

Avaliação do Processo de Concentração-Competição no Setor Bancário Brasileiro

Marcos Soares da Silva

Dezembro, 2014

Trabalhos para Discussão



377

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 377	dezembro	2014	p. 1-27
--------------------------	----------	--------	----------	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo – *E-mail*: francisco-marcos.figueiredo@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail*: eduardo.lima@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 377.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

E-mail: editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Divisão de Atendimento ao Cidadão

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <<http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO>>

Avaliação do Processo de Concentração-Competição no Setor Bancário Brasileiro

Marcos Soares da Silva*

Resumo

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do autor e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Este artigo avalia o processo de concentração do mercado de crédito bancário no Brasil. O painel de dados não balanceado cobre o período de 2000-2013, compreendendo conglomerados financeiros e instituições financeiras que não integram conglomerados. O estudo investiga empiricamente como a concentração é afetada pela competição bancária, mediante estimação da H-estatística de Panzar-Rosse e do Indicador de Boone. Os resultados suportam a tese de que a concentração é explicada, em parte, pelo aumento da competição entre os grandes bancos. Este estudo identifica que a indústria bancária brasileira opera em competição monopolística e que, mesmo em segmentos de mercado cuja concentração é alta, existem significativas evidências de competição.

Palavras-chave: indústria bancária, competição, concentração.

Classificação JEL: D4, G21, L1

* Banco Central do Brasil. Email: marcos.soares@bcb.gov.br

1. Introdução

Sistemas financeiros são reconhecidamente marcados pela presença de falhas de mercado e assimetria de informações. Tais características justificam que esse seja um dos setores mais fortemente regulados da economia. Aludidas políticas regulatórias têm a finalidade de assegurar um ambiente de estabilidade financeira, promover a eficiência econômica e preservar a defesa da concorrência. Contudo, programas de regulamentação econômica podem envolver conflitos capazes de potencializar efeitos indesejáveis, tal como o de fragilizar a estabilidade financeira. Nesse sentido, competição constitui preocupação central na regulação prudencial porque impacta as condições de estabilidade financeira e outros aspectos relacionados à inclusão financeira (Bikker e Groeneveld (1998), Beck et al.(2006), Schaeck e Cihák (2010), Wagner (2010)).

O efeito da competição bancária ainda não é matéria pacificada na literatura econômica, tanto sob a perspectiva teórica quanto empírica. De um lado, com apoio na teoria de valor da firma, Keeley (1990) e Allen e Gale (2004) afirmam que, em ambientes de forte competição, os bancos teriam acentuados incentivos a tomar maiores riscos nas suas operações. Por sua vez, Chang e Velasco (2001) defendem que maior competição reduz os custos dos serviços bancários, embora possa prejudicar a estabilidade do sistema financeiro, porque os bancos tenderiam a operar com o mínimo capital permitido. Numa abordagem alternativa, Boyd e De Nicoló (2005) contra-argumentam que, num regime de menor competição, os bancos teriam poder de mercado, induzindo as firmas tomadoras de crédito bancário a assumir projetos de empreendimento mais arriscados, aumentando a chance de ocorrência de problemas de risco moral (como em Stiglitz e Weiss (1981)). Em ambas as hipóteses, a estabilidade do sistema financeiro seria prejudicada. No primeiro caso, com maior competição, a rentabilidade dos bancos seria reduzida porque o *spread* bancário seria menor e os bancos aceitariam financiar clientes e/ou operações de maior risco. No outro extremo, numa estrutura de mercado com menos concorrência, a elevação dos encargos financeiros apenas atrairia clientes de risco maior, aumentando a probabilidade de *default* de crédito. Boyd et al. (2009), assim como De Nicoló e Loukoianova (2007), encontram evidências empíricas de associação positiva entre concentração do mercado bancário e aumento do risco tomado pelos bancos.

Martínez-Miera e Repullo (2008) propõem um meio de reconciliar as duas correntes teóricas. Eles mostram que aludido comportamento monotônico entre competição e concentração pode transformar-se numa forma de U-invertido, caso se imponha a condição de imperfeita correlação de *default* entre as firmas tomadoras de crédito. Como as firmas que têm sucesso na execução dos projetos pagam os empréstimos, apesar do alto custo financeiro, pode-se ter uma queda do risco nos estágios iniciais do processo de aumento da competição bancária. Mas essa relação se inverteria a partir de quando a competição passa a ser excessivamente elevada.

Outra questão ainda em debate é se concentração de mercado reduz o grau de competição entre os bancos. Segundo o modelo de Panzar-Rosse (1987), mudanças nos preços dos fatores de produção teriam impactos na receita bruta dos bancos. Diversos estudos empíricos aplicaram esse modelo para avaliar competição bancária (por exemplo, Shaffer (1993), Vesala (1995), Coccorelli (1998) e Park (2009)).

Recentemente, Boone (2008) propôs uma medida mais flexível para avaliação da relação econômica entre competição e estrutura de mercado. Essa medida apresenta a vantagem de permitir que a análise da competição seja estendida a segmentos de mercado relevantes. Tabak et al.(2011) estimaram o Indicador de Boone, para a indústria bancária de 10 países da América Latina, durante o período de 2003-2008, tendo encontrado evidências de competição nesses mercados.

O objetivo deste estudo é investigar empiricamente se mudança no nível de concentração está associada com o grau de competição no mercado de crédito bancário no Brasil. Neste trabalho, também se pretende testar se concentração é um fenômeno associado a ganhos de eficiência dos bancos. A principal contribuição deste artigo consiste na estimação do grau de competição em mercados segmentados por modalidade de crédito, podendo os resultados ser utilizados para fins de monitoramento das condições de crédito.

O artigo está estruturado do seguinte modo. Na seção 2, são discutidos fatos estilizados da economia brasileira relacionados ao mercado de crédito. Na seção 3, descreve-se o modelo econométrico e o conjunto de dados utilizado. Nas seções 4 e 5, discute-se os resultados do modelo. Na seção 6, apresentam-se as conclusões do estudo, bem como sugestões de pesquisa sobre competição bancária.

2. Fatos estilizados do mercado de crédito brasileiro

Nos últimos anos, o Brasil tem vivenciado uma forte expansão da oferta de crédito. Esse processo deve-se tanto à inclusão de novos usuários quanto ao aumento de operações de antigos clientes dos bancos. O saldo de operações de crédito cresceu de 28,3% do PIB em 2000 para 56,1% do PIB no final de 2013, alcançando R\$2,7 trilhões.

