (índice Herfindahl-Hirschman – HHI), sejam comportamentais, derivadas do modelo de Panzar-Rosse (1987).

Palavras-chave: concorrência; poder de mercado; economias de escala; oferta de empréstimos bancários.

MARKET POWER AND COMPETITION INTENSITY IN THE BRAZILIAN MARKET OF BANKING LOAN

This paper estimates empirically the effects market power on bank loan supply, disentangling the effects of unilateral market power (specific to each firm), coordinated market power (due to the level of competition in the banking industry) and effects of efficiency gains due to economies of scale. By means of micro data from the Brazilian banking industry for the period from 1999 to 2010, we show that market power is associated to lower levels of bank loan supply. Moreover, we provide evidence that an increase in the market share is associated to a more than proportional increase in bank loans (scale economy effect). This effect is higher when competition is more intense, indicating that the positive effect of larger banks is mitigated by the exercise of market power. Our findings are robust to different measurements of competition, both based on market structure (Herfindahl-Hirschman index) or based on banking conduct, derived from the Panzar and Rosse (1987)'s model.

Keywords: competition; market power; economies of scale; bank loan supply.

JEL: L1; L4; L80.

1. Doutor em economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (EESP/FGV). Professor de economia na Universidade Presbiteriana Mackenzie e na Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SP). *E-mail:* <m.ranieri@uol.com.br>.

2. *Senior fellow* no Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail:* <paulofa1@insper.edu.br>.

3. Professor assistente de economia no Insper. *E-mail:* <kleniosb@insper.edu.br>.

1 INTRODUÇÃO

O processo de concentração de mercado, sobretudo aquele decorrente de fusões e aquisições, tem efeitos dúbios sobre o bem-estar social. De um lado, o aumento de concentração pode facilitar o exercício unilateral e coordenado de poder de mercado, mas, de outro, tipicamente uma fusão proporciona ganhos de eficiência, que podem ser suficientes para mais do que compensar perdas decorrentes da redução da concorrência (Mueller, 2004). Esta relação está na base do exame dos efeitos de fusões em geral, mas é especialmente interessante no caso do setor bancário, em que a concentração pode ter efeitos sistêmicos positivos.

O sistema de intermediação financeira brasileiro foi alvo de diversas fusões ao longo da primeira década de 2000, motivadas por quatro elementos principais: mudanças no sistema de pagamentos brasileiro,⁴ redução das taxas de juros básicas, maior participação de grupos financeiros estrangeiros e a Crise Financeira de 2008. Este movimento inspirou estudos que, de um modo geral, concluem que houve elevação da concentração e que predomina um sistema de competição do tipo concorrência monopolística, em que as firmas possuem algum poder de mercado (Lucinda, 2010; Nakane e Rocha, 2010; Divino e Silva, 2010). Tais estudos, entretanto, ainda não avaliam as consequências do processo de concentração sobre o mercado de empréstimo bancário brasileiro, de modo a discriminar os efeitos de exercício unilateral de poder de mercado, de coordenação oligopolista e de ganhos de eficiência. Este é o tema a que se dedica este artigo.

A identificação dos efeitos da intensidade da concorrência sobre a eficiência do setor bancário não é direta. Por um lado, conforme destaca Chamberlin (1933), em um ambiente de concorrência monopolística as firmas (isto é, instituições bancárias) podem exercer poder de mercado por meio da elevação de preços e da diminuição da oferta de produto (isto é, empréstimos), levando a firma a operar em um nível ineficiente (subótimo) de produção. Além disso, uma maior concentração de mercado facilita um maior exercício coordenado de poder de mercado entre firmas concorrentes, o que também induz uma redução do nível de produção. Por outro lado, em mercados em que existem economias de escala no processo produtivo, como é o caso do setor bancário, um aumento da concentração de mercado e uma concomitante redução da concorrência podem permitir a diminuição de custos e, por consequência, a expansão da produção das firmas. Com o objetivo de explorar tais economias que são crescentes na quantidade produzida, as firmas aumentam a produção.

Este artigo propõe um método para identificar empiricamente estes três efeitos (exercício unilateral de poder de mercado, exercício coordenado de poder

4. Esta reformulação, a partir de 2002, criou a transferência eletrônica disponível (TED), em tempo real, e fez com que bancos pequenos não fechassem mais o caixa negativo, colaborando para a incorporação destes aos grupos maiores.

de mercado e economias de escala) sobre o volume de empréstimos bancários, o principal produto ofertado pelas instituições bancárias. Adicionalmente, por meio de microdados do setor bancário brasileiro para o período de 1999 a 2010, são estimadas as magnitudes desses três efeitos sobre o volume de empréstimos dos bancos no Brasil.

Os resultados indicam que, quanto maior a intensidade de concorrência, maior é a oferta de empréstimos. Adicionalmente, revelam que o aumento da participação de mercado de um conglomerado financeiro está associado a um crescimento mais do que proporcional na oferta de empréstimos bancários (efeito de economias de escala/escopo), mas que tal efeito é mitigado quanto menor o nível de concorrência, indicando exercício de poder de mercado. Os resultados são robustos para diferentes medidas de intensidade de concorrência, sejam elas estruturais (índice Herfindahl-Hirschman – HHI), sejam comportamentais, derivadas do modelo de Panzar-Rosse (1987).

Além desta introdução, este artigo apresenta, na próxima seção, questões comuns para mensurações dos efeitos da concorrência no setor bancário, seguida pela discussão sobre abordagens de fronteira de produção, na seção 3, e pela apresentação de metodologia e resultados empíricos, nas seções 4 e 5. Por fim, considerações finais sobre os efeitos de concorrência no volume de empréstimos são apresentadas na seção 6.

2 QUESTÕES COMUNS PARA MENSURAÇÃO DOS EFEITOS CONCORRENCIAIS NO SETOR BANCÁRIO

Mensurações sobre os efeitos da intensidade de concorrência no setor bancário podem ajudar órgãos reguladores a desenvolver melhores parâmetros na discussão e na gestão da regulação concorrencial no setor. Há uma lacuna de modelos próprios para o setor e, principalmente, para a simulação de efeitos sobre a concorrência.

Para a sociedade, volumes maiores de empréstimos para financiamentos das atividades correntes ou de longo prazo, *via de regra*, são bem-vindos, desde que não impliquem modificação relevante nos níveis de risco, seja das carteiras individuais, seja de risco sistêmico. Maiores volumes de empréstimos são indicadores do desenvolvimento do próprio sistema financeiro e guardam relação direta com o crescimento econômico do país. Jayme Junior, Missio e Oliveira (2010) encontram para o Brasil evidências de uma relação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, ainda que sua estratégia empírica não permita atribuir causalidade a esta relação. Um dos fundamentos para esse resultado é o papel do sistema de intermediação financeira em possibilitar alocações eficientes de recursos, podendo, assim, promover a produtividade do país e o crescimento econômico (Beck, Levine e Loayza, 2000).

Esses resultados, entretanto, dependem não apenas do grau de desenvolvimento do sistema financeiro, mas também de suas condições de concorrência. Essa relação não é simples e intuitiva, como pode parecer à primeira vista. Berger, Klapper e Turk-Ariss (2009), por meio de um painel para 23 países, revelam que o aumento do poder de mercado está associado a um maior nível de capital próprio dos bancos, o que teria por efeito gerar maior estabilidade sistêmica. Para o caso brasileiro, Divino e Silva (2010) também apontam que maior concentração favorece um maior nível de estabilidade do sistema financeiro. Por outro lado, o aumento de poder de mercado também afeta positivamente o grau de inadimplência.

Tabak, Craveiro e Cajueiro (2010) mostram evidências de causalidade entre eficiência dos bancos e nível de inadimplência, para o caso brasileiro, em que se verifica a esperada relação negativa entre estas variáveis. Porém, por meio do teste de causalidade de Granger, os autores apontam que a inadimplência não implica menor eficiência, havendo evidências de causalidade no sentido inverso. Em outras palavras, a precedência temporal dá-se no sentido da eficiência de cada banco para o seu nível de inadimplência.

Analisando a evolução da eficiência dos bancos brasileiros, Staub, Souza e Tabak (2009) demonstram que os fatores que têm a maior influência na distinção de nível de eficiência são os volumes de maus pagadores e a participação de mercado de cada banco. Assim, quanto menor a inadimplência na carteira de empréstimos do banco e quanto maior sua participação de mercado, mais eficiente deve ser o banco, resultado este consistente com o aproveitamento de economias de escala e de escopo em conglomerados financeiros.

Em síntese, há evidências na literatura de efeitos positivos do aumento do grau de concentração sobre o funcionamento do sistema de intermediação financeira, os quais contrastam com o argumento convencional de prejuízos decorrentes do exercício de poder de mercado. Essa literatura, entretanto, não analisa conjuntamente os vários efeitos que podem decorrer do aumento de participação de um banco, fruto, por exemplo, de fusões e aquisições. De um lado, a maior concentração de mercado resultante pode simultaneamente aumentar as condições de exercício unilateral e coordenado de poder de mercado e, por esta via, reduzir a oferta de empréstimos; de outro, o aumento de participação de mercado pode implicar ganhos de eficiência decorrentes de uma maior escala de atuação (Mueller, 2004). Identificar esses efeitos separadamente é a tarefa a que se propõe este artigo.

