

Análise da Possibilidade de Rivalidade no Mercado Bancário Brasileiro entre 2000-2012*

Analysis of the Possibility of Rivalry in Brazilian Banking Market between 2000-2012

Mariana Araújo e Silva Bottrel**
Mariusia Momenti Pitelli***
Adelson Martins Figueiredo****

Resumo: A crise financeira mundial de 2008 alterou a arquitetura do setor bancário brasileiro através de grandes fusões e aquisições, que proporcionaram um aumento da concentração. Essa mudança causa preocupação sobre os níveis de concorrência do setor. A metodologia abordada envolve a análise da parcela de mercado apropriada pelos cinco maiores bancos no período e a sua oscilação. Associa, portanto, através de testes de raiz unitária, a instabilidade das séries temporais de market shares à possibilidade de rivalidade e de exercício de poder de mercado. Pode-se dizer que para o mercado de depósito total existe possível rivalidade para os bancos estudados, o que reduz a possibilidade do exercício de poder de mercado devido a um aumento da concentração.

Palavras-chave: Setor bancário. Concentração. Rivalidade.

Abstract: The global financial crisis of 2008 changed the architecture of the Brazilian banking sector through large mergers and acquisitions, which have provided an increase of the market concentration. This change causes concern about the levels of competition in the sector. The methodology discussed involves analysis of the market shares taken over by five largest banks and its oscillation. So it associates, using unit root procedures, the instability of time series of market share to the possibility of rivalry and of exercise of market power. The results indicated that in the total deposit market there is possible rivalry for the studied banks, which it reduces the possibility of the exercise of market power due to increased concentration.

Keywords: Banking Sector. Concentration. Rivalry.

JEL Classification: D4, G21, L22

* Este artigo é resultado da pesquisa de mestrado da primeira autora, com apoio financeiro da Capes.

** Mestra em Economia pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). E-mail: maribottrel@gmail.com

*** Doutora em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (Esaq/USP). Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). E-mail: mariusa@ufscar.br

**** Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). E-mail: adelson@ufscar.br

1 Introdução

Os bancos¹ possuem um papel fundamental para as economias capitalistas. Segundo Freitas (1997), os bancos são instituições que possuem um papel central na economia capitalista moderna, sendo criadores de moeda e intermediários financeiros. Como criadores de meios de pagamento, possuem uma importância fundamental na estabilidade do sistema monetário e financeiro. Ao cumprir a função de intermediários financeiros – relacionando poupadores, consumidores e investidores –, passam a ter um papel-chave na ampliação dos investimentos e um relacionamento intenso com diversos setores da economia.²

Segundo o texto clássico de Diamond (1984), que constrói a teoria da intermediação financeira, um intermediário tem o papel de monitorar os contratos de empréstimos. Esses contratos envolvem alguns custos e riscos (como a seleção adversa), mas, por causa da diversificação, os bancos fazem essa tarefa de modo menos custoso do que o relacionamento direto entre prestador e tomador. Esse é o cerne da função dos bancos.

Tendo isso em vista, o bom funcionamento do sistema bancário é essencial para oferta de produtos financeiros que atendam às necessidades da sociedade com eficiência, propiciando o crescimento econômico. Segundo Martins (2012), diversos trabalhos se interessam por essa temática, no caso brasileiro, devido à combinação de alta concentração e elevado custo de intermediação.

Por isso, o estudo de como os bancos se concentram e se comportam é fundamental para a análise da oferta de produtos, lucratividade, eficiência e, até mesmo, da solvência do sistema financeiro. Logo, quando ocorre qualquer mudança estrutural no mercado, é necessário observar os seus impactos sobre essas questões.

A crise financeira mundial de 2008 alterou a arquitetura do setor bancário brasileiro. Ao longo desse período, segundo Nakane e Rocha (2010), o mercado bancário atingiu níveis elevados de concentração, principalmente devido às operações de fusão e aquisição entre bancos de grande porte, como o Santander e o ABN Real, o Itaú e o Unibanco e o Banco do Brasil e a Nossa Caixa. Dessa forma, essa mudança na concentração do mercado merece uma investigação levando em consideração os impactos na concorrência.

Sendo assim, o objetivo deste artigo é verificar se existem condições para o exercício de poder de mercado no mercado bancário, por meio da análise de rivalidade. Dessa forma, dada a mudança na estrutura do setor bancário brasileiro após o estopim da crise financeira mundial em 2008, pode-se chegar a conclusões

1 Com o objetivo de simplificação do texto, o termo banco será utilizado também para conglomerados financeiros que possuam banco comercial.

2 Ressalta-se a importância do banco como criador de moeda.

se o aumento da concentração pode ou não se traduzir em preocupação para a concorrência.