A expansão do volume de negócios no mercado de crédito foi acompanhada de expressiva redução do *spread* bancário. Em média, o *spread* foi reduzido de 49,7% em 2000 para 27,4% em 2013, nas operações com pessoas físicas. Já nas operações com pessoas jurídicas, o *spread* bancário reduziu-se de 21,6% em 2000 para 13,7% em 2013. Outra mudança importante que ocorreu nesse período residiu na ampliação dos prazos médios das operações. No caso de pessoas físicas, o prazo médio da carteira de crédito dos bancos cresceu de 6,9 meses em 2000 para 70,6 meses em 2013. Já o prazo médio da carteira de pessoa jurídica passou de 12,8 meses em 2000 para 33,2 meses em 2013.

Em consequência de atos de fusões e aquisições ocorridos nesse período, bem como pelo suposto aumento da competição, a indústria bancária concentrou-se no Brasil, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1. Evolução da Concentração Bancária¹

	Ativo	Depósito	Crédito	Empréstimo	Financiamento	Rural	Imobiliário
Ano:2000							
CR4	51,7%	51,3%	52,9%	49,8%	37,8%	80,2%	91,8%
CR8	67,0%	67,9%	67,9%	65,3%	55,0%	89,7%	95,7%
HHI	838,6	841,5	870,9	773,9	535,8	3.382,4	6.585,9
Ano:2007							
CR4	53,2%	54,9%	53,4%	53,1%	51,2%	74,0%	86,7%
CR8	73,4%	74,7%	75,5%	73,8%	76,3%	84,6%	97,7%
HHI	861,1	917,7	930,5	886,3	935,2	3.337,2	4.432,9
Ano: 2013							
CR4	69,4%	70,9%	71,4%	71,1%	62,9%	82,6%	90,7%
CR8	85,3%	86,5%	86,7%	87,0%	84,0%	91,0%	99,3%
HHI	1.338,0	1.386,7	1.441,7	1.420,6	1.239,0	4.520,6	4.855,9

Fonte: Banco Central do Brasil.

Esses números mostram que o mercado bancário brasileiro transformou-se em moderadamente concentrado no final do período examinado, sendo as modalidades

¹ CR4 e CR8 representam a proporção dos negócios dos 4 e 8 maiores bancos, respectivamente, em relação ao total do sistema financeiro. HHI é o índice de concentração de Herfindahl-Hirschman.

“crédito rural” e “crédito imobiliário” as que apresentam maior nível de concentração de mercado.

3. Modelo econométrico e definição da amostra

3.1 Modelo de Panzar-Rosse

Neste estudo, primeiramente será estimado um modelo mais geral de competição, em que todos os produtos do banco são considerados agregadamente. Para tanto, vamos utilizar o modelo de Panzar-Rosse, para avaliar o processo de competição prevalecente na indústria bancária brasileira. Seja a função receita do banco dada por $R_{it} = R(x_{it}, y_{1t})$, em que x_{it} é um vetor de produtos e y_{1t} é um vetor de variáveis exógenas que têm efeitos na renda dos bancos. Seja a função custo dos bancos dada por $C_{it} = C(x_{it}, w_{it}, y_{2t})$, em que C_{it} é um vetor de preço de insumos usados pelos bancos; w_{it} é o custo dos fatores de produção; e y_{2t} é um vetor de variáveis exógenas que afetam os custos de produção dos bancos. É possível que os vetores y_{1t} e y_{2t} tenham variáveis em comum.

A firma bancária resolve o problema de maximização de lucro ao operar num nível de produção em que o custo marginal seja igual à receita marginal, ou seja, $R'(x_{it}, y_{1t}) = C'(x_{it}, w_{it}, y_{2t})$. Considerando que essa condição é cumprida, Panzar e Rosse (1987) propõem que a soma das elasticidades da receita com relação ao preço de cada fator de produção constitui uma medida que pode ser usada para fins de aferição do grau de competição prevalecente em dada indústria. Tal medida, conhecida como H-Estatística, é então dada por:

$$H = \sum(\partial R/\partial w_i)(w_i/R) \quad (1)$$

em que w_i representa o preço do i -ésimo produto. Pode-se demonstrar que, para uma função lucro bem-comportada, um valor unitário ($H = 1$) dessa estatística é compatível com uma estrutura de mercado de competição perfeita, quando cada um dos fatores de produção seria remunerado de acordo com a sua produtividade marginal. Panzar e Rosse (1987) mostram que um valor não positivo ($H \leq 0$) denota que a indústria opera em monopólio, podendo existir uma firma dominante ou uma coalizão de firmas cartelizadas. Valores entre ($0 < H < 1$) são consistentes com estruturas de concorrência oligopolista

e/ou de competição monopolística. A validade desta proposição requer que a economia se encontre em equilíbrio de longo prazo (ver Nathan e Neave (1989) e Bikker et al (2006) sobre procedimentos de especificação do modelo de Panzar-Ross). A equação em forma reduzida da receita de um banco é dada por:

$$\ln(R_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(w_{1,it}) + \beta_2 \ln(w_{2,it}) + \beta_3 \ln(w_{3,it}) + \gamma_k \sum X_k + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que R_{it} representa a receita do banco i no período t ; w_1 é o custo de administração do banco; w_2 denota o custo de remuneração do capital próprio; w_3 é o custo de remuneração de captações, ou seja, depósitos e outras formas de fundos de terceiros usados pelo banco, para financiar suas operações ativas; X_k é um vetor de variáveis de controle que afetam as receitas dos bancos; ν_i é um termo que capta propriedades individuais não observáveis do banco i ; ε_{it} é o termo de resíduos que, por hipótese, admite-se seguir um processo IID com média zero e variância constante. A estatística H é obtida pela soma ($H = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$). Com vistas a evitar cálculos adicionais da média e respectivos desvios-padrão desses parâmetros, a Equação 1 será rearranjada, como em Park (2013), da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \ln(R_{it}) = & \alpha + \beta_1 \ln[(w_{1,it}) - \ln(w_{3,it})] + \beta_2 \ln[(w_{2,it}) - \ln(w_{3,it})] + \\ & (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) \ln(w_{3,it}) + \gamma_k \sum X_k + \nu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

de modo que o coeficiente da variável $\ln(w_{3,it})$ produza diretamente a estatística H , com a vantagem de que o desvio-padrão dessa estimativa pode ser usado para realização de testes de significância da mencionada estatística.