Na próxima seção é apresentada uma breve discussão sobre fronteira de produção aplicada ao setor bancário, que servirá de base para a aplicação empírica deste artigo.

3 MENSURAÇÃO DE FRONTEIRA DE PRODUÇÃO

A forma mais usual de definir uma função de produção da firma é determinar fatores de produção (*inputs*) e produtos (*outputs*). A aplicação deste conceito no setor bancário não é um trabalho trivial por diversas razões, entre as quais se destacam o banco ser um prestador de serviço multiproduto e a ausência de informações precisas sobre as estratégias intra e interfirmas sob a administração de conglomerados bancários. Essas dificuldades relacionam-se, respectivamente, às considerações sobre a forma funcional de estimações e sobre os dados necessários à mensuração das eficiências de escala e escopo.

Existem poucos trabalhos com a utilização de função de produção para mensurar os volumes dos produtos financeiros ofertados pelos bancos (por exemplo, empréstimos). Mais frequente é o uso da abordagem de fronteira eficiente para a determinação de eficiência de bancos. Nesses estudos, existem dois caminhos: *i*) métodos paramétricos, que especificam uma forma funcional; ou *ii*) não paramétricos, que constroem a fronteira a partir dos próprios dados. Não existe consenso sobre qual desses métodos utilizar, e ambos guardam vantagens e desvantagens. Entre os métodos de fronteira eficiente, mais popular tem sido a *data envelopment analysis* (DEA).⁵

Neste artigo, optamos por utilizar uma fronteira de produção clássica porque esta formulação traz diretamente todas as medidas estatísticas, em sua estimação, sobre a significância dos parâmetros e do modelo. Não se procura, portanto, a avaliação da distância de empresas em relação à fronteira de eficiência, mas verificar o efeito de variáveis relacionadas à existência de poder de mercado e ao tamanho relativo dos diversos bancos sobre o volume de empréstimos. Desse modo, realizamos testes sobre os efeitos relacionados ao poder de mercado e à eficiência na oferta de crédito.

Os trabalhos de Olley e Pakes (1996) e de Levinsohn e Petrin (2003) têm uma formulação da função de produção Cobb-Douglas em *logs* dada por:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k \cdot k_{it} + \beta_l \cdot l_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

onde y representa a *log* do *output* para o banco i , no instante t ; k representa o *log* do capital; e l representa a *log* do trabalho, sendo ω_{it} e ϵ_{it} choques de produtividade não observados.

Para Olley e Pakes (1996), a intenção desta formulação reside em transformar a variável em uma função inversa do investimento, juntamente ao nível de capital,

5. Os demais métodos possíveis para este tratamento de eficiência são: métodos da classe paramétrica – SFA (*stochastic frontier approach*), DFA (*distribution free approach*) e TFA (*thick frontier approach*) –; e dos não paramétricos: FDH (*free disposal hull*) e DEA. Berger e Humphrey (1997) e Tabak, Krause e Portella (2005) trazem uma lista de trabalhos que desenvolveram estudos principalmente com DEA ou SFA, sendo DEA a utilização mais popular.

para resolver problemas relacionados a viés de simultaneidade e de seleção amostral.⁶ Esta metodologia tem como limitações o fato de a função investimento excluir observações com investimento zero e a ausência de informação completa para bancos falidos.

Levinsohn e Petrin (2003), por sua vez, argumentam que a função de produção pode revelar *markups*, retorno de escala e produtividade, mas pode ter problemas de simultaneidade, pois os instrumentos utilizados na estimação são fracamente correlacionados com as variáveis explicativas. Assim, deve ser utilizado como *input* intermediário de produção que possa controlar a produtividade não observada.

Revisitando esses dois trabalhos, Akerberg, Caves e Frazer (2005) apresentam um *survey* de funções de produção contemplando os problemas apontados por Olley e Pakes (1996) e Levinsohn e Petrin (2003), de modo a sugerir uma metodologia que não sofra destes problemas de simultaneidade. A proposta destes autores é uma formulação de painel dinâmico.⁷

Com uma abordagem alternativa, Tecles e Tabak (2010) estimam a fronteira estocástica bayesiana, para o caso brasileiro, concluindo que maiores níveis de capitalização geram maior eficiência. O trabalho sugere que banco de grande porte é mais lucrativo e custo-eficiente, enquanto bancos públicos são custo-eficiente e lucro-ineficiente.

Neste artigo, iremos utilizar formulação semelhante à equação (1), tendo por variáveis de interesse os indicadores de concorrência e eficiência, e como controles as variáveis macroeconômicas relacionadas ao setor bancário. Além disso, usaremos *inputs* de produção como, por exemplo, depósitos, e as variáveis clássicas da formulação Cobb-Douglas, dadas por capital e trabalho, como será apresentado na próxima seção.

4 METODOLOGIA

A forma utilizada neste trabalho para extrair mensurações das interações de poder de mercado e vantagens de escala foi o desenvolvimento de função de produção, do tipo Cobb-Douglas, contendo variáveis de controle e variáveis de interesse que indicam o nível de concorrência. Assim, o formato-base é composto por uma quantidade (Q) de produto, que é obtida por meio da transformação de diferentes insumos. Uma forma comum de definição da função de produção é compor os insumos em capital (K) e trabalho (L), o que sugere uma função da seguinte forma:

6. Viés de simultaneidade seria dado, nesse caso, para a correlação da variável não observável de produtividade e a quantidade de insumos.

7. Nesta mesma linha de argumentação, Souza (2006) desenvolve condições para Levinsohn e Petrin (2003) sobre estrutura de concorrência monopolística. Yasar, Raciborski e Poi (2008) desenvolvem uma implementação em Stata para Olley e Pakes (1996).

$$Q = f(K, L). \quad (2)$$

Geralmente as variáveis K e L são definidas, respectivamente, por capital fixo e número de trabalhadores, mas utilizar apenas estas variáveis como insumos de produção acarretaria viés de omissão. Dessa forma, uma referência usual⁸ para função de produção para a atividade de intermediação financeira é acrescentar a variável *funding* (F), representando todos os recursos disponíveis para empréstimos, o que nos leva a reescrever a forma geral da função de produção da seguinte forma:

$$Q = f(K, L, F). \quad (3)$$

Segundo Freixas e Rochet (2007), a instituição financeira, ao desenvolver a intermediação, tem diferentes *inputs* relacionados aos fatores e custos de produção, e tem como *outputs* os diferentes produtos financeiros que presta aos correntistas. Cabe também a observação de que depósitos são considerados insumos na atividade bancária, mas eventualmente podem ser pensados como um serviço prestado pelo banco.⁹ Neste trabalho os depósitos são considerados *inputs* de produção, não sendo possível, por falta de informações, tratar as relações cruzadas dos depositantes, que, ao mesmo tempo, são poupadores.

As relações que pretendemos testar estão relacionadas aos efeitos de poder de mercado unilateral e coordenado sobre o volume de empréstimos bancários no Brasil. Para tanto, são necessárias medidas da intensidade de concorrência na indústria bancária, as quais, em interação com o porte de cada conglomerado financeiro, permitirão identificar separadamente os efeitos de poder de mercado unilateral e coordenado, bem como os efeitos decorrentes de ganhos de escala. As medidas de intensidade de concorrência podem ser de natureza estrutural, tomando-se por base informações relativas à estrutura da indústria bancária, ou de natureza comportamental, tomando-se por base observações relativas à conduta dos bancos, como, por exemplo, como precificam e ofertam seus serviços. Neste estudo, serão utilizadas duas medidas de intensidade de concorrência: o HHI, que mede o grau de concentração da indústria bancária, e a estatística H do modelo Panzar e Rosse (1987) (H - PR), que infere na intensidade de concorrência a partir da relação entre o comportamento de despesas e receitas dos conglomerados financeiros.¹⁰

8. Ver Tabak, Krause e Portella (2005) e Krause e Tabak (2004). Para uma referência a diversos outros trabalhos, ver Berger e Humphrey (1997).

9. Outra observação, também apontada em Freixas e Rochet (2007), diz respeito à dupla posição dos correntistas que operam suas atividades financeiras com os bancos, quando, ao mesmo tempo, são poupadores e tomadores de financiamentos. Assim, os efeitos relacionados às variações de taxas de juros dos empréstimos e de taxas de remuneração dos depósitos iriam depender do sinal da relação cruzada destes dois mercados.