O artigo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção trata do referencial teórico, enfatizando a importância do estudo do poder de mercado. A terceira seção é destinada à revisão bibliográfica, mostrando o que já foi feito sobre concorrência no setor bancário. A seção quatro é sobre a metodologia utilizada e a fonte de dados. A quinta seção mostra os resultados obtidos com a aplicação da metodologia e a sexta evidencia as considerações finais.

O estudo do poder de mercado entre as firmas é importante para analisar determinado setor. Segundo a teoria microeconômica, quanto mais um mercado se aproxima da competição perfeita, o desempenho vai se tornando próximo do ótimo. Enquanto o mercado se aproxima de um monopólio, aumentando o poder de mercado entre as firmas, há ineficiências e perda de bem-estar (CHURCH; WARE, 2000).

2 Fundamentação Teórica

Segundo Church e Ware (2000), uma firma possui poder de mercado quando é lucrativo aumentar o preço acima do custo marginal. Uma firma que possui poder de mercado é formadora de preço, já que percebe que a decisão sobre a produção pode afetar o preço que ela recebe.

Shepherd e Shepherd (2003) afirmam que, uma vez definido o mercado, pode-se ver o quão competitivo ele é através de elementos da estrutura, que mostram basicamente a distribuição do mercado entre as firmas. Assim, a indicação do poder de mercado pode vir de três elementos: (i) *market share*,³ principalmente da firma líder; (ii) a concentração das firmas líderes; e (iii) barreiras à entrada. Segundo os autores, o *market share* é o fator mais determinante.

Apesar de destacar a importância de elementos da estrutura, Shepherd e Shepherd (2003) ainda evidenciam que a taxa de concentração pode encobrir uma variedade de estruturas internas e níveis de independência. Nesse sentido, o oligopólio pode ser forte ou fraco, dependendo da probabilidade de coalizão; e também pode ter vários graus de interdependência, já que os oligopolistas podem lutar, coordenar ou simplesmente ignorar os concorrentes. A variação do *market share* também é importante, pois um grupo simétrico (com todos os membros iguais) pode se comportar de forma diferente de um grupo assimétrico (dominado por uma firma). Além disso, há uma infinidade de situações intermediárias. Portanto, não se pode afirmar que a concentração por si só determina o lucro das empresas oligopolistas (SHEPHERD; SHEPHERD, 2003).

3 Ou parcela de mercado. Pode ser obtido dividindo o mercado da firma pelo total do mercado.

Para o Guia para Análise Econômica de Atos de Concentração Horizontal (BRASIL, 2001), que dá as diretrizes para a análise dos atos de concentração no Brasil, a concentração é condição necessária, porém não suficiente para o exercício de poder de mercado:⁴

O controle de uma parcela substancial de mercado é uma condição necessária, mas não suficiente, para que a nova empresa formada exerça o poder de mercado de que desfruta. Adicionalmente, é necessário que existam, no mercado, elementos que tornem lucrativa a restrição das quantidades ofertadas. Se não for verificada essa condição, a adoção de tais condutas não será economicamente atrativa e a empresa, ainda que possa desviar suas condutas de seus níveis competitivos, decidirá não fazê-lo. (BRASIL, 2001, p. 4-5).

Portanto, outros fatores devem ser analisados, segundo o guia, para que se torne lucrativo o exercício de poder de mercado, que são: (i) as importações; (ii) as condições de entrada; (iii) a efetividade da rivalidade; e (iv) outros fatores que favorecem a coordenação de decisões (BRASIL, 2001).

Segundo Barbosa (2006), a rivalidade entre as firmas assegura a melhor produção a menores custos e preços. Por isso, quando uma empresa tem posição dominante em um mercado relevante, se sua decisão de elevação unilateral de preços for contestada pela reação de concorrentes efetivos ou potenciais, então ela não possui poder de mercado (CADE, 2007).

O *Horizontal Merger Guidelines* (UNITED STATES, 2010), guia norte-americano para a análise da concorrência, aponta para importância do estudo dos *market shares*, principalmente ao longo do tempo. Segundo esse guia, a concentração de mercado é mais impactante quando os *market shares* forem estáveis ao longo do tempo, principalmente se as firmas já tiverem passado por mudanças históricas nos preços e nos custos. Se uma firma mantém seu *market share* mesmo depois que seu preço tenha aumentado em relação aos rivais, essa firma enfrenta poucas restrições na concorrência. Assim, mesmo um mercado altamente concentrado pode ser bastante competitivo se os *market shares* flutuarem substancialmente em pequenos períodos de tempo em resposta a mudanças na oferta (UNITED STATES, 2010).

O artigo tem como objetivo analisar a possibilidade de exercício de poder de mercado dos bancos sob a ótica da organização industrial. Existem outras abordagens, como em Freitas (1997), que consideram a concorrência sob o conceito de concorrência capitalista, no qual existe uma “tensão” permanente entre os objetivos dos bancos, que são de estabilidade e procura de novas fontes de lucro. A

4 Ressalta-se que há um novo Guia para Análise de Atos de Concentração Horizontal, de julho de 2016.

discussão sobre o conceito de concorrência, embora relevante, foge ao escopo deste artigo.