O modelo de Panzar-Rosse é válido para mercado em equilíbrio. Para testar essa hipótese, Shaffer (1982), Molyneux et al.(1996) e Park (2013) sugerem a seguinte equação de teste:

$$\ln(ROA_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(w_{1,it}) + \beta_2 \ln(w_{2,it}) + \beta_3 \ln(w_{3,it}) + \gamma_k \sum X_k + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que ROA_{it} representa o retorno do ativo do banco i no período t . Em equilíbrio, o retorno do ativo dos bancos não deve ser correlacionado com os preços dos fatores de produção. Assim sendo, nessa equação, a soma ($H' = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$) deveria ser nula. Contrariamente, um aumento no custo de fatores implicaria redução temporária da taxa de retorno do ativo dos bancos ($H' < 0$). Pelas razões antes tratadas, a Equação 4 será

rearranjada de modo que o coeficiente da variável $\ln(w_{3,it})$ incorpore o efeito agregado dos preços dos fatores:

$$\ln(\text{ROA}_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln[(w_{1,it}) - \ln(w_{3,it})] + \beta_2 \ln[(w_{2,it}) - \ln(w_{3,it})] + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) \ln(w_{3,it}) + \gamma_k \sum x_k + v_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Com esse procedimento, espera-se teoricamente que a hipótese nula, ($H = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$), não seja rejeitada, para cumprimento da condição de equilíbrio do mercado e validade da estatística H' a que se refere a Equação 3.

3.2 Indicador de Boone

O modelo de competição proposto por Boone (2008) é fundamentado na hipótese de que firmas com baixo custo marginal de produção operariam com margem operacional mais elevada. Essa condição permitiria que tais firmas eventualmente sacrificassem parcela da margem operacional, mediante redução do preço dos produtos e serviços, com o objetivo de obter maior participação de mercado. A intuição econômica desse modelo é que concentração de mercado decorre da expansão dos negócios das empresas mais eficientes.

Seguindo Leuvensteijn et al (2011) e Boone (2008), o modelo para a versão de participação de mercado é definido como segue:

$$\ln(\text{MS}_{yi}) = \alpha + \beta \ln(\text{CM}_{yi}) \quad (6)$$

em que MS_{yi} representa a participação de mercado do banco i na modalidade de serviço financeiro y ; CM_{yi} é o custo marginal do banco i na modalidade de serviço financeiro y , sendo o coeficiente β o Indicador de Boone. Normalmente, o sinal esperado de β é negativo, visto que bancos com baixo custo marginal ganhariam participação de mercado. Boone (2008) argumenta que quanto menor esse parâmetro for, maior será o grau de competição. Contudo, evidências empíricas mostram que o sinal de β também pode ser positivo. Nessa situação, bancos com custos marginais maiores ganhariam participação de mercado, prestando serviços diferenciados e serviços de excelência, para público que não decide sua demanda exclusivamente com base em preço, mas num pacote de serviços de conveniência.

O custo marginal não é uma variável publicamente observada. Apenas os agentes internos diretamente envolvidos com o planejamento estratégico da organização dispõem

de dados gerenciais sobre custos por unidade de negócio. Em face dessa limitação, o custo marginal será estimado mediante uso de dados disponíveis na base de dados do Cosif e da Central de Risco de Crédito, usando a seguinte especificação:

$$\ln(CT_{it}/W1_{it}) = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln(y_j) + \delta \ln(W2_{it}/W1_{it}) + T_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

em que CT_{it} representa o custo total do banco i no período t , centrado em relação à média de cada banco; W_1 é o custo de remuneração do capital próprio do banco; W_2 é o custo de captação de passivos onerosos; y_j é um vetor de produtos financeiros. Nesse modelo, são consideradas as seguintes modalidades de produtos: 1) Empréstimos e Títulos Descontados; 2) Financiamentos; 3) Financiamentos Rurais e Agroindustriais; 4) Financiamentos Imobiliários; 5) outras operações. Nessa última categoria, enquadram-se os demais ativos de renda de intermediação financeira, os quais envolvem operações realizadas com a finalidade de manutenção de liquidez, derivativos ativos, carteira de câmbio (ativo) e Outros Ativos não Usuais. Em seguida, o Indicador de Boone é estimado, segundo a seguinte especificação:

$$\ln(MS_{y_j,it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(CM_{y_j,it}) + \beta_2 E_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 Z_t + \beta_5 T_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

em que $MS_{y_j,it}$ denota a participação do banco i no segmento de mercado y_j , no período t ; $CM_{y_j,it}$ é o custo marginal do banco i no segmento de mercado y_j , no período t , obtido a partir da derivada parcial da função custo total em relação a cada modalidade de crédito tratada no parágrafo precedente; E_{it} é o índice de eficiência do banco i no período t ; X_{it} é um vetor de variáveis de controle das características do banco i no período t ; Z_t é um vetor de variáveis de controle das condições econômicas; T_t é um vetor de variáveis *dummies* usadas para controlar eventuais efeitos de tendência temporal; v_i representa os fatores individuais não observáveis; o último termo é o resíduo que, por hipótese, segue um processo assim definido: $\varepsilon_{i,t} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Com vistas a avaliar eventuais problemas de endogeneidade presentes nas Equações 3 e 8, procedemos ao teste de Sargan-Hansen. Conforme discussão feita por Schaeck e Cihák (2010) e Leuvensteijn et al (2011), esse problema pode ocorrer porque custos marginais e ganhos de participação de mercado (desempenho) são determinados simultaneamente. Além disso, é possível que haja também simultaneidade entre definição de custos de fatores e custo de produção. Nos exercícios realizados, não se rejeitou a hipótese nula de exogeneidade dos regressores. Com apoio nesses resultados, as

estimações foram realizadas usando o método de mínimos quadrados ordinários, para efeitos fixos e efeitos aleatórios. Em ambos os casos, a correção de autorrelação e heterocedasticidade foi feita seguindo os procedimentos recomendados por Newey e West (1987).

3.3 Descrição dos Dados

A amostra utilizada neste estudo envolve todos os conglomerados e instituições financeiras isoladas, em atividade durante o período de 2000-2013. Com vistas a abreviar futuras citações e referências, essas entidades serão tratadas, doravante neste texto, pelo codinome “bancos”. Os dados têm frequência trimestral e coincidem com as datas de levantamento de balanços e balancetes de março, junho, setembro e dezembro de cada ano. Os dados em nível de banco foram coletados das seguintes fontes: 1) Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF); e 2) Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR). Os dados macroeconômicos têm como fonte o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), do Banco Central do Brasil. O painel não balanceado é formado por 247 distintos bancos e 56 *cross-sections*, totalizando 7.684 observações. Entre 2000 e 2008, o número de bancos em operação reduziu-se de 159 para 129. Após então, esse número apresentou pequeno crescimento, alcançando 133 ao final de 2013.