10. Como medidas de concorrência de natureza comportamental, também poderiam ser utilizados os modelos de Boone (2008), de Bresnahan (1982) e de Lau (1982), conforme Cardoso, Azevedo e Barbosa (2016). Entretanto, a sua estimação não gerou valores robustos para subamostras com intervalos de três anos, como requer o presente estudo. Por este motivo, foram utilizadas apenas as estimações do modelo de Panzar-Rosse (1987).

Há vantagens e desvantagens no emprego de cada tipo de medida de intensidade de concorrência. Medidas estruturais, como o HHI, são largamente utilizadas, não são sensíveis a erros de especificação, mas não incorporam informações relevantes sobre o nível de rivalidade e de contestabilidade da indústria. A estatística $H-PR$, por sua vez, é obtida a partir da conduta dos bancos e, portanto, leva em consideração os aspectos de rivalidade da indústria, trazendo uma visão mais abrangente da intensidade de concorrência. Por outro lado, de acordo com o modelo original de Panzar e Rosse (1987), não é possível presumir uma relação monotônica entre a estatística $H-PR$ e a intensidade de concorrência, o que é uma limitação para a estratégia empírica aqui proposta. O emprego dessas duas medidas diferentes de intensidade de concorrência atende ao propósito de testar a robustez dos resultados, a fim de identificar se estes são sensíveis a diferentes alternativas de mensuração da variável de interesse.

Dessa forma, a função de produção bancária será estimada para cada uma das duas diferentes medidas de intensidade de concorrência (isto é, HHI ou $H-PR$), conforme as equações (4) e (5), a seguir.

$$Q = f(K, L, F, Z, HHI) \quad (4)$$

e

$$Q = f(K, L, F, Z, H-PR). \quad (5)$$

A exemplo das especificações anteriores, as variáveis K , L e F correspondem, respectivamente, aos insumos capital, trabalho e *fundings*. A variável Z corresponde aos controles que serão introduzidos na estimação da função de produção, como, por exemplo, taxa de juros da economia e crescimento econômico. Finalmente, as variáveis HHI e $H-PR$ correspondem, respectivamente, às medidas de intensidade de concorrência de natureza estrutural e comportamental descritas acima. Ressalte-se que a equação (5) será testada por meio duas especificações distintas da estatística $H-PR$, uma das quais utilizada para garantir monotonicidade fraca, como será explicado na subseção 5.3. Dessa forma, são testadas três especificações do modelo: uma da equação (4) e duas da equação (5). Pretende-se, assim, identificar se os resultados são sensíveis à forma de mensurar a intensidade de concorrência.

A estratégia empírica para identificação dos efeitos de poder de mercado, em sua forma de exercício unilateral (específico a cada banco) ou coordenado (decorrente da intensidade de concorrência no mercado relevante), bem como os efeitos de ganhos de eficiência, consiste na interação entre a *proxy* de intensidade de concorrência e a participação de mercado de cada banco. O coeficiente associado à interação permite capturar o efeito de maior tamanho relativo em um ambiente de menor concorrência, sendo indicativo do efeito de exercício de poder de mercado unilateral.

O coeficiente associado à medida de intensidade de concorrência captura o efeito do poder de mercado coordenado, visto que independe do porte de cada banco individualmente. Finalmente, o coeficiente associado à participação de mercado capta o efeito líquido do tamanho relativo, controlado pelo poder de mercado unilateral e pelo grau de concorrência do mercado, expressando, desse modo, o efeito de eficiência que pode decorrer do maior porte relativo de cada banco.

Dessa forma, as variáveis de interesse nos testes serão três: *i*) o efeito isolado da intensidade de concorrência (indicando o efeito do exercício coordenado do poder de mercado); *ii*) o efeito cruzado de intensidade de concorrência e participação de mercado (indicando o efeito do exercício de poder de mercado de forma unilateral); e *iii*) o efeito isolado da participação de mercado (efeito relacionado à eficiência decorrente do aproveitamento de economias de escala, decorrentes do maior porte do banco).

Na próxima seção, são descritas as variáveis utilizadas, suas respectivas fontes e as estimações das especificações da função de produção aqui descritas.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

As informações sobre quantidades de empréstimos a que este trabalho se refere são consideradas como o volume total de operações de crédito e arrendamento mercantil dos bancos, por conglomerado financeiro, sem a segmentação de tipo de consumidor de empréstimo (pessoa física, pessoa jurídica ou demais modalidades). Os dados bancários utilizados correspondem às informações dos conglomerados financeiros (relatório 4040) disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB). As séries de Selic e produto interno bruto (PIB) foram obtidas junto ao Ipea.

No quadro 1 consta o resumo da descrição das variáveis.

QUADRO 1

Variáveis utilizadas nas estimações dos efeitos de concorrência, poder de mercado e eficiência sobre o volume ofertado de empréstimos no setor bancário brasileiro

| Variável | Descrição |
|------------|---|
| Q | Volume de empréstimos |
| K_{perm} | Logaritmo do ativo permanente, utilizado como <i>proxy</i> de capital fixo |
| N_{func} | Logaritmo do número total de funcionários |
| VC_{03} | Razão entre "títulos e valores mobiliários" e "ativos totais" |
| VC_{04} | Razão entre "provisão para créditos e liquidações duvidosas" e "total de empréstimos" |
| $SELIC$ | Taxa de juros Selic (em porcentagem ao mês) |
| PIB | PIB trimestral deflacionado |
| VC_{08} | $MARKET\ SHARE_{ATIVO} \cdot HHJ_{ATIVO}$ |

(Continua)

(Continuação)

| Variável | Descrição |
|--------------------|--|
| VC_{01} | Índice de Basileia por banco |
| $(MS)_i^{CREDITO}$ | Participação de mercado do banco i das operações de crédito totais do mercado, por trimestre |
| $H-PR$ | Variável estimada pelo modelo Panzar-Rosse (1987) |
| $Alfa_{H-PR}$ | Variável dada pelo inverso de $H-PR$; ou seja, $Alfa_{H-PR} = [1/(H-PR)]$ |
| Dum_{H-PR} | Variável binária de $H-PR$: valor 1 se $H-PR = 0$; valor 0 caso contrário |
| C_{dep_vista} | Porcentagem acumulada do volume de empréstimos |
| $HHICREDITO$ | HHI das operações de crédito totais do mercado, por trimestre |
| HHI_{dep_vista} | HHI dos depósitos à vista do mercado, por trimestre |
| DEP_VISTA | Logaritmo dos depósitos à vista |
| DEP_TOT | Logaritmo dos depósitos totais |
| N_AG | Número de agências |

Elaboração dos autores.

5.1 Função de produção e variáveis de controle

Para avaliar a função de produção dos conglomerados bancários em relação aos volumes de empréstimos, foi realizado, inicialmente, um estudo de especificação de modelo. Nesse primeiro momento, não foram ainda introduzidas as variáveis relacionadas à intensidade de concorrência, mas apenas as especificações da função de produção na seguinte forma:

$$Q = f(K, L, F). \quad (6)$$

A principal forma funcional é dada pelos resultados do modelo (2) da tabela 1, e representada por:

$$\begin{aligned} LN(Q) = & \beta_0 + \beta_1 \cdot K_{perm} + \beta_2 \cdot N_{func} + \beta_3 \cdot VC_{03} + \beta_4 \cdot VC_{04} \\ & + \beta_5 \cdot Selic + \beta_6 \cdot PIB. \end{aligned} \quad (7)$$

Foram também acrescentadas as variáveis relacionadas ao volume de depósitos e número de agências como *proxies* dos insumos de produção. Esses testes atendem a duas finalidades: *i*) discussão de uma forma geral de estimação da função de produção dada pela equação (7) antes da introdução das variáveis de intensidade de concorrência; e *ii*) a confirmação dos sinais dos parâmetros para o modelo geral da função de produção.¹¹ Os resultados seguem na tabela 1.

11. Uma forma alternativa que pode ser utilizada para corrigir possíveis problemas de endogeneidade da estimação da função de produção seria a utilização de método generalizado dos momentos (GMM) para construir identificação das variáveis do modelo. Uma boa referência neste assunto, com combinações das ideias de Hall (1986) e Olley e Pakes (1996), é Loecker e Warzynski (2009).