3 Revisão Bibliográfica

Os estudos sobre o mercado bancário, em sua maioria, procuram inferir sobre o poder de mercado através da mensuração do grau de competição, ou seja, se o mercado se caracteriza como uma concorrência perfeita, imperfeita ou um cartel. Diversos estudos internacionais⁵ exploram o grau de concorrência e a possível existência de um relacionamento e causalidade entre concentração e concorrência. Bikker e Haaf (2002) estudaram as mudanças drásticas na indústria bancária e como elas afetam a competitividade em 23 países industrializados. Usando a metodologia de Panzar e Rosse (1987), chegam à conclusão que o setor bancário mundial é caracterizado como concorrência monopolística. Também concluem que a concentração pode ser significativa para a competição.

Para o setor bancário brasileiro, Martins (2012) parte da hipótese que a análise local é a forma mais precisa para identificar a relação entre concentração e competição, pois há uma grande variação na estrutura de mercado entre diferentes localidades. Através de um modelo de dados em painel que relaciona concentração e juros do mercado de financiamento de veículos em São Paulo, chega à conclusão que existe uma relação negativa entre concentração de mercado e competição bancária.

Assim como Martins (2012), Nakane, Alencar e Kanczuk (2006) demonstram o grau de competição dos bancos brasileiros ao definir o município como o mercado relevante, pois estudos que levam em consideração o mercado nacional podem ter um viés mais competitivo do que os níveis reais. O artigo desenvolve um modelo de escolha discreta para a demanda por produtos bancários e promove estimações preliminares das elasticidades da demanda de alguns produtos. Para o lado da oferta, os autores aplicam a metodologia de jogos e, por conseguinte, dois modelos foram desenvolvidos: um acompanha o comportamento competitivo de Bertrand-Nash e o outro o comportamento de cartel. Os autores concluem que o comportamento de Bertrand-Nash para serviços bancários é adequado, mas o modelo superestima o poder de mercado observado no setor de depósitos a prazo e de empréstimos. De maneira geral, o artigo conclui que a indústria bancária é caracterizada por uma estrutura de mercado imperfeito.

Nakane (2001) testa o poder de mercado do setor baseando na metodologia de Bresnahan (1982) e Lau (1982). Os resultados mostram que os bancos brasileiros possuem algum poder de mercado que é mais evidente no longo prazo, mas

5 Ver Gilbert (1984) que faz uma revisão bibliográfica sobre como a estrutura de mercado influencia o desempenho de instituições depositárias.

não se pode dizer que eles se comportam como um cartel. Portanto, não se pode inferir qual a natureza da imperfeição desse mercado.

O artigo de Araújo, Jorge Neto e Ponce (2006) investiga os efeitos da reestruturação do sistema bancário brasileiro com relação à concentração e à competição após medidas que facilitaram o acesso de bancos estrangeiros ao mercado. Os autores mostram que o mercado brasileiro se concentrou entre os dez maiores bancos em termos de ativos e depósitos. Já os índices em operações de crédito indicaram redução da concentração. Dessa maneira, por meio da metodologia proposta por Panzar e Rosse (1987), os autores concluem que o nível de competição dos bancos brasileiros não apresentou alteração significativa, mantendo suas operações em um regime de concorrência monopolística. Por fim, foi mostrado que existe uma relação negativa e significativa entre concentração e competição, ou seja, maior concentração implica menor competição de mercado.

Já Belaisch (2003) tem como objetivo evidenciar que a falta de competitividade no setor bancário pode justificar sua ineficiência, já que a intermediação é baixa e custosa quando comparada com países desenvolvidos e da América Latina. O trabalho faz o uso de dados em painel baseados na metodologia de Panzar e Rosse (1987). Os resultados mostram que os bancos brasileiros se comportam como um oligopólio, ou seja, rejeita-se a hipótese de um comportamento de cartel e também se rejeita a hipótese de concorrência perfeita.

O artigo de Nakane e Rocha (2010) tem como objetivo avaliar a concorrência diante das recentes operações de fusão e aquisição decorrentes, sobretudo, da crise financeira internacional. Conclui-se, através do cálculo da estatística H de Panzar e Rosse (1987), que houve um aumento da concorrência bancária entre 2006 até o início da crise (junho de 2008). Posteriormente, ocorreu uma redução na concorrência do setor devido, provavelmente, aos impactos das fusões e aquisições envolvendo grandes *players* no mercado, mas ela ainda se caracteriza como concorrência monopolística. Assim, embora tenha ocorrido essa redução, o grau de competição permanece em patamares elevados e aceitáveis. O trabalho também observa o aumento considerável da concentração bancária, o que não deixa dúvida sobre a importância das operações oriundas da crise, mas, apesar disso, não significou menor concorrência. Além disso, os autores apontam que não há evidências robustas de que variações na concentração bancária estejam associadas a mudanças no grau de competição do setor.