A variável “Custo Total” (CT_{it}) é formada pelas despesas de intermediação financeira, inclusive as referentes a dívidas subordinadas e instrumentos híbridos de capital e dívidas; despesas administrativas, incluindo despesas de pessoal; outras despesas operacionais; e remuneração do capital próprio. Com essa definição, tenta-se incorporar ao estudo um conjunto de informação mais amplo sobre os efetivos custos associados às atividades operacionais dos bancos.

A remuneração do capital próprio foi imputada, considerando uma *proxy* de custo de oportunidade. Para esse propósito, foi usada a remuneração dos depósitos interfinanceiros. Desse modo, a razão entre “Remuneração do Capital Próprio” e “Patrimônio líquido” resulta na “Taxa de Remuneração do Capital Próprio” ($W_{1,it}$).

O “Custo de Captação dos Passivos Onerosos” ($W_{2,it}$) representa a taxa de remuneração média dos recursos de terceiros, tendo sido calculada como a razão entre

“Despesas de Captações”, acrescidas da remuneração de quase-capital², e “Passivo Oneroso”.

O “Custo Marginal” ($CM_{j,it}$), por modalidade de produtos, os quais envolvem operações de empréstimos, financiamentos, crédito rural e crédito imobiliário, foi obtido tomando a respectiva derivada parcial da função custo total, estimada segundo a Equação 8.

O “Índice de Eficiência” (E_{it}) é o escore de eficiência técnica do banco i , no período t , obtido pela estimação da função de produção da indústria bancária, usando técnicas não paramétricas de análise de envoltória. Para os propósitos deste trabalho, o vetor de insumos é constituído pelo saldo das operações de crédito, enquanto o vetor de produto corresponde às receitas efetivas de cada carteira de crédito, excluídas as despesas com provisões para perdas esperadas. Desse modo, o escore estimado pode ser interpretado como sendo a distância que o banco i se encontra da fronteira eficiente, no período t . Uma rica discussão sobre eficiência bancária para o caso brasileiro pode ser encontrada em Staub et al (2009).

A “Receita Total” (R_{it}) corresponde ao cômputo das receitas de intermediação financeira, compreendendo: a) rendas de operações de crédito; b) rendas de títulos e valores mobiliários; c) rendas de operações de câmbio; d) rendas de aplicações em moedas estrangeiras e aplicações compulsórias; e) receitas de serviços (envolvendo tarifas bancárias; rendas de prestações de outros serviços financeiros; e rendas de garantias prestadas); f) outras receitas operacionais.

A variável ROA_{it} mede a rentabilidade do ativo total ajustado. O índice constitui uma média da razão entre “Lucro Líquido” (LL) e o ativo médio do período de apuração. O Lucro Líquido representa a renda residual após pagamento de todos os fatores de produção, constituição de provisões para riscos de negócio, reconhecimento de perdas e pagamento de tributos e contribuições.

O vetor X_{it} incorpora variáveis *dummies* que descrevem as características individuais dos bancos. Quanto ao controle de capital, foram consideradas as seguintes classes: banco público federal; banco público estadual; banco privado nacional; banco

² Remuneração de dívidas subordinadas e instrumentos híbridos de capital e dívidas.

privado com controle estrangeiro; e banco privado com participação estrangeira. Para controlar efeitos de escala, os bancos foram classificados quanto ao porte em: grande, médio, pequeno e microporte, segundo critérios utilizados pela supervisão bancária brasileira. No que diz respeito ao ramo econômico predominantemente explorado, os bancos foram agrupados em: banco de atacado e *middle market*, banco de tesouraria e negócios, banco de crédito, banco complexo, banco de montadora e banco de desenvolvimento.

O vetor Z_{it} incorpora variáveis macroeconômicas, as quais têm a finalidade de controlar fatores do ambiente econômico que possam afetar as principais variáveis de interesse do presente estudo. As seguintes variáveis foram consideradas: a) Produto Interno Bruto (PIB) a preço de mercado (Índice Trimestral, base móvel – média do ano anterior igual a 100 – IBGE – SCNTR/SCN 2000); e b) média trimestral da taxa Selic.

3.4 Testes de Raiz Unitária

O teste de Fisher é uma versão multivariada dos testes de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron, proposto por Maddala e Wu (1999). Esse teste consiste na realização de N testes de raiz unitária, para cada indivíduo do painel. A estatística de teste é dada por $P_\lambda = -2 \sum \ln(p_i)$, sendo p_i o p-valor referente a cada indivíduo do painel. P_λ possui distribuição χ^2 com $2N$ graus de liberdade. A hipótese nula é que os dados sejam não estacionários. A equação de teste pode incluir termos determinísticos e o número de defasagens do termo aumentado na especificação ADF deve ser determinado de modo a produzir resíduos não correlacionados. Choi (2001 apud Baltagi, 2008) propôs a seguinte estatística para o teste de Fisher:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{i=1}^T \Phi^{-1}(p_i) \quad (9)$$

em que Φ é a função de distribuição acumulada normal. Como $0 \leq p_i \leq 1$, então $\Phi^{-1}(p_i)$ possui distribuição $N(0, 1)$. O autor demonstrou que quando T tende a infinito, Z converge para $N(0, 1)$. O resultado da aplicação dos testes de raiz unitária é apresentado na Tabela 2.

Tabela 2. Testes de Raiz Unitária

Variável	Fisher-ADF ¹		TD ²	LAG
	Choi Z	P-Valor		
Custo Total	-56,12***	0,0000	0	4
Custo Marginal (Empréstimos)	-25,90***	0,0000	0	0
Custo Marginal (Financiamentos)	-22,21***	0,0000	0	0
Custo Marginal (Rural)	-19,71***	0,0000	0	0
Custo Marginal (Imobiliário)	-13,02***	0,0000	0	0
Participação de Mercado (Empréstimos)	-3,23***	0,0006	0	0
Participação de Mercado (Financiamentos)	-7,35***	0,0000	0	0
Participação de Mercado (Rural)	-5,69***	0,0000	0	0
Participação de Mercado (Imobiliário)	-2,08**	0,0189	0	0
Índice de Eficiência	-41,48***	0,0000	0	0
Custo de Captação	-65,36***	0,0000	0	4
Custo de Capital	-10,71***	0,0000	0	4
Retorno do Ativo (ROE)	-24,68***	0,0000	0	4

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

(1) Corresponde à média das defasagens selecionadas nas equações individuais.

(2) Termo de tendência estocástica.