TABELA 1

Testes com as variáveis de controle da função de produção do volume de empréstimos bancários(Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

| Variáveis | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) | Modelo (5) |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>K_perm</i> | 0,070 (0,018)*** | 0,068 (0,017)*** | 0,068 (0,017)*** | 0,070 (0,016)*** | 0,071 (0,016)*** |
| <i>N_func</i> | 0,787 (0,032)*** | 0,697 (0,033)*** | 0,620 (0,036)*** | 0,544 (0,039)*** | 0,576 (0,037)*** |
| <i>VC_03</i> | -0,008 (0,001)*** | -0,008 (0,001)*** | -0,008 (0,001)*** | -0,008 (0,001)*** | -0,008 (0,001)*** |
| <i>VC_04</i> | -0,011 (0,002)*** | -0,010 (0,002)*** | -0,010 (0,002)*** | -0,010 (0,002)*** | -0,010 (0,002)*** |
| <i>SELIC</i> | -0,375 (0,029)*** | -0,088 (0,034)*** | -0,085 (0,035)** | -0,084 (0,035)** | -0,087 (0,034)** |
| <i>PIB</i> | - | 0,834 (0,070)*** | 0,525 (0,095)*** | 0,514 (0,095)*** | 0,685 (0,076)*** |
| <i>DEP_TOT</i> | - | - | 0,112 (0,024)*** | 0,113 (0,024)*** | - |
| <i>N_AG</i> | - | - | - | 0,112 (0,023)*** | 0,079 (0,023)*** |
| <i>DEP_VISTA</i> | - | - | - | - | 0,072 (0,014)*** |
| Constante | -0,204 (0,226) | -0,424 (0,214)** | -1,317 (0,263)*** | -1,126 (0,267)*** | -0,466 (0,218)** |
| Nº observações | 3.830 | 3.830 | 3.723 | 3.723 | 3.830 |
| Nº bancos | 175 | 175 | 172 | 172 | 175 |
| <i>R</i> ² (<i>within</i>) | 0,42 | 0,45 | 0,46 | 0,47 | 0,46 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.

2. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Note-se que todas as variáveis apresentam os sinais esperados e são robustas em relação às diferentes especificações do modelo. Tomando como base o modelo (2) da tabela 1, observa-se a esperada relação positiva entre os parâmetros estimados para (*K_perm*), (*N_func*) e (*PIB*), o que indica que acréscimos nestas variáveis estão associados a maiores volumes de empréstimos. Além disso, observa-se uma relação negativa dos parâmetros (*VC_03*), (*VC_04*) e (*SELIC*), o que indica, respectivamente, que aumentos dos volumes financeiros dos bancos em títulos e

valores mobiliários, dos volumes financeiros dos bancos destinados às provisões para créditos de liquidações duvidosas, e da taxa básica de juros Selic estão associados a uma redução no volume de empréstimos. Além disso, observa-se a esperada relação positiva entre o *PIB* e o aumento do volume de empréstimos.¹²

Uma vez concluídos os testes sobre especificações da função de produção, passa-se, a seguir, às estimações das relações entre poder de mercado e eficiência sobre o volume de empréstimos. Nas próximas seções, o modelo (2) da tabela 1 será utilizado como especificação básica da função de produção.

5.2 Estimação da função de produção com indicadores estruturais de intensidade de concorrência (HHI)

Conforme apresentado na seção 4, este estudo utiliza diferentes medidas da intensidade de concorrência para estimar os efeitos do poder de mercado, nas formas unilateral e coordenada, e de eficiência sobre o volume de empréstimos bancários. Nesta seção é apresentada a especificação da função de produção, em que é utilizada uma medida estrutural da intensidade de concorrência, o índice de concentração das operações de crédito totais, por trimestre ($HHI_{CREDITO}$). Para tanto, a função de produção foi estimada conforme a seguinte especificação:

$$Q = f(K, L, F, HHI). \quad (8)$$

Conforme já desenvolvido ao longo deste artigo, espera-se que um aumento do tamanho de um banco, *ceteris paribus* o tamanho do mercado (isto é, crescimento de sua participação de mercado), esteja associado a um maior volume de empréstimo bancário por parte dos conglomerados financeiros em razão de ganhos de escala obtidos por meio da expansão da base de clientes.¹³ Ao mesmo tempo, o aumento da concentração (isto é, menor intensidade de concorrência) pode também apresentar um efeito negativo sobre o volume total de empréstimo, tanto no nível do mercado quanto no nível do conglomerado, por conta de redução da concorrência e consequente aumento do exercício de poder de mercado, seja unilateral, seja coordenado. A especificação a seguir procura separar tais efeitos, por meio da interação de medidas de concorrência – nesta primeira especificação, o *HHI* – e a participação de mercado.

12. A relação positiva entre PIB e volume de empréstimos decorre da esperada relação entre o nível de atividade econômica e a demanda por empréstimos bancários. Poder-se-ia argumentar também que esta relação pode se dar no sentido contrário, uma vez que volume de empréstimos pode aumentar a demanda agregada e, por esta via, causar o aumento do produto. Embora a hipótese de causalidade reversa seja admissível, não é o propósito deste exercício a atribuição de causalidade. Seu papel é o de mostrar que a relação entre insumos e produto na função de produção de empréstimos bancários é a esperada.

13. Nesse exemplo, o aumento de eficiência poderia decorrer de dois canais: i) base maior de clientes gera maiores volumes de venda dos diferentes produtos financeiros; e ii) base maior de clientes traz mais informação sobre a gestão da oferta de volume e taxas dos empréstimos.

A equação (8) será testada com a forma funcional:

$$LN(Q) = \beta_0 + \beta_1(HHI)_{CREDITO} + \beta_2(MSi).(HHI)_{CREDITO} + \beta_3.(MSi) + \beta_4.K_{perm} + \beta_5.N_{func} + \beta_6.VC_{03} + \beta_7.VC_{04} + \beta_8.Selic + \beta_9.PIB, \quad (9)$$

onde os parâmetros de interesse são: *i*) $(HHI)_{CREDITO}$, o efeito isolado de concentração – quanto mais concentrado o mercado (isto é, menor a intensidade de concorrência), menor deve ser o volume de empréstimos, o que representa o efeito decorrente do poder de mercado coordenado; *ii*) $(MSi).(HHI)_{CREDITO}$, interação entre concentração e participação de mercado, que captura o efeito relacionado ao uso de poder de mercado de forma unilateral; e *iii*) (MSi) , o efeito isolado da participação de mercado, que captura os ganhos de eficiência, e, assim, induzir o conglomerado a ampliar o volume maior de empréstimos mais do que proporcionalmente em relação aos seus insumos.

A maior vantagem na utilização de *HHI* é a sua relação monotônica com o constructo de intensidade de concorrência, ou seja, maiores índices de concentração permitem presumir menores níveis de concorrência. Além disso, *HHI* é uma medida que requer informações disponíveis e de simples cálculo. Não se trata, contudo, de uma medida perfeita, visto que ignora elementos relevantes da rivalidade ou contestabilidade de poder de mercado que podem afetar o comportamento das firmas. Por este motivo, são utilizadas, nas seções subsequentes, medidas alternativas para o mesmo constructo de intensidade de concorrência.

A tabela 2 apresenta os parâmetros estimados para a interação entre intensidade de concorrência, tendo o *HHI* como *proxy*, e o volume de empréstimos. Nela são apresentadas cinco especificações, que procuram explorar a robustez dos resultados frente à inclusão ou não de dois tipos de variáveis de controle: *proxy* para o *input* na forma de depósitos – se depósitos à vista ou depósitos totais – e a sensibilidade dos resultados com relação ao nível de atividade econômica (*PIB*).

TABELA 2
Volume de empréstimos bancários em função de $HHI_{CREDITO}$ e $MARKET SHARE_{CREDITO}$
 (Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $(HHI)_{CREDITO}$ | -2,129* (1,233) | -1,749 (1,275) | -2,110* (1,237) | -1,672 (1,185) | -2,004* (1,147) |
| $(MSi).(HHI)_{CREDITO}$ | -3,526 (3,489) | -3,197 (3,292) | -2,989 (3,378) | -2,939 (3,338) | -2,975 (3,362) |
| $(MSi)_{CREDITO}$ | 14,970** (6,727) | 14,360** (6,332) | 13,910** (6,434) | 13,780** (6,335) | 13,870** (6,394) |
| K_{perm} | 0,056 (0,049) | 0,056 (0,047) | 0,056 (0,049) | 0,056 (0,049) | 0,056 (0,048) |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>N_func</i> | 0,675*** (0,102) | 0,610*** (0,103) | 0,604*** (0,112) | 0,608*** (0,111) | 0,605*** (0,112) |
| <i>VC_03</i> | -0,007*** (0,002) | -0,007*** (0,002) | -0,007*** (0,003) | -0,007*** (0,003) | -0,007*** (0,003) |
| <i>VC_04</i> | -0,009** (0,004) | -0,009** (0,004) | -0,009** (0,004) | -0,009*** (0,004) | -0,009** (0,004) |
| <i>SELIC</i> | -0,117** (0,053) | -0,114** (0,051) | -0,113** (0,052) | -0,133** (0,052) | -0,117** (0,047) |
| <i>PIB</i> | 0,949*** (0,235) | 0,780*** (0,259) | 0,656** (0,269) | - | 0,454 (0,281) |
| <i>TendTrim</i> | - | - | - | 0,009** (0,004) | 0,003 (0,006) |
| <i>DEP_VISTA</i> | - | 0,072** (0,033) | - | - | - |
| <i>DEP_TOT</i> | - | - | 0,105* (0,059) | 0,105* (0,059) | 0,105* (0,059) |
| Constante | -0,160 (0,693) | -0,371 (0,680) | -1,004 (0,732) | -0,874 (0,753) | -0,957 (0,747) |
| Nº observações | 3.830 | 3.830 | 3.723 | 3.723 | 3.723 |
| <i>R</i> ² (within) | 0,471 | 0,482 | 0,487 | 0,486 | 0,487 |
| Nº bancos | 175 | 175 | 172 | 172 | 172 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.

2. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Nos cinco modelos relacionados na tabela 2, os parâmetros da função de produção de empréstimos bancários apresentam os sinais esperados segundo a construção proposta na equação (9), sendo todos eles, com exceção do capital permanente, significantes. Esses parâmetros estimados são também bastante estáveis, independentemente da inclusão de depósitos à vista, depósitos totais, ou da substituição do nível de atividade econômica por uma tendência trimestral.

Os coeficientes associados às variáveis de interesse (*HHI*, *market share* e interação) indicam que há uma relação bastante robusta entre o tamanho da instituição financeira, controlada a intensidade de concorrência, e o volume de empréstimos, o que é consistente com a realização de economias de escala. Os resultados associados à intensidade de concorrência do mercado (isto é, de poder de mercado coordenado) corroboram o efeito esperado de redução da oferta de empréstimos conforme diminui a concorrência (isto é, aumenta o *HHI*), embora tal resultado seja significativo apenas nas especificações (1), (3) e (5).

Finalmente, ao menos para a *proxy* estrutural de intensidade de concorrência, não se observam evidências de exercício de poder de mercado unilateral, capturado pela interação entre *HHI* e *market share*.

A variável de nível de atividade econômica (*PIB*), para a qual se espera um efeito positivo sobre o volume de empréstimos, é bastante correlacionada com o *HHI*, nossa variável de interesse, durante o período coberto pelo estudo.¹⁴ Uma vez que essas duas variáveis apresentam efeitos esperados opostos sobre o volume de empréstimos, a omissão do *PIB* na regressão deve causar viés para cima no coeficiente associado ao *HHI*. Isto é o que, de fato, observa-se na especificação (4), em que o *PIB* é substituído por uma tendência trimestral. O coeficiente é ainda negativo, mas é menor em magnitude e deixa de ser significativo. Na especificação (5), com a inclusão do *PIB* e a tendência trimestral, o efeito volta a ser significativo e próximo ao observado nas demais especificações da regressão.

O fato de os aumentos de *HHI* estarem relacionados negativamente com o volume de empréstimos expressa o efeito esperado de maior exercício de poder de mercado coordenado. Com um nível maior de concentração de mercado, *ceteris paribus*, reduz-se a rivalidade entre as incumbentes, de modo a diminuir o volume de empréstimo, com a consequente elevação do *spread*. Nas estimações realizadas ao longo deste artigo não foi possível medir as variações dos *spreads* relacionados aos empréstimos por conta da indisponibilidade de base de dados. A relação investigada dá-se, portanto, em forma reduzida, que relaciona a intensidade de concorrência à redução de *output*, o que é consistente, teoricamente, com uma elevação do *markup* dos bancos.

Na próxima seção, a mesma relação entre poder de mercado e volume de crédito é explorada tomando-se uma medida distinta para a intensidade de concorrência, de natureza comportamental, derivada do modelo de Panzar e Rosse (1987).

5.3 Estimação da função de produção com indicadores comportamentais de intensidade de concorrência (H-PR)

Nesta subseção, a função de produção de volume de empréstimos dos conglomerados bancários é estimada fazendo uso de medida alternativa para a intensidade de concorrência, obtida a partir da estatística *H* do modelo Panzar-Rosse (1987) (*H-PR*). O emprego dessa medida, alternativa de intensidade de concorrência, justifica-se pelas limitações da medida *HHI*, que, embora simples e amplamente utilizada, desconsidera elementos de rivalidade e contestabilidade na interação entre os conglomerados financeiros. Dessa forma, a função de produção é agora estimada conforme a equação a seguir:

14. A correlação entre *HHI* e *PIB* é de 0,69. Note-se que o *PIB* também se correlaciona fortemente com as demais medidas de intensidade de concorrência. Tal correlação decorre da coincidência temporal entre as principais fusões observadas no setor bancário e o período de maior crescimento econômico, entre 2004 e 2009.

$$Q = f(K, L, E, H-PR). \quad (10)$$

A estatística $H-PR$, contudo, não deve ser diretamente utilizada como medida de intensidade de concorrência por dois motivos. Primeiro, embora alguns trabalhos assumam implicitamente que há uma relação monotônica entre a estatística $H-PR$ e a intensidade de concorrência, tal presunção não encontra amparo no modelo original de Panzar e Rosse (1987). É necessário, portanto, uma medida que garanta ao menos uma monotonicidade fraca. Segundo, mesmo que se admita a existência de monotonicidade, é conveniente utilizar os valores inversos de $H-PR$, a fim de manter o mesmo sentido observado no caso do HHI , que guarda uma relação negativa com a intensidade de concorrência, permitindo, assim, maior comparabilidade dos resultados das diferentes especificações do modelo.

Assim, sugerimos a criação de duas variáveis a partir de $H-PR$, definidas a seguir:

$$Alf\hat{a}_{H-PR} = \frac{1}{(H-PR)} \quad (11)$$

e

$$Dum_{H-PR} = \begin{cases} 1 & \text{se } H-PR = 0 \\ 0 & \text{se } H-PR \neq 0 \end{cases}. \quad (12)$$

A variável $Alf\hat{a}_{H-PR}$ não garante monotonicidade, mas permite a inversão dos valores, de modo a possibilitar a comparabilidade com as estimações com HHI .¹⁵ Por sua vez, a variável Dum_{H-PR} é fracamente monotônica, pois, pelas definições do modelo Panzar e Rosse (1987), quando $H-PR = 1$ tem-se concorrência perfeita; quando $H-PR \leq 1$, concorrência monopolística; e quando $H-PR \leq 0$ conclui-se pela existência de um monopólio. Dessa forma, os valores $H-PR \leq 0$ podem representar tanto monopólio quanto concorrência monopolística. Como os valores $H-PR$ estimados sobre a base de dados dos conglomerados não encontramos valores próximos a 1, optamos por criar essa $dummie_{H-PR}$ com a forma dada pela equação (12).

Como testes iniciais, avaliamos os valores das três especificações, $H-PR$, $Alf\hat{a}_{H-PR}$ e Dum_{H-PR} , para verificar a concordância de sinais segundo a construção destas variáveis no uso do modelo básico de especificação da função de produção.

15. A propósito, a correlação entre $HHI_{CREDITO}$ e $H-PR$ é negativa e igual a -0,517, confirmando o que naturalmente seria esperado entre as medidas concentração e concorrência: quando uma aumenta, a outra diminui, e vice-versa.

5.3.1 Estatística *H-PR*

Estimamos a variável de conduta utilizada neste artigo pelo modelo Panzar e Rosse (1987) para janelas de tempo com períodos de três anos, com dados trimestrais de 1999 a 2010, para os conglomerados financeiros do setor bancário brasileiro.

É importante notar que há diversas estimações do nível de concorrência na indústria bancária brasileira por meio do modelo P&R, como nos trabalhos Araújo e Jorge Neto (2007), Lucinda (2010) e Nakane e Rocha (2010).¹⁶ Não existe uma forma consensual na construção das variáveis representativas dos fatores de produção no setor bancário. Por exemplo, ao olhar cuidadosamente os referidos trabalhos que se utilizam dessa metodologia, não é possível extrair uma forma única. O importante, independentemente da forma de elaborar a construção destas variáveis, é conseguir distinguir os fatores de custo que entram como elasticidade custo da receita. As principais referências internacionais para o uso de P&R são Bikker e Haaf (2002) e Belaisch (2003), que sumarizam a definição de três fatores para a estimação da estatística *H-PR*: dados por despesas administrativas; despesas operacionais; e despesas de captação. A construção utilizada neste ensaio segue este padrão, conforme especificado no quadro 2.

QUADRO 2
Descrição das variáveis de *H-PR*

| Variável da regressão ¹ | Construção da variável |
|------------------------------------|--|
| <i>D_WORK</i> | $Ln\left(\frac{\text{Despesas Pessoal}}{\text{n}^\circ \text{ funcionários}}\right)$ |
| <i>D_ADM</i> | $Ln\left(\frac{\text{Despesas Administrativas}}{\text{Ativos}}\right)$ |
| <i>D_CAP</i> | $Ln\left(\frac{\text{Despesas Captação} + \text{Operacionais}}{\text{Passivo} + \text{Permanente}}\right)$ |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Utilizamos, para as variáveis que compõem *H-PR*, a distribuição dos fatores em despesas correspondentes a custo do trabalho, despesas administrativas e despesas de captação.

Obs.: Variáveis deflacionadas pelo IPCA.