A tese de Cardoso (2011) faz um exame de setor bancário brasileiro, evidenciando a regulação bancária e o histórico-institucional do setor bancário brasileiro. O autor também calcula os índices de concentração (H e HHI) e os índices de competição: Panzar e Rosse (1987), Boone (2003) e Bresnahan (1982) e Lau (1982). Para esses cálculos, diferencia-se entre os bancos individuais, com base no CNPJ, e os conglomerados financeiros, chegando à conclusão que os trabalhos sobre o

setor bancário brasileiro devem considerar o grupo econômico para a avaliação de concentração e conduta. O autor conclui que, até 2008, o setor não havia atingido níveis elevados de concentração, mas, após a crise, uma preocupação concorrencial pode ser necessária.

Por fim, o trabalho de Divino e Silva (2013) afirma que os bancos brasileiros não participam de estruturas competitivas de mercado e que, além disso, os cinco maiores bancos possuem poder de mercado consideravelmente superior às demais instituições. Para isso, usam a modelagem de Panzar e Rosse (1987), incorporando a dessazonalização dos dados e excluindo variáveis de escala.

Segundo a maior parte dos trabalhos apresentados, pode-se verificar que o setor bancário brasileiro se comporta como um modelo de concorrência imperfeita fazendo com que os bancos possuam certo poder de mercado. Esses trabalhos utilizam, em sua maioria, modelos da Nova Organização Industrial Empírica (NEIO),⁶ como Panzar e Rosse (1987) e Bresnahan (1982).

A análise da rivalidade efetiva é algo em que o presente artigo se diferencia e pretende contribuir para o setor bancário. Portanto, complementa a caracterização do nível de concorrência, inferindo sobre a possibilidade de exercício de poder de mercado. Além disso, propõe uma análise dinâmica, levando em conta a busca constante pelos bancos em ampliar suas fatias de mercado.

4 Metodologia

A metodologia parte do pressuposto que a concentração de mercado é condição necessária, porém não suficiente, para o exercício de poder de mercado. Ou seja, se houver uma elevada instabilidade ou volatilidade de *market share* de uma determinada firma ao longo do tempo, que é um indício de rivalidade no mercado, dificilmente essa firma irá conseguir exercer seu poder de mercado. Portanto, conforme Guia para Análise Econômica de Atos de Concentração Horizontal (BRASIL, 2001), se houver rivalidade efetiva não existe a probabilidade de exercício unilateral de poder de mercado.

A metodologia para a mensuração da rivalidade entre os bancos é baseada em Gallet e List (2001), no qual se utilizam dados de *market share* da indústria de cigarros americana entre 1934 e 1994. Para medir a instabilidade do mercado, os autores utilizam propriedades de séries temporais, ou seja, aplicam testes de estacionariedade para as firmas individualmente, para determinar se a rivalidade é ou não evidente. Pode-se dizer que séries estacionárias não são indicativas de presença de rivalidade, ou seja, mostram a possibilidade de exercício de poder de mercado.

6 Para a NEIO, o poder de mercado é identificado e mensurado através da conduta das firmas (CHURCH; WARE, 2000).

Assim, no presente estudo, cada banco analisado possui uma série temporal da evolução de sua parcela de mercado ao longo do tempo. Para determinar se a série é estacionária ou não, são feitos testes de raiz unitária. Se a série possui raiz unitária, ela não é estacionária, caso contrário, ela é estacionária.

Se a série é estacionária, significa que ela flutua em torno de uma mesma média. Por isso, quando se aplica algum choque na série, ela tende a voltar a flutuar em torno da média (BUENO, 2011). Dessa forma, se a série de parcela de mercado de um determinado banco for estacionária, significa que o banco não rivaliza com os seus concorrentes, já que seu *market share* tende a ser estável.

Segundo Bueno (2011), se a série não for estacionária, os choques são absorvidos e, por isso, são permanentes. Assim, se a série se assemelha a um passeio aleatório, o *market share* do banco analisado tende a ser instável. Isso sugere que existe rivalidade e que a parcela de mercado perdida pode não ser facilmente recuperada, mesmo no longo prazo. Além disso, maior volatilidade das séries temporais em um determinado mercado demonstra que a habilidade de sustentar a cooperação ao longo do tempo é limitada (GALLET; LIST, 2001).

Para fazer o teste empírico, é calculado o logaritmo (log) do *market share* relativo por firma i no tempo t , ou seja, $\ln MSR_{it}$. Em outras palavras, é o logaritmo da parcela de mercado de um determinado banco em relação a algum valor de referência.⁷

De acordo com Gallet e List (2001), considera-se que o MSR_{it} é constituído por duas partes:

$$MSR_{it} = MS_i^e + u_{it} \tag{1}$$

sendo que MS_i^e é a parcela invariante de equilíbrio e u_{it} , desvio do equilíbrio, um processo estocástico com constante e tendência:

$$u_{it} = \varphi_0 + bt + e_{it} \tag{2}$$

com φ_0 sendo o desvio original do equilíbrio, b a taxa de convergência e t a tendência temporal.