Portanto, de acordo com o referido teste, a níveis de significância menores do que 2%, rejeita-se a hipótese nula de não-estacionariedade do painel.

4. Discussão dos resultados

4.1 Avaliação da Hipótese de Equilíbrio de Mercado

Na Tabela 3, são apresentados os resultados da estimação da Equação 5, a qual tem a finalidade de avaliar se o mercado de crédito brasileiro operava em condições de equilíbrio durante o período examinado. Na oportunidade, não é ocioso lembrar que a hipótese subjacente neste exercício é verificar que o retorno do ativo é não correlacionado com os custos de fatores. Foram estimadas três especificações do modelo, as quais diferem entre si apenas pela inclusão de variáveis de controle. Para cada modelo, as regressões foram estimadas considerando tanto efeitos aleatórios (RE) quanto efeitos fixos (FE).

Tabela 3. Estimação da Equação 5: Teste da Condição de Equilíbrio

Variável Explicativa	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
W ₃	0,0119 (0,0287)	0,0097 (0,0300)	0,0091 (0,0293)	0,0068 (0,0307)	0,0085 (0,0293)	0,0075 (0,0307)
W ₁ -W ₃	-0,0498*** (0,0035)	0,0529*** (0,0045)	0,0504*** (0,0036)	0,0536*** (0,0357)	0,0504*** (0,0357)	0,0534*** (0,0039)
W ₂ -W ₃	-0,0345 (0,0220)	-0,0494** (0,0232)	-0,0421* (0,0227)	-0,0587** (0,0234)	-0,0426* (0,0228)	-0,0574** (0,0240)
E			0,0002 (0,0385)	0,0013 (0,0041)	0,0003 (0,0038)	0,0013 (0,0041)
PIB					-0,0240** (0,0119)	-0,0267** (0,0120)
Selic					0,4641 (0,3463)	0,5378 (0,3477)
Banco Grande					0,0699 (0,3192)	0,3243 (0,3713)
Banco Público					-0,2623 (0,4536)	-3,9284* (2,2089)
Banco Estrangeiro					0,0853 (0,2334)	0,3081 (0,5191)
Obs.	7.734	7.734	7.734	7.734	7.734	7.734
R ²	0,1383	0,1362	0,1383	0,1359	0,1388	0,0945
Teste Wald	612,04 0,0000	33,61 0,0000	621,95 0,0000	28,74 0,0000	622,04 0,0000	25,04 0,0000

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Desvio-padrão entre parênteses.

Não se rejeita a hipótese de que o coeficiente da variável $\ln(w_{3,it})$, da Equação 5, seja igual a zero. Isso sugere que, em equilíbrio, o retorno dos bancos no Brasil não tem associação com o preço dos fatores de produção. Ressalte-se ainda que esse resultado mantém-se praticamente inalterado após a inclusão das variáveis de controle, indicando que as características individuais dos bancos não exercem impactos relevantes nos parâmetros estimados.

4.2 Estatística-H de Panzar-Rosse

Os resultados da estimação da Equação 3, cuja finalidade é avaliar se o preço dos fatores de produção têm associação positiva com a receita dos bancos, são apresentados na Tabela 4. Conforme anteriormente discutido, a Estatística-H de Panzar-Rosse é definida como sendo a soma da elasticidade da receita relativamente a variações nos preços dos fatores de produção. Aqui, também, foram estimadas três especificações do

modelo, que diferem entre si pela inclusão de variáveis de controle. Referidos modelos foram estimados para efeitos aleatórios e efeitos fixos. Ambos os resultados são reportados, embora o teste de Hausman sugira que características individuais não observáveis sejam relevantes e devam ser consideradas na estimação.

Tabela 4. Estimação da Equação 3: Modelo Panzar-Rosse

Variável explicativa	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
H	0,9545*** (0,0154)	0,8813*** (0,0181)	0,9090*** (0,0150)	0,8272*** (0,0182)	0,9035*** (0,0153)	0,8319*** (0,0182)
W ₁ -W ₃	0,0610*** (0,0046)	0,0621*** (0,0048)	0,0592*** (0,0045)	0,0609*** (0,0048)	0,0589*** (0,0044)	0,0606*** (0,0048)
W ₂ -W ₃	0,6023*** (0,0129)	0,5783*** (0,0134)	0,5556*** (0,0130)	0,5269*** (0,0138)	0,5526*** (0,0131)	0,5331*** (0,0138)
E			0,0167*** (0,0010)	0,0144*** (0,0011)	0,0166*** (0,0011)	0,0144*** (0,0011)
PIB			0,0336*** (0,0033)	0,0366*** (0,0033)	0,0339*** (0,0033)	0,0363*** (0,0033)
Selic			-0,0142 (0,0931)	0,0166 (0,0928)	0,0120 (0,0931)	0,234 (0,0926)
Banco Grande					0,2107** (0,0952)	0,1928** (0,1014)
Banco Público					0,2052 (0,4536)	2,1005*** (2,2089)
Banco Estrangeiro					-0,0991 (0,0823)	-0,6088*** (0,1373)
Obs.	7.530	7.530	7.530	7.530	7.530	7.530
R ²	0,8413	0,8383	0,8531	0,8498	0,8495	0,7482
Teste Wald	6.751,80 0,0000	320,64 0,0000	7.779,34 0,0000	296,28 0,0000	7.796,81 0,0000	258,94 0,0000

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Desvio-padrão entre parênteses.

O teste de Wald rejeita a hipótese de presença de estrutura de mercado não concorrencial, ou seja, ($H = 0$), ao nível de significância de 1%. Esse teste também rejeita fortemente a hipótese de que o mercado bancário brasileiro opera em competição perfeita, isto é, ($H = 1$), em todas as especificações estimadas do modelo.

Na especificação em que se controla a regressão para efeitos macroeconômicos, tipos de bancos e fatores individuais não observados, encontrou-se o valor ($H = 0,8319$), significativo a 1%. Esse resultado é consistente com a hipótese de concorrência monopolista.

A reestimação do modelo para subamostras evidencia que o grau de competição apresentou significativa variação no período examinado.

Tabela 5. Evolução da Competição Bancária: Mercado de Crédito

Período	H-Estatística	Erro-padrão	Núm. Obs
2000-2013	0,8319***	0,0182	7.503
2000-2003	0,5637***	0,0410	2.379
2004-2007	0,9195***	0,0507	2.055
2008-2013	0,8743***	0,0358	3.069

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** denota significância < 1%

Conforme se pode observar na Tabela 5, no período 2000-2003, o nível de competição no mercado bancário de crédito no País era substancialmente menor do que o que se presenciou no período final da amostra. Registrou-se pronunciado crescimento do grau de competição no período de 2004-2007, quando o crédito, principalmente privado, apresentou forte expansão. No período mais recente, percebe-se moderada redução da competição entre os bancos.