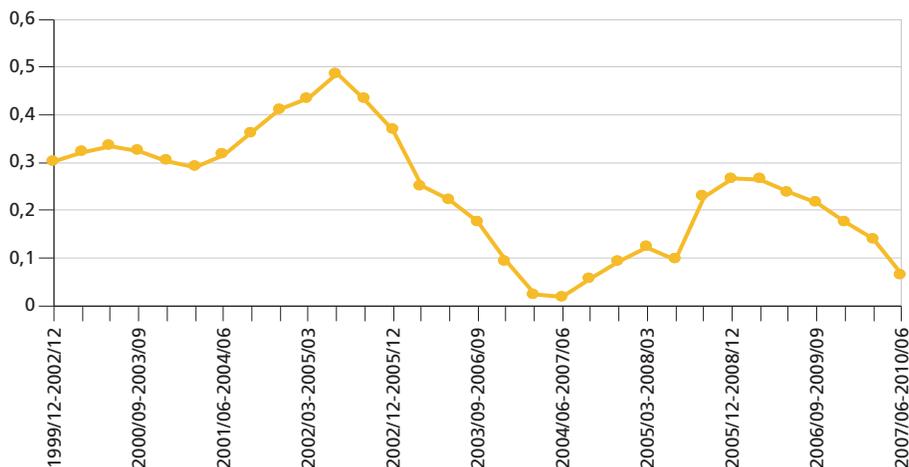
Os dados utilizados constam no relatório 4040 do BCB (base conglomerado). Como deflator, foi utilizado o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A equação estimada em dados de painel, com efeitos fixos, para este, caso foi:

$$LN(RT_i) = \alpha + \beta_1.Ln(d_work) + \beta_2.Ln(d_adm) + \beta_3.Ln(d_cap) + Ln(z_i)' . \gamma, \tag{13}$$

16. O período compreendido na análise desses três trabalhos corresponde, respectivamente, de dez./1995 a jun./2004, 2000 a 2005 e 2001 a 2009. Entretanto, Nakane e Rocha (2010) realizam *cross sections* em vez de dados em painel.

onde RT_i são as receitas totais do conglomerado financeiro i ; e z_i são as variáveis de controle. A soma dos coeficientes estimados para estes três fatores resulta no $H-PR$. O gráfico 1 sumaria a evolução da estatística $H-PR$ ao longo do período analisado.

GRÁFICO 1

Evolução do $H-PR$ calculado para o relatório 4040 – conglomerado (1999-2010)

Elaboração dos autores.

Uma vez estimada a série de valores de $H-PR$, construímos testes iniciais sobre cinco modelos para validar a utilização de $H-PR$, $Alfa_H-PR$ e Dum_H-PR , que seguem na tabela 3.

TABELA 3

Volume de empréstimos bancários em função do $H-PR$ em três diferentes formas(Variável dependente: LN do volume de empréstimos)

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $H-PR$ | 0,244** (0,111) | - | - | 0,278** (0,113) | 0,278** (0,113) |
| $Alfa_H-PR$ | - | -0,002** (0,001) | - | - | - |
| Dum_H-PR | - | - | -0,052** (0,024) | - | - |
| K_perm | 0,070 (0,050) | 0,070 (0,050) | 0,070 (0,050) | 0,070 (0,050) | 0,070 (0,050) |
| N_func | 0,699*** (0,104) | 0,698*** (0,105) | 0,694*** (0,105) | 0,698*** (0,104) | 0,698*** (0,104) |
| VC_03 | -0,008*** (0,002) | -0,008*** (0,002) | -0,008*** (0,002) | -0,008*** (0,002) | -0,008*** (0,002) |

(Continua)

(Continuação)

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>VC_04</i> | -0,010** (0,004) | -0,010** (0,004) | -0,010** (0,004) | -0,010** (0,004) | -0,010** (0,004) |
| <i>SELIC</i> | -0,086 (0,056) | -0,084 (0,056) | -0,110* (0,057) | -0,112* (0,059) | -0,109** (0,050) |
| <i>PIB</i> | 0,939*** (0,196) | 0,872*** (0,199) | 0,881*** (0,202) | - | 0,066 (0,380) |
| <i>TendTrim</i> | - | - | - | 0,014*** (0,003) | 0,013* (0,007) |
| Constante | -0,564 (0,735) | -0,441 (0,722) | -0,406 (0,723) | -0,333 (0,749) | -0,350 (0,714) |
| Nº observações | 3.830 | 3.830 | 3.830 | 3.830 | 3.830 |
| <i>R</i> ² (within) | 0,447 | 0,447 | 0,447 | 0,449 | 0,449 |
| Nº bancos | 175 | 175 | 175 | 175 | 175 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.

2. *H-PR*: variável estimada pelo modelo Panzar-Rosse; *Alfa_H-PR*: variável dada pelo inverso de *H-PR*; *Dum_H-PR*: *dummy* binária de *H-PR* (valor 1 se *H-PR* = 0, valor 0 caso contrário); *(MS)_{CREDITO}*: participação no volume total de empréstimos do banco *i*.

3. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Os sinais dos parâmetros e as significâncias das variáveis do modelo básico da função de produção mantêm-se para as cinco especificações testadas na tabela 3. O sinal de *H-PR* é positivo, revelando relação direta entre intensidade de concorrência e volume de empréstimos, e negativo para o caso de *Alfa_H-PR* e *Dum_H-PR*, de modo consistente com a construção destas variáveis a partir da estatística *H-PR*. De modo consistente com as regressões apresentadas para a *proxy* estrutural de intensidade de concorrência (*HHI*), foram incluídas as especificações (4) e (5), a fim de testar o efeito da exclusão do *PIB* e sua substituição por uma tendência trimestral. Como se nota na tabela 3, as conclusões são robustas para todas as especificações.

Pelos motivos expostos no início desta seção, os próximos testes fazem uso apenas das variáveis *Dum_H-PR* e *Alfa_H-PR*. Assim, utilizamos *Dum_H-PR* com a seguinte especificação:

$$LN(Q) = \beta_0 + \beta_1 Dum_{HPR} + \beta_2 (MS_i) \cdot Dum_{HPR} + \beta_3 (MS_i) + \beta_4 \cdot K_{perm} + \beta_5 \cdot N_{func} + \beta_6 \cdot VC_{03} + \beta_7 \cdot VC_{04} + \beta_8 \cdot Selic + \beta_9 \cdot PIB, \quad (14)$$

onde os parâmetros de interesse são: *i) Dum_{HPR}*, o efeito relacionado ao uso coordenado do poder de mercado (como é uma variável inversa de *H-PR*, espera-se um efeito negativo desta variável sobre o volume de empréstimos); *ii) (MS)_i · Dum_{HPR}*, a interação entre participação de mercado e intensidade de concorrência, a qual captura o efeito relacionado ao uso de poder de mercado de forma unilateral; e *iii) (MS)_i*, o efeito isolado da participação de mercado, que captura o ganho

de eficiência decorrente do maior porte do conglomerado financeiro. A tabela 4 apresenta os resultados para esta especificação do modelo.

TABELA 4
Volume de empréstimos bancários em função de *Dum_H-PR* e *MARKET SHARE*_{CRÉDITO}
 (Variável dependente: *LN* do volume de empréstimos)

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Dum_H-PR</i> | -0,058** (0,028) | -0,047* (0,026) | -0,062** (0,028) | -0,061** (0,028) | -0,074*** (0,028) | -0,074** (0,030) |
| <i>(MS)_i</i> .(<i>Dum_H-PR</i>) | -0,577 (1,138) | -1,511* (0,881) | -0,480 (1,073) | -0,502 (1,062) | -0,499 (1,040) | -0,499 (1,040) |
| <i>(MS)_{CRÉDITO}</i> | 10,830*** (3,376) | 14,380*** (3,860) | 10,600*** (3,174) | 10,530*** (3,124) | 10,500*** (3,037) | 10,500*** (3,037) |
| <i>K_perm</i> | 0,054 (0,049) | 0,096* (0,053) | 0,054 (0,046) | 0,056 (0,045) | 0,056 (0,045) | 0,056 (0,045) |
| <i>N_func</i> | 0,685*** (0,102) | 0,606*** (0,098) | 0,614*** (0,103) | 0,571*** (0,113) | 0,570*** (0,113) | 0,570*** (0,113) |
| <i>VC_03</i> | -0,007*** (0,002) | -0,006** (0,003) | -0,006*** (0,002) | -0,006*** (0,002) | -0,007*** (0,002) | -0,007*** (0,002) |
| <i>VC_04</i> | -0,0110** (0,004) | -0,009 (0,006) | -0,009** (0,004) | -0,009** (0,004) | -0,009** (0,004) | -0,009** (0,004) |
| <i>SELIC</i> | -0,127** (0,056) | -0,195*** (0,050) | -0,127** (0,054) | -0,126** (0,055) | -0,150*** (0,056) | -0,151*** (0,048) |
| <i>PIB</i> | 0,849*** (0,199) | 0,737*** (0,218) | 0,701*** (0,215) | 0,705*** (0,214) | - | -0,008 (0,380) |
| <i>TendTrim</i> | - | - | - | - | 0,011*** (0,003) | 0,011 (0,007) |
| <i>VC_01</i> | - | -0,002 (0,002) | - | - | - | - |
| <i>DEP_VISTA</i> | - | - | 0,075** (0,033) | 0,070** (0,032) | 0,068** (0,033) | 0,068** (0,033) |
| <i>N_AG</i> | - | - | - | 0,071 (0,070) | 0,074 (0,070) | 0,074 (0,070) |
| Constante | -0,299 (0,696) | -0,129 (0,717) | -0,487 (0,676) | -0,353 (0,701) | -0,147 (0,716) | -0,145 (0,693) |
| Nº observações | 3.830 | 3.307 | 3.830 | 3.830 | 3.830 | 3.830 |
| <i>R</i> ² (within) | 0,469 | 0,456 | 0,481 | 0,482 | 0,483 | 0,483 |
| Nº bancos | 175 | 154 | 175 | 175 | 175 | 175 |
| Akaike | 4.019,78 | 3.220,96 | 3.935,91 | 3.925,91 | 3.918,25 | 3.920,24 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.