Substituindo (2) em (1), tem-se:

$$MSR_{it} = a + bt + e_{it} \tag{3}$$

onde $a = MS_i^e + \varphi_0$. Tem-se, agora, a base para os testes de raiz unitária.

Gallet e List (2001) utilizaram somente o teste *Augmented Dickey Fuller* (ADF) e o teste de Quebra Estrutural.

⁷ Ver Fagundes et al. (2010).

O teste ADF (DICKEY; FULLER, 1981) é obtido modelando:

$$\Delta \text{MSR}_t = \mu + \delta t + \alpha \text{MSR}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j \Delta \text{MSR}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

sendo que μ é a constante e δt é a tendência determinística.

Ressalta-se que testes conjuntos para os coeficientes foram realizados. O teste ADF pode ser feito conjuntamente para dois ou três coeficientes, determinando assim, o tipo de modelo com o qual se está lidando. Isso porque a determinação dos coeficientes determinísticos é importante para os resultados do teste. Dickey e Fuller (1981) calcularam estatísticas F para esses testes, chamando-as de ϕ_1 , ϕ_2 e ϕ_3 . As hipóteses nulas são dadas, segundo Bueno (2011):

$$\begin{cases} H_0: \alpha = \mu = 0 \rightarrow \phi_1 \\ H_0: \alpha = \delta = \mu = 0 \rightarrow \phi_2 \\ H_0: \alpha = \delta = 0 \rightarrow \phi_3 \end{cases}$$

A estatística é construída da seguinte forma:

$$\phi_i = \frac{(\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}_{\text{restrita}} - \hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}_{\text{não restrita}})/r}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}_{\text{não restrita}}/(T-k)}, \quad (5)$$

onde $\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}$ é o quadrado dos resíduos do modelo estimado; r é o número de restrições, podendo ser 2 ou 3; k é o número de parâmetros do modelo não restrito. Se $\hat{\phi}_i$ estimado for maior que ϕ_i crítico, rejeita-se a hipótese nula (BUENO, 2011).

O teste ADF possui alguns problemas, pois, segundo Enders (2009), o poder do teste é muito baixo, ou seja, o teste não tem o poder de distinguir entre um processo com raiz unitária e um processo com uma raiz próxima à unitária. Além disso, segundo o autor, ao adicionar parâmetros estimados, o poder do teste e os graus de liberdade serão reduzidos. Isso implica que o pesquisador pode concluir que o processo contém uma raiz unitária, quando na verdade não possui. Caso contrário, se o intercepto ou a tendência são omitidos, o poder do teste pode ir à zero na medida em que o tamanho da amostra aumenta. Outro problema é que não leva em conta a possibilidade de existir autocorrelação e heterocedasticidade condicional caso o modelo possua defasagens (ENDERS, 2009). Assim, devido ao baixo poder do teste ADF, os testes Ng-Perron e KPSS serão utilizados no presente estudo.

NG e Perron (2001) construíram testes estatísticos que pretendem resolver os problemas apontados acima; a modelagem para o teste é similar ao teste ADF. O teste de estacionariedade KPSS (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992) foi usado para eliminar dúvidas sobre a presença de raiz unitária resultantes de testes anteriores. Isso porque a hipótese nula é de estacionariedade da série, sendo assim, um teste complementar.

O último teste é o de raiz unitária com quebra estrutural, o qual tem Perron (1989) como um de seus precursores. Quando a série possui uma quebra estrutural, mas oscila em torno de uma média ou tendência, erroneamente pode-se afirmar que a série possui um comportamento instável. Esse teste é relevante porque identifica se a série possui uma tendência determinística (oscila em torno de uma média) ou uma tendência estocástica (possui raiz unitária), como esclarece Enders (2009). Além disso, torna-se ainda mais essencial na presença de fusões e aquisições, pois estas podem causar saltos nas parcelas de mercado, que não significam necessariamente que os choques possuam um impacto permanente ou demonstrem a instabilidade da série, ou seja, a existência de rivalidade. O teste de quebra estrutural usado foi proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002).⁸

4.1 Dados

Os dados utilizados para o cálculo da rivalidade estão disponíveis no Banco Central do Brasil, por meio do relatório *50 maiores bancos e o consolidado do Sistema Financeiro Nacional*.⁹ As informações contábeis dos conglomerados financeiros que detenham bancos em sua composição e dos bancos não integrantes de conglomerados são divulgadas trimestralmente.¹⁰ Os dados utilizados foram trimestrais, entre 2000 e 2012.¹¹

A decisão para a escolha dessa base de dados foi fundamentada nos resultados encontrados em Cardoso (2011), no qual se mostrou que se deve considerar o grupo econômico como unidade de decisão a ser avaliada para as medidas de concentração e conduta. Dessa forma, foram consideradas instituições financeiras independentes do tipo: banco comercial, banco múltiplo com carteira comercial ou caixa econômica e conglomerados que possuem pelo menos uma das instituições do tipo das citadas anteriormente. A razão para isso é poder captar instituições financeiras bancárias que praticam o *core* da atividade bancária que é a captação de depósitos e a oferta de empréstimos. Excluem-se, portanto, bancos de investimento, bancos de desenvolvimento e cooperativas de crédito.