5. Avaliação da competição bancária por segmento

5.1 Estimação do Indicador de Boone: Empréstimos e Títulos Descontados

Na Tabela 6, apresentam-se os resultados da estimação da Equação 8, para a modalidade de crédito “Empréstimos e Títulos Descontados”. Estimamos três especificações do modelo, que diferem entre si pela inclusão de variáveis de controle. Foram reportados os resultados para a estimação que considera efeitos aleatórios e a que considera efeitos fixos para fatores individuais não observáveis, embora o principal resultado de interesse não seja estatisticamente diferente nos dois casos examinados.

Tabela 6. Estimaco da Equaco 8: Indicador Boone – Emprstimos e Ttulos Descontados

Varivel Explicativa	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CM	-0,2645*** (0,0078)	-0,2626*** (0,0079)	-0,2799*** (0,0079)	-0,2821*** (0,0183)	-0,2800*** (0,0080)	-0,2828*** (0,0079)
E			0,0195*** (0,0015)	0,0183*** (0,0015)	0,0195*** (0,0015)	0,0181*** (0,0015)
PIB			0,0169*** (0,0035)	0,0172*** (0,0035)	0,0169*** (0,0035)	0,0173*** (0,0034)
Selic			-0,5191 (0,1007)	-0,5242 (0,1001)	-0,5185 (0,1011)	-0,5246 (0,1010)
Banco Grande					0,5235*** (0,1010)	0,3696*** (0,1014)
Banco Pblico					-1,5479*** (0,3530)	-0,1096 (0,6028)
Banco Estrangeiro					-0,0310 (0,1292)	-0,1492 (0,1473)
Obs.	6.585	6.585	6.585	6.585	6.585	6.585
R ²	0,1541	0,1541	0,1812	0,1813	0,1817	0,1831
Teste Wald	1.146,91 0,0000	82,72 0,0000	1.398,66 0,0000	82,73 0,0000	1.438,41 0,0000	71,16 0,0000

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Desvio-padro entre parnteses.

O resultado encontrado mostra moderado nvel de competio nesse mercado (*Indicador de Bonne* = $-0,2828$), o que significa que as firmas com menor custo marginal de produo ganharam participao de mercado. Outro resultado bastante sugestivo  que a varivel de controle E_{it} apresenta sinal positivo e altamente significativa nas especificaces estimadas, suportando a tese de que a concentrao de mercado pode ser explicada pela conduta estratgica dos bancos mais eficientes.

Controlando para efeitos fixos, a concentrao de mercado  mais influenciada pela ao de grandes bancos. Para esse mercado especificamente, as variveis *dummies*, para controle do tipo de controle e de porte, indicam que bancos pblicos e bancos estrangeiros no tm efeito estatisticamente significativo na estrutura de mercado.

Na Tabela 7, apresenta-se a evoluo da competio na modalidade emprstimos e ttulos descontados.

Tabela 7. Evolução da Competição Bancária: Empréstimos e Títulos Descontados

Período	Indicador de Boone	Erro-padrão	Núm. Obs
2000-2013	-0,2828***	0,0079	6.585
2000-2003	-0,2290***	0,0124	2.092
2004-2007	-0,2934***	0,0131	1.856
2008-2013	-0,2093***	0,0132	2.637

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** denota significância < 1%.

Esses números mostram que houve um moderado aumento da competição entre 2004 e 2007, mas que tal processo foi revertido nos anos recentes. Tal comportamento é consistente com o sinal da variável PIB, usada para controle do efeito do ciclo econômico no processo de concentração do mercado. A relação positiva encontrada sugere que a concentração desse segmento é pró-cíclica. Por outro lado, a variável SELIC apresenta associação negativa com o processo de concentração do mercado, sinalizando que a expansão das operações é freada em função do aumento dos custos financeiros.

5.2 Estimação do Indicador de Boone: Financiamentos

Os resultados da estimação da Equação 8 para a modalidade “Financiamentos” são apresentados na Tabela 8, a qual reporta seis especificações do modelo, envolvendo variações para o caso de efeitos aleatórios, bem como efeitos fixos, para controle de fatores individuais não observáveis.

Tabela 8. Estimação da Equação 8: Indicador Boone – Financiamentos.

Variável explicativa	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CM	-0,4373*** (0,0088)	-0,4390*** (0,0088)	-0,4618*** (0,0088)	-0,4636*** (0,0088)	-0,4639*** (0,0080)	-0,4653*** (0,0088)
E			0,0274*** (0,0019)	0,0252*** (0,0019)	0,0279*** (0,00159)	0,0251*** (0,0019)
PIB			0,0275*** (0,0043)	0,0276*** (0,0042)	0,0277*** (0,0043)	0,0277*** (0,0043)
Selic			-0,8023*** (0,1239)	-0,8095*** (0,1227)	-0,8043*** (0,1246)	-0,8111*** (0,1226)
Banco Grande					0,6543*** (0,1159)	0,4141*** (0,1167)
Banco Público					0,6723* (0,3451)	-0,2427 (0,6921)
Banco Estrangeiro					-0,0244 (0,1416)	-0,3013 (0,1692)
Obs.	5.736	5.736	5.736	5.736	5.736	5.736
R ²	0,3212	0,3212	0,3530	0,3533	0,3550	0,3550
Teste Wald	2.628,38 0,0000	186,97 0,0000	3.019,73 0,0000	177,64 0,0000	3.107,54 0,0000	152,05 0,0000

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Desvio-padrão entre parênteses.

O coeficiente de maior interesse estimado revela um nível maior de competição na modalidade de crédito de financiamento de bens (*Indicador de Bonne* = $-0,4653$). Novamente, esse resultado corrobora a tese de que bancos com menores custos marginais conquistam participação de mercado. O sinal positivo da variável de controle, E_{it} , reforça o fato de que competição por novos clientes e mercados tem associação com o grau de eficiência da instituição bancária.

No mercado de crédito voltado para financiamento de consumo e de atividade produtiva, o crescimento da participação de mercado é pró-cíclico, sendo favorecido pelo aumento do nível de atividade econômica e pela estabilidade da política monetária, como se pode inferir a partir dos sinais dos coeficientes das variáveis de controle PIB e Selic, os quais se apresentam fortemente significantes. A Tabela 9 mostra a evolução da competição na modalidade “financiamento”.