2. *Dum_H-PR*: *dummy* binária de *H-PR* (valor 1 se *H-PR* = 0, valor 0 caso contrário); *(MS)_{CRÉDITO}*: participação no volume total de empréstimos do banco *i*.

3. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

Nas seis especificações relacionadas na tabela 4, os coeficientes referentes à função de produção de empréstimos apresentam os sinais esperados, conforme a construção proposta na equação (14).¹⁷ Os coeficientes associados às variáveis de interesse (*Dum_H-PR*, *market share* e interação) apresentam também os sinais esperados, sendo consistentemente significantes para os casos da *Dum_H-PR* e do *market share*, corroborando mais uma vez os resultados obtidos nos testes com a *proxy* estrutural de intensidade de concorrência (*PIB*). Em síntese, há evidências robustas de realização de ganhos de escala por parte dos maiores bancos, mas também de uma relação negativa entre a intensidade de concorrência do mercado e o volume de crédito, indicando exercício coordenado de poder de mercado. O coeficiente associado à interação entre *Dum_H-PR* e *market share* é sempre negativo, como esperado, mas significativo apenas na especificação (2), quando o índice basileia é incluído como variável de controle (*VC_01*). Não há, portanto, evidências robustas de existência de poder de mercado unilateral também para a *proxy* de intensidade de concorrência derivada do modelo de Panzar e Rosse (1987) com monotonicidade fraca.

A exclusão do *PIB*, fortemente correlacionado com a estatística *Dum_H-PR*, e a inclusão de uma tendência trimestral não alteram as conclusões referentes às evidências de ganhos de eficiência (coeficiente associado ao *market share*) e de exercício de poder coordenado (coeficiente associado à *Dum_H-PR*). Em síntese, o que podemos extrair dos resultados apresentados na tabela 4 é a preservação dos sinais correspondentes aos esperados pelas hipóteses clássicas sobre nível de concorrência e oferta de empréstimos por parte dos conglomerados financeiros, com a ressalva de que o parâmetro da variável de interação, $(MS_i).(Dum_H-PR)$, é significativo apenas no modelo (2).

A seguir prosseguimos com os mesmos tipos de testes para a variável *Alfa_H-PR*, relaxando a hipótese de não monotonicidade.

A estrutura a ser testada para *Alfa_H-PR* tem a seguinte especificação:

$$LN(Q) = \beta_0 + \beta_1 Alfa_{HPR} + \beta_2(MS_i).Alfa_{HPR} + \beta_3.(MS_i) + \beta_4.K_{perm} + \beta_5.N_{func} + \beta_6.VC_{03} + \beta_7.VC_{04} + \beta_8.Selic + \beta_9.PIB, \quad (15)$$

onde os parâmetros de interesse são: *i*) $Alfa_{HPR}$, o efeito relacionado ao exercício coordenado de poder de mercado – como é uma variável inversa de *H-PR*, espera-se um efeito negativo sobre o volume de empréstimos; *ii*) $(MS_i).Alfa_{HPR}$, interação entre participação de mercado e intensidade de concorrência, capturando o efeito relacionado ao uso de poder de mercado de forma unilateral; e *iii*) (MS_i) ,

17. De acordo com o critério de informação Akaike, o modelo (5) possui a melhor especificação. Portanto, pode ser considerado, segundo tal critério, o melhor modelo. O critério de informação BIC também indica que o modelo (5) possui a melhor especificação.

o efeito isolado da participação de mercado, capturando os ganhos de eficiência derivados do aproveitamento de economias de escala.

TABELA 5

Volume de empréstimos bancários em função de $Alfa_H-PR$ e $MARKET SHARE_{CREDITO}$
(Variável dependente: LN do volume de empréstimos)

| Variáveis | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $Alfa_H-PR$ | -0,002** (0,001) | -0,002** (0,001) | -0,002** (0,001) | -0,002** (0,001) | -0,003*** (0,001) | -0,003*** (0,001) |
| $(MS)_i(Alfa_H-PR)$ | 0,015 (0,026) | 0,007 (0,018) | 0,019 (0,026) | 0,017 (0,025) | 0,017 (0,025) | 0,017 (0,025) |
| $(MS)_{CREDITO}$ | 10,100*** (2,802) | 11,980*** (3,507) | 9,909*** (2,646) | 9,842*** (2,609) | 9,797*** (2,550) | 9,795*** (2,546) |
| K_perm | 0,052 (0,049) | 0,093* (0,053) | 0,052 (0,046) | 0,054 (0,045) | 0,054 (0,045) | 0,054 (0,045) |
| N_func | 0,691*** (0,101) | 0,616*** (0,097) | 0,620*** (0,102) | 0,580*** (0,113) | 0,579*** (0,112) | 0,579*** (0,113) |
| VC_03 | -0,007*** (0,002) | -0,006** (0,003) | -0,007*** (0,002) | -0,006*** (0,002) | -0,007*** (0,002) | -0,007*** (0,002) |
| VC_04 | -0,001** (0,004) | -0,001 (0,006) | -0,001** (0,004) | -0,001** (0,004) | -0,001** (0,004) | -0,001** (0,004) |
| $SELIC$ | -0,095* (0,054) | -0,160*** (0,047) | -0,094* (0,053) | -0,093* (0,053) | -0,110* (0,056) | -0,112** (0,048) |
| PIB | 0,828*** (0,196) | 0,744*** (0,213) | 0,680*** (0,211) | 0,683*** (0,210) | - | -0,050 (0,363) |
| $TendTrim$ | - | - | - | - | 0,010*** (0,003) | 0,011* (0,007) |
| VC_01 | - | -0,003 (0,002) | - | - | - | - |
| DEP_VISTA | - | - | 0,076** (0,033) | 0,071** (0,032) | 0,069** (0,033) | 0,069** (0,033) |
| N_AG | - | - | - | 0,067 (0,070) | 0,070 (0,070) | 0,070 (0,070) |
| Constante | -0,336 (0,695) | -0,173 (0,718) | -0,530 (0,674) | -0,401 (0,700) | -0,213 (0,715) | -0,199 (0,690) |
| Nº observações | 3.830 | 3.307 | 3.830 | 3.830 | 3.830 | 3.830 |
| R^2 (within) | 0,469 | 0,455 | 0,481 | 0,482 | 0,483 | 0,483 |
| Nº bancos | 175 | 154 | 175 | 175 | 175 | 175 |
| Akaike | 4.021,99 | 3.228,30 | 3.936,30 | 3.927,74 | 3.919,84 | 3.921,68 |

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Em parênteses estão os desvios-padrão robustos.

2. $Alfa_H-PR$: variável dada pelo inverso de $H-PR$; $(MS)_{CREDITO}$: participação no volume total de empréstimos do banco i .

3. *, ** e *** = Significativo a 10%, a 5% e a 1%, respectivamente.

A utilização da *proxy* comportamental de concorrência em que se relaxa a hipótese de não monotonicidade ($Alfa_{H-PR}$) não modifica os principais resultados já observados na tabela 4, para a *proxy* que garantia monotonicidade fraca. Nas seis especificações relacionadas na tabela 5, encontramos parâmetros significantes para o efeito de poder de mercado coordenado e de ganhos de eficiência, assim como para as variáveis de *input* da função de produção de empréstimos. Os coeficientes relacionados à interação (MS_i).($Alfa_{H-PR}$), contudo, não são significantes nem apresentam os sinais esperados. Este resultado pode decorrer da ausência de monotonicidade da relação entre a estatística $H-PR$ e a intensidade de concorrência, como se depreende do modelo original de Panzar e Rosse (1987).