Ademais, foram escolhidos os cinco maiores grupos ou instituições por sua representatividade no setor bancário brasileiro. O Banco do Brasil, o Bradesco, a Caixa Econômica Federal, o Itaú e o Santander possuíam, em dezembro de 2012, 79% dos ativos totais do mercado, 82% do mercado de operações de crédito e

8 O UR Test está disponível no software JMulTI e utilizou-se como tipo de quebra a exponencial.

9 Banco Central do Brasil (2013).

10 Para esclarecimentos e metodologia, consulte Banco Central do Brasil (2013). Ressalta-se que os dados podem representar uma limitação do presente trabalho frente à metodologia adotada.

11 Os períodos de quebras, representativos das operações de fusões e aquisições ocorridas, foram inseridos de acordo com o período de consolidação dos dados das instituições envolvidas nessas operações no relatório do Banco Central do Brasil.

arrendamento mercantil, 83% dos depósitos totais e 87% dos depósitos à vista.¹² Além disso, esses bancos tiveram importante participação ao longo desses anos, estando sempre entre os maiores.

Os testes são feitos para os logaritmos dos *market shares* relativos dos cinco maiores bancos, comparado a um valor de referência. Isso porque a aplicação destes testes somente sobre os *market shares* absolutos pode levar a resultados não muito confiáveis, já que todas as firmas sobreviventes de um mercado poderiam estar apresentando aumentos sucessivos em suas parcelas de mercado em resposta à saída de outras firmas (FAGUNDES *et al.*, 2010).

Os *market shares* relativos são calculados da seguinte forma:¹³ é obtido o logaritmo da razão entre *market share* do banco *i* sobre o *market share* médio do setor no tempo *t*¹⁴. Assim:

$$MSR_{it} = \log \frac{MS_{it}}{MS_t}. \quad (6)$$

5 Resultados e Discussão

Ao fazer o teste ADF, podem-se escolher três tipos de modelos que definem a equação de regressão: com constante, com constante e tendência ou sem nenhum componente determinístico. Assim, para os testes ADF, foram feitos também testes conjuntos para determinar a significância de componentes determinísticos e definição do modelo.

Os testes Ng e Perron e o KPSS permitem a escolha com constante e com constante e tendência e foram utilizados no presente estudo caso o modelo ADF tenha indicado algum componente determinístico ou defasagens.

O teste de raiz unitária com quebra estrutural foi utilizado para os bancos que tiveram alguma operação de fusão e aquisição no período, pois a presença de quebra pode causar algum viés nos testes. Assim, o teste de quebra estrutural foi feito para o Banco do Brasil, Santander e Itaú. Esse modelo pode ser com constante e com constante e tendência.

Os resultados foram analisados para uma significância de 5%. No apêndice mostram-se os resultados dos testes aplicados sobre as séries de *market share* relativo. Primeiramente analisa-se a estacionariedade para os ativos totais.

Para o Banco do Brasil, o teste ADF, considerando os testes conjuntos,¹⁵ indicou um modelo sem constante e sem tendência e a presença de raiz unitária.

12 Dados calculados a partir de Banco Central do Brasil (2013).

13 O cálculo de *market share* relativo para posterior verificação da rivalidade foi proposto no trabalho de Gallet e List (2001).

14 O *market share* médio pode ser calculado da seguinte maneira: , sendo que *N* é o número total de bancos.

15 Propostos por Dickey e Fuller (1981).

Levando em consideração que os testes podem estar enviesados no sentido da não rejeição da hipótese nula na presença de quebra estrutural, como afirma Bueno (2011), foi realizado, então, o teste de raiz unitária com quebra estrutural. Este teste indicou um modelo sem tendência e, assim, para um modelo com constante foi verificado uma quebra significativa para a série, principalmente uma quebra que evidencie a operação do Banco do Brasil com a Nossa Caixa; e indicou a presença de raiz unitária. Considerando os testes ADF e de quebra estrutural, pode-se afirmar que a série de ativos totais para o Banco do Brasil possui raiz unitária no período analisado.

Em relação à Caixa Econômica Federal, o teste ADF e os testes conjuntos indicaram um modelo com constante e sem tendência e a estacionariedade da série. Nesse caso, foram utilizados os testes de raiz unitária Ng e Perron e KPSS, já que o modelo indicado pelo teste ADF possui termo determinístico. Para esse mesmo modelo, o teste Ng e Perron demonstrou raiz unitária, bem como o teste KPSS. Assim, considera-se que a série de ativos totais para a Caixa Econômica Federal, no período, não é estacionária.