Tabela 9. Evolução da Competição Bancária: Financiamento

Período	Indicador de Boone	Erro-padrão	Núm. Obs
2000-2013	-0,4618***	0,0088	5.736
2000-2003	-0,2718***	0,0152	1.856
2004-2007	-0,3898***	0,0159	1.600
2008-2013	-0,4044***	0,0133	2.280

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** denota significância < 1%

Esses números revelam que houve um crescimento da competição nos três subperíodos da amostra examinada. Não se encontraram evidências suficientes para afirmar que a ação de bancos públicos tenha efeitos significantes no processo de concentração do mercado de financiamento. Semelhantemente, não foram significantes as *dummies* usadas para controle de bancos estrangeiros.

5.3 Estimação do Indicador de Boone: Financiamentos Rurais e Agroindustriais

A Tabela 10 apresenta os resultados da estimação da Equação 8, para a modalidade “Financiamentos Rurais e Agroindustriais”.

Tabela 10. Estimação da Equação 8: Indicador Boone – Financiamentos Rurais e Agroindustriais

Variável Explicativa	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CM	-0,2772*** (0,0124)	-0,2746*** (0,0124)	-0,2851*** (0,0125)	-0,2822*** (0,0124)	-0,2915*** (0,0125)	-0,2868*** (0,0124)
E			0,0380*** (0,0043)	0,0362*** (0,0042)	0,0388*** (0,0042)	0,0362*** (0,0042)
PIB			0,0224*** (0,0058)	0,0224*** (0,0045)	0,0227*** (0,0046)	0,0226*** (0,0045)
Selic			-0,3049** (0,1317)	-0,83041*** (0,1305)	-0,3110*** (0,1320)	-0,3093*** (0,1297)
Banco Grande					0,4604*** (0,0776)	0,3942*** (0,0770)
Banco Público					0,3566 (0,3245)	-0,0350 (0,4414)
Banco Estrangeiro					0,3059 (0,1976)	0,1274 (0,2172)
Obs.	2.034	2.034	2.034	2.034	2.034	2.034
R ²	0,1981	0,1980	0,3074	0,3036	0,4706	0,4219
Teste Wald	562,24 0,0000	39,34 0,0000	642,67 0,0000	40,57 0,0000	754,50 0,0000	36,26 0,0000

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Desvio-padrão entre parênteses.

O Indicador de Boone estimado para essa modalidade mostra moderado grau de competição nesse mercado de crédito (*Indicador de Bonne* = $-0,2868$). Referido resultado corrobora a tese de que bancos com baixo custo marginal têm maior chance de ganhar participação de mercado. Mais uma vez, o sinal positivo da variável de controle E_{it} reafirma o fato de que eficiência técnica constitui um elemento importante no processo de disputa por parcela de mercado.

A evolução da competição nesse segmento de mercado é apresentada na Tabela 11, para três subperíodos da amostra examinada.

Tabela 11. Evolução da Competição Bancária: Financiamentos Rurais e Agroindustriais

Período	Indicador de Boone	Erro-padrão	Núm. Obs.
2000-2013	-0,2868***	0,0124	2.034
2000-2003	-0,2234***	0,0199	648
2004-2007	-0,2283***	0,0233	575
2008-2013	-0,3596***	0,0196	811

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** denota significância < 1%.

Os números mostram que houve crescimento da competição nesse mercado apenas no último período da amostra, com redução nos dois períodos intermediários. A participação de bancos públicos e estrangeiros parece não ser importante no processo de competição-concentração desse mercado. Contudo, os bancos grandes possuem vantagens comparativas. O padrão pró-cíclico da concentração de mercado está também presente nesse segmento do mercado de crédito.

5.4 Estimação do Indicador de Boone: Financiamentos Imobiliários

A Tabela 12 apresenta os resultados da estimação da Equação 8, para “Financiamentos Imobiliários”.

Tabela 12. Estimação da Equação 8: Indicador Boone – Financiamento Imobiliário

Variável Explicativa	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)	(RE)	(FE)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CM	-0,5597*** (0,0141)	-0,5596*** (0,0141)	-0,5663*** (0,0142)	-0,5675*** (0,0143)	-0,5711*** (0,0142)	-0,5702*** (0,0143)
E			0,0763*** (0,0123)	0,0727*** (0,0123)	0,0815*** (0,0123)	0,0745*** (0,0123)
PIB			0,0347*** (0,0066)	0,0351*** (0,0066)	0,0347*** (0,0067)	0,0350*** (0,0061)
Selic			-0,9259*** (0,1898)	-0,9244*** (0,1895)	-0,9286*** (0,1904)	-0,9227*** (0,1887)
Banco Grande					0,4343*** (0,0966)	0,3435*** (0,0970)
Banco Público					2,1102*** (0,5089)	-0,6199 (0,7828)
Obs.	1.441	1.441	1.441	1.441	1.441	1.441
R ²	0,6361	0,6361	0,6600	0,6601	0,6630	0,6633
Teste Wald	2.682,69 0,0000	171,65 0,0000	2.682,69 0,0000	156,71 0,0000	2.744,84 0,0000	142,04 0,0000

Nota: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Desvio-padrão entre parênteses.

Os resultados encontrados revelam que o segmento de crédito imobiliário apresenta nível de competição acima da média, quando comparado aos demais segmentos examinados no presente estudo (*Indicador de Boone* = $-0,5702$). Além do reduzido custo marginal, eficiência e escala de produção constituem fatores que explicam o crescimento da participação de mercado nesse segmento do crédito.

A evolução da competição nesse segmento de mercado é apresentada na Tabela 13, para os três subperíodos abaixo indicados.

Tabela 13. Evolução da Competição Bancária: Financiamentos Imobiliários

Período	Indicador de Boone	Erro-padrão	Núm. Obs.
2000-2013	-0,5702***	0,0143	1.441
2000-2003	-0,3100***	0,0239	451
2004-2007	-0,2351***	0,0241	382
2008-2013	-0,6679***	0,0206	608

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** denota nível de significância $< 1\%$.

Esses números revelam que houve crescimento da competição no mercado de crédito imobiliário no período seguinte a 2008. As variáveis *dummies* usadas para bancos públicos e bancos estrangeiros não se mostraram significantes. Finalmente, como nos

demais mercados examinados neste trabalho, crescimento da renda e estabilidade monetária são fatores que favorecem a competição.

6. Conclusão

Neste estudo, avaliou-se a associação entre concentração e competição no mercado de crédito brasileiro. Adicionalmente, testou-se empiricamente se concentração possui relação econômica com o grau de eficiência da firma bancária.