Tomando-se as estimações da função de produção em sua totalidade, há evidências bastante robustas de existência de exercício coordenado de poder de mercado, resultando em um menor volume de empréstimos, bem como do aproveitamento de ganhos de escala, que resultam em aumentos mais do que proporcionais no volume de créditos, uma vez controlados todos os insumos da função de produção. Os resultados referentes ao exercício unilateral de poder de mercado – obtido pela interação entre a participação de mercado e a intensidade de concorrência –, ainda que, em geral, apresentem o esperado sinal negativo, são pouco robustos e raramente significantes. Todas as variáveis utilizadas como medidas de controle da função de produção mantiveram os sinais esperados e significância, o que confirma a segurança na especificação da função de produção. Este fato mantém-se para todos os testes realizados ao longo deste artigo, a partir do modelo básico de função de produção construído na tabela 1.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com o crescimento econômico brasileiro e a constituição de conglomerados financeiros que operam com volumes financeiros cada vez maiores, é interessante entender como a oferta de empréstimos no setor bancário reage às mudanças de poder de mercado e de ganhos de eficiência que podem decorrer deste processo.

Este artigo contribui para as discussões sobre o setor bancário brasileiro, ao distinguir e estimar os efeitos de ganhos de escala e de exercício do poder de mercado unilateral e coordenado sobre a oferta de empréstimos bancários.

Os resultados trazem evidências de uma relação positiva entre intensidade de concorrência no mercado bancário e volume de empréstimo. Esta relação dá-se, sobretudo, pela via de exercício de poder coordenado, não havendo evidências robustas de exercício de poder de mercado unilateral, identificado por meio da interação entre intensidade de concorrência e a participação de mercado de cada conglomerado financeiro. Esses resultados são consistentes com o esperado para um mercado com elevados custos de mudança (*switching costs*), que têm por efeito a redução da rivalidade

entre as empresas, independentemente de seu porte. Embora a investigação empírica aqui empreendida não mensure custos de mudança, trata-se de uma hipótese plausível para a indústria bancária, merecendo aprofundamento em pesquisas futuras.

As estimações da função de produção de empréstimos bancários também indicam que o maior porte do conglomerado financeiro está associado a maiores volumes de empréstimos, o que é consistente com o aproveitamento de economias de escala. Os ganhos de eficiência observados são relevantes e significantes para todas as especificações testadas. Esses resultados são robustos para diferentes medidas da intensidade de concorrência, tendo sido utilizadas uma medida estrutural, o *HHI*, e outra baseada na conduta dos bancos, o modelo de Panzar e Rosse (1987). Para esta medida comportamental, foram também utilizadas duas especificações, uma das quais, consistente com o modelo original, admite apenas monotonicidade fraca para o parâmetro de conduta estimado. Os resultados e a significância dos parâmetros são consistentes entre as várias especificações realizadas.

A abordagem empregada neste artigo pode vir a ser estendida para a análise de casos concretos de atos de concentrações horizontais, os quais ainda carecem de normatização específica sobre procedimentos e metodologias para avaliar e aprovar fusões e aquisições com a devida atenção às questões antitruste. Ao permitir estimar os efeitos de ganhos de escala e de exercício unilateral e coordenado de poder de mercado sobre a oferta de empréstimos do setor bancário brasileiro, os resultados podem ser utilizados para simular os efeitos líquidos de uma fusão sobre o volume de empréstimos, sem a necessidade de hipóteses adicionais sobre a estrutura de concorrência no setor bancário ou de dados, nem sempre disponíveis, para a estimação de demanda por produtos bancários. Dado o princípio de *consumer surplus standard*, utilizado no Brasil, a análise dos efeitos de fusões sobre a oferta de empréstimos (e de outros serviços bancários) pode ser suficiente para orientar eventuais intervenções da autoridade responsável pela avaliação dos efeitos concorrências de fusões e aquisições.

Também como proposta para futuros trabalhos, apontamos que os testes sobre efeitos de poder de mercado e eficiência podem se estender para uma versão que incorpore as alterações esperadas dos níveis de estabilidade do sistema financeiro, podendo, assim, ser apontadas questões relacionada ao *trade-off* não consensual de estabilidade e competição do setor bancário.

REFERÊNCIAS

- ACKERBERG, D.; CAVES, K.; FRAZER, G. **Structural identification of production functions**. Arizona: University of Arizona, 2005.
- ARAÚJO L. A.; JORGE NETO P. M. Risco e competição bancária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 2, p. 175-200, 2007.

BECK, T.; LEVINE, R.; LOAYZA, N. Finance and the sources of growth. **Journal of Financial Economics**, v. 58, p. 261-300, 2000.

BELAISCH, A. **Do Brazilian banks compete?** Washington: IMF, 2003. (IMF Working Paper, n. 03/113).

BERGER, A. N.; HUMPHREY, D. B. Efficiency of financial institutions: international survey and directions for future research. **European Journal of Operational Research**, v. 98, n. 2, p. 175-212, 1997.

BERGER, A. N.; KLAPPER, L. F.; TURK-ARISS, R. Bank competition and financial stability. **Journal of Financial Services Research**, v. 35, n. 2, p. 99-118, 2009.

BIKKER, J. A.; HAAF, K. Measures of competition and concentration in the banking industry: a review of the literature. **Economic and Financial Modelling**, v. 9, n. 2, p. 53-98, 2002.

BOONE, J. Optimal competition: a benchmark for competition policy. **The Economic Journal**, v. 118, n. 531, p. 1245-1261, 2008.

BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution concept is identified. **Economic Letters**, v. 10, p. 87-92, 1982.

CARDOSO, M. R.; AZEVEDO, P. F.; BARBOSA, K. Concorrência no setor bancário brasileiro: bancos individuais versus conglomerados bancários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 1, p. 113-146, 2016.

CHAMBERLIN, E. H. **Theory of monopolistic competition**. Massachusetts; London: Harvard University Press; Cambridge University Press, 1933.

DIVINO, J. A.; SILVA, M. S. Estabilidade financeira e estrutura de mercado: evidências internacionais. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC*, 38., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2010.

FREIXAS, X.; ROCHET, J. C. **Microeconomics of banking**. Massachusetts: The MIT Press, 2007.

HALL, R. E. **Market structure and macroeconomic fluctuations**. Washington: Brookings, 1986. (Brookings Papers on Economic Activity, n. 2).

JAYME JUNIOR, F. G.; MISSIO, F. J.; OLIVEIRA, A. M. H. C. **Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico**: teoria e evidência empírica para os estados brasileiros (1995-2004). Belo Horizonte: UFMG, 2010.

KRAUSE, K.; TABAK, B. M. **Eficiência bancária**: uma aplicação DEA para os segmentos bancários no Brasil. Brasília: Banco Central do Brasil, 2004. (Relatório de Estabilidade Financeira).

LAU, L. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. **Economic Letters**, v. 10, p. 93-99, 1982.

LEVINSOHN, J.; PETRIN, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. **Review of Economic Studies**, v. 70, n. 2, p. 317-342, 2003.

LOECKER, J.; WARZYNSKI, F. **Markups and firm-level export status**. Massachusetts: NBER, 2009. (Working Paper, n. 15198).

LUCINDA, C. **Is the Brazilian banking competitive?** [s.l.]: [s.d.], 2008. Mimeografado.

MUELLER, D. Efficiency versus market power through mergers. *In*: NEUMANN, M.; WEIGAND, J. (Eds.). **The International Handbook of Competition**. Cheltenham: Edward Elgar, 2004.

NAKANE, M. I.; ROCHA, B. **Concentração, concorrência e rentabilidade no setor bancário brasileiro: uma visão atualizada**. São Paulo: Febraban, 2010.

OLLEY, S.; PAKES, A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. **Econometrica**, v. 64, n. 6, p. 1263-1297, 1996.

PANZAR J.; ROSSE J. Testing for “monopoly” equilibrium. **Journal of Industrial Economics**, v. 35, p. 443-456, 1987.

SOUZA, S. Levinsohn and Petrin’s (2003) methodology works under monopolistic competition. **Economics Bulletin**, v. 12, n. 6, p. 1-11, 2006.

STAUB, R. B.; SOUZA, G.; TABAK, B. M. **Evolution of bank efficiency in Brazil: a DEA approach**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2009. (Working Paper Series, n. 200).

TABAK, B. M.; CRAVEIRO, G. L.; CAJUEIRO, D. O. **Eficiência bancária e inadimplência: testes de causalidade**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2010. (Textos para Discussão, n. 220).

TABAK, B. M.; KRAUSE, K.; PORTELLA, G. R. Eficiência bancária: o valor intrínseco na função de produção. **Revista de Administração**, v. 40, n. 4, p. 361-379, 2005.

TECLES, P.; TABAK, B. M. **Determinants of bank efficiency: the case of Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2010. (Working Paper Series, n. 210).

YASAR, M.; RACIBORSKI, R.; POI, B. Production function estimation in Stata using the Olley and Pakes method. **The Stata Journal**, v. 8, n. 2, p. 221-231, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

MELLO, J. M. P. Atos de concentração e conduta no setor bancário. *In*: FIÚZA, E. P. S.; DA MOTTA, R. S. (Orgs.). **Métodos quantitativos em defesa da concorrência e regulação econômica**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006.