Já para o banco Santander, o teste ADF somado com os testes conjuntos apontou para um modelo sem constante e sem tendência e a presença de raiz unitária. O teste de raiz unitária com quebra estrutural, que leva em consideração a operação Santander e Banco Real, evidencia um modelo sem tendência, indicando uma quebra significativa e a presença de raiz unitária. Dessa forma, pode-se concluir que a série possui raiz unitária.

Para o Bradesco, o teste ADF, considerando os testes conjuntos, mostrou um modelo sem constante e sem tendência e a presença de raiz unitária.

Quanto ao Itaú, o teste ADF apontou para o modelo sem constante e sem tendência e a presença de raiz unitária. O teste de raiz unitária com quebra estrutural apontou um modelo sem tendência, com quebra significativa (representando a operação Itaú e Unibanco) e a estacionariedade da série. Como a quebra foi significativa, os testes podem estar enviesados na direção da não rejeição da hipótese nula (presença de raiz unitária), conforme salientado por Bueno (2011). Dessa forma, considera-se o resultado obtido no teste de raiz unitária com quebra estrutural, podendo concluir que a série de ativos totais do Itaú é estacionária com quebra estrutural.

Passa-se para a análise dos testes de raiz unitária para operações de crédito e arrendamento mercantil.

Quanto ao Banco do Brasil, o teste ADF, juntamente com os testes conjuntos, mostrou que o modelo a ser escolhido não possui componentes determinísticos e que a série possui raiz unitária. Como foram utilizadas defasagens, outros testes foram utilizados.¹⁶ O teste Ng e Perron indicou presença de raiz unitária tanto para

16 Não foi fixado o mesmo modelo indicado pelo teste ADF (sem constante e sem tendência), pois

o modelo com constante e tendência como para o modelo apenas com constante. Já o teste KPSS apontou raiz unitária apenas para o modelo com constante e sem tendência. O teste de raiz unitária com quebra estrutural indicou um modelo sem tendência e com uma quebra significativa, bem como a presença de raiz unitária. Dessa forma, toma-se a decisão a favor da presença de raiz unitária na série.

Para a Caixa Econômica Federal, o teste ADF, somado aos testes conjuntos, revelou que a série não possui constante nem tendência e que não é estacionária. Como foram utilizadas defasagens, outros testes foram utilizados. O teste Ng e Perron indicou que possui raiz unitária apenas para o modelo com constante e sem tendência. Já o teste KPSS indicou que a série possui raiz unitária apenas para o modelo com constante e com tendência. Dessa forma, os resultados dos testes são ambíguos, não fornecendo solução clara e conclusiva a respeito da estacionariedade da série.

Para o banco Santander, o teste ADF, considerando os testes conjuntos, mostrou uma série não estacionária, para um modelo sem tendência e sem constante. O teste de raiz unitária com quebra estrutural evidenciou um modelo sem tendência, com quebra significativa, e a estacionariedade da série. Dessa forma, considerando que a série possui quebra estrutural, ela foi considerada estacionária.

Quanto ao banco Bradesco, o teste ADF, somado aos testes conjuntos, apontou para um modelo com constante e com tendência, sendo a série estacionária. Assim, foram utilizados os testes de raiz unitária Ng e Perron e KPSS, já que o modelo indicado pelo teste ADF possui termos determinísticos. Para esse mesmo modelo, o teste Ng e Perron demonstrou raiz unitária, bem como o teste KPSS. Assim, considera-se que a série de operações de crédito e arrendamento mercantil para o Bradesco, no período, possui raiz unitária.

Já para o banco Itaú, o teste ADF, considerando os testes conjuntos, apontou para um modelo sem constante e sem tendência, e uma série que apresenta raiz unitária. Levando em consideração o teste de raiz unitária com quebra estrutural, a tendência não foi significativa, assim, o modelo sem tendência apresentou quebra significativa e indicou que a série é estacionária. A conclusão é similar à do banco Santander, o Itaú possui uma série estacionária.

Estuda-se, agora, o comportamento das séries dos cinco maiores bancos em relação aos depósitos totais.

Para o Banco do Brasil, o teste ADF, considerando os testes conjuntos, indicou que a constante e a tendência não são significativas e que a série possui raiz unitária. No teste de raiz unitária com quebra estrutural tem-se um modelo sem

tanto o teste Ng e Perron como o teste KPSS apenas têm o modelo com constante e com tendência e o modelo com constante e sem tendência. Assim, na presença de defasagens, os dois modelos dos testes Ng e Perron e KPSS foram considerados.

tendência e com uma quebra significativa, apontando raiz unitária. Assim, a série de depósitos totais para o Banco do Brasil apresenta raiz unitária.

Quanto à Caixa Econômica Federal, o teste ADF, juntamente com os testes conjuntos, apontou para um modelo sem constante e sem tendência e com raiz unitária. Logo, a série da Caixa para depósitos totais possui raiz unitária.

Já para o banco Santander, o teste ADF, somado aos testes conjuntos, apontou que apenas a constante é significativa e que a série não possui raiz unitária. Dado que o modelo indicado pelo teste ADF possui termo determinístico, foram realizados outros testes de raiz unitária. Tanto o teste Ng e Perron como o KPSS indicaram raiz unitária para o modelo indicado pelo teste ADF, ou seja, um modelo com constante e sem tendência. Em relação ao teste de raiz unitária com quebra estrutural, a tendência não foi significativa e o modelo sem tendência apontou uma quebra significativa e a presença de raiz unitária. Dessa forma, conclui-se que a série possui raiz unitária.

Quanto ao banco Bradesco, o teste ADF, considerando os testes conjuntos, não apontou significância para os componentes determinísticos e apontou a presença de raiz unitária na série. Conclui-se, portanto, que a série possui raiz unitária.

Já para o Itaú, o teste ADF, juntamente com os testes conjuntos, apontou para o fato de que os componentes determinísticos não são significativos e que a série possui raiz unitária. Considerando a defasagem, foram realizados os testes Ng e Perron e KPSS, que apontaram raiz unitária na série para os dois modelos. No teste raiz unitária com quebra estrutural a tendência não foi significativa, e o modelo sem tendência indicou uma quebra significativa e a presença de raiz unitária. Assim, a série de depósitos totais possui raiz unitária.

Por fim, analisa-se as séries de depósitos à vista desses maiores bancos.

Para o Banco do Brasil, a série apresentou raiz unitária para o modelo sem constante e sem tendência, segundo os testes ADF, considerando os testes conjuntos. No teste de raiz unitária com quebra estrutural, a tendência não foi significativa, e o modelo sem tendência também indicou uma quebra estrutural não significativa e a presença de raiz unitária. Como a quebra não foi significativa, opta-se pelo resultado obtido no teste ADF, ou seja, considera-se que a série do Banco do Brasil para depósitos à vista possui raiz unitária.¹⁷

Quanto à Caixa Econômica Federal, o teste ADF, juntamente com os testes conjuntos, mostrou que os componentes determinísticos não são significativos e que a série não é estacionária. Assim, a série de depósitos à vista da Caixa possui raiz unitária.

Para o banco Santander, o teste ADF, somado aos testes conjuntos, mostrou que a constante é significativa e que a série é estacionária. Assim, foram realizados

17 Embora o modelo do teste de raiz unitária com quebra estrutural também tenha indicado a presença de raiz unitária.

os outros testes de raiz unitária. O teste Ng e Perron e o teste KPSS apontaram que a série possui raiz unitária para o mesmo modelo indicado pelo teste ADF. Já o teste de raiz unitária com quebra estrutural indicou um modelo sem tendência, com quebra significativa e série estacionária. Assim, considerando que a quebra foi significativa, conclui-se que a série de depósitos à vista do banco Santander no período é estacionária com uma quebra estrutural.

Em relação ao banco Bradesco, o teste ADF, considerando os testes conjuntos, mostrou que a constante é significativa e que a série é estacionária. Como a série possui termos determinísticos, foram feitos os testes Ng e Perron e KPSS. Para o mesmo modelo, o teste Ng e Perron apontou para a presença de raiz unitária, mas o teste KPSS indicou que a série é estacionária. Opta-se por decidir a favor da estacionariedade da série.

Para o banco Itaú, o teste ADF, juntamente com os testes conjuntos, mostrou que os componentes determinísticos não são significativos e que a série possui raiz unitária. O teste de raiz unitária com quebra estrutural indicou um modelo sem tendência e com quebra significativa. Apesar da quebra, o teste indicou a estacionariedade da série. Portanto, dado que a quebra é significativa, opta-se por considerar o resultado do teste de raiz unitária com quebra estrutural, ou seja, a série é estacionária.

A instabilidade do *market share* (presença de raiz unitária) representa um sinal de rivalidade entre os bancos no setor; e a rivalidade, um indicativo de ausência do exercício de poder de mercado.

Os mercados de depósitos totais e ativos totais possuem mais rivalidade que os demais, indicando que não são ambientes favoráveis para o exercício de poder de mercado.

6 Considerações Finais

Segundo Nakane e Rocha (2010), as fusões e aquisições ocorridas em 2008 resultaram em um salto nas medidas de concentração. A razão é que essas operações se deram entre bancos que já eram grandes e já possuíam grande parte da fatia de mercado.

Do ponto de vista do consumidor, a possibilidade de escolha entre os principais bancos, que possuem uma distribuição geográfica que abrange a maior parte território nacional, reduziu