Os resultados mostraram que, no período examinado, o mercado de crédito bancário brasileiro passou por um moderado processo de concentração, exceto na modalidade de crédito de financiamento imobiliário. Apesar disso, não há indícios de que as condições gerais de competição tenham sido prejudicadas.

O modelo de Panzar-Rosse indicou que houve aumento da competição, principalmente entre 2004 e 2007, com pequena retração nos anos seguintes a 2008. Os resultados indicaram que o grau de competição foi maior no último quinquênio quando comparado ao início dos anos 2000.

O Indicador de Boone, aplicado às modalidades de crédito, confirma as conclusões feitas a partir do modelo de Panzar-Rosse, mostrando que houve aumento da competição no mercado de crédito, principalmente no período 2004-2007. Com exceção do segmento de operações de empréstimos, o qual apresentou pequeno recuo, observa-se um aumento da competição nas operações de financiamentos, bem como de crédito rural e de crédito imobiliário no período 2008-2013. Este último segmento destacou-se pela maior aceleração da competição, motivada principalmente pela entrada de importantes bancos no mercado de financiamentos imobiliários.

Observou-se que o nível de concentração é positivamente associado ao indicador de eficiência da firma bancária. Tal resultado sugere que bancos que operam com menores custos marginais e apresentam maior eficiência técnica ganharam participação de mercado. Praticamente todas as especificações dos modelos estimados sugerem que os maiores bancos apresentam vantagens comparativas e têm crescido no mercado de crédito, o que pode estar associado à exploração de possíveis ganhos de escala e/ou de escopo.

Finalmente, encontramos evidências de que o processo de concentração do mercado de crédito no Brasil, no período analisado, apresentou comportamento pró-cíclico e foi favorecido por um ambiente estável de política monetária, notadamente depois de 2003. Cumpre ainda destacar que tal concentração se deu num ambiente de inédita expansão do crédito bancário, redução dos custos dos serviços financeiros e ampliação do prazo médio da carteira de crédito.

A agenda de pesquisa sobre a relação empírica entre concentração e competição pode avançar no sentido de mensurar competição em mercados relevantes, ambiente no qual se poderia avaliar o comportamento dos bancos em mercados mais específicos, tais como financiamento de veículos, operações de financiamento de vendas com uso de cartão de crédito, financiamento de capital de giro das empresas não-financeiras. Sugere-se ainda que a pesquisa avance na direção de usar microdados em nível da operação de crédito, de modo a permitir que medidas de poder de mercado mais diretas e acuradas possam ser utilizadas em estudos de competição bancária.

Referências

- Allen, F.; Gale, D. (2004). Competition and financial stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 453-480.
- Baltagi, B. (2008) H. *Econometric analysis of panel data*. Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.
- Beck, T.; Demirguc-Kunt, A; Levine, R. (2006). Bank concentration, competition and crisis: First results. *Journal of Banking & Finance*, 30, 1581-1603.
- Bikker, J.; Groeneveld, J. (1998). Competition and concentration in the EU banking industry. *Research Series Supervision*, 8, De Nederlandsche Bank.
- Bikker, J.; Spierdijk, L.; Finnie, P. (2006). Misspecification of the Panzar-Rosse model: assessing competition in the banking industry. *DNB Working Papers*, 114, Netherlands Central Bank.
- Boone, J. (2008). A new way to measure competition. *Economic Journal*, 188, 1245-1261.
- Boyd, J.H.; De Nicoló, G. (2005). The theory of bank risk taking and competition revisited. *The Journal of Finance*, 60(3), 1329-1343.
- Boyd, J.H.; De Nicoló, G.; Jalal, A.M. (2009). Bank competition, risk and asset allocations. *IMF Working Paper*, 143.
- Chang, R.; Velasco, A. (2001). A model of financial crises in emerging markets. *The Quarterly Journal of Economics*, 116, 2, 489-517.

- Coccorelli, N. (1998). Assessing the competitive condition in the Italian bank system: some empirical evidence. *BNL Quarterly Review*, 205, 171-191.
- De Nicoló, G.; Loukoianova, E. (2007). Bank ownership, market structure and risk. *IMF Working Paper*, 215.
- Keeley, M.C. (1990). Deposit insurance, risk and market power in banking. *American Economic Review*, 80, 1183-1200.
- Leuvensteijn, M.V.; Bikker, J.; Rixtel, A.V.; Sorensen, C.K. (2011). A new approach to measuring competition in the loan markets of the Euro area. *Applied Economics*, 43, 3155-3167.
- Maddala, G.S.; Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 61, p. 631-652, 1999.
- Martínez-Miera, C.; R. Repullo (2008). Does competition reduce the risk of bank failure? *CEMFI Working Paper*, 801.
- Molyneux, P.; Thornton, J.; Lloyd-Williams, D.M. (1996). Competition and market contestability in Japanese commercial banking. *Journal of Economics and Business*, 48(1), 33-45.
- Nathan, A.; Neave, E.H. (1989). Competition and contestability in Canada's financial system: empirical results. *Canadian Journal of Economics*, 22(3), 576-594.
- Newey, W.K.; West, K.D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 5(3), 703-708.
- Panzar, J.C.; Rosse, J.N. (1987). Testing for monopoly equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, 35, 443-456.
- Park, K. (2009). Has bank consolidation in Korea lessened competition? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 651-667.
- Park, K.H. (2013). Testing for competition in the South Korean and Chinese commercial banking markets. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 42, 1, 56-75.
- Schaeck, K.; Cihák, M. (2010). Competition, efficiency, and soundness in banking: An industrial organization perspective. *Discussion Paper*, 68S, Tilburg University, Center for Economic Research.
- Shaffer, S. (1982). A nonstructural test for competition in financial markets. *Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition. Federal Reserve Bank of Chicago*, 225-243.
- Shaffer, S. (1993). A test of competition in Canadian banking. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25 (1) 49-61.
- Staub, R.B.; Souza, G.; Tabak, B.M. (2009). Evolution of bank efficiency in Brazil: a DEA approach. *WP Banco Central do Brasil*, 200.
- Stiglitz, J.E.; Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71, 3, 393-410.
- Tabak, B. M.; Fazio, D. M.; Cajueiro, D. O. (2011). The relationship between banking market competition and risk-taking: do size and capitalization matter? *WP Banco Central do Brasil*, 261.

Vesala, J. (1995). Testing for competition in banking: behavioral evidence from Finland. *Bank of Finland Studies*, E:1.

Wagner, W. (2010). Loan market competition and bank risk-taking. *Journal of Financial Services Research*, 37 (1), 71-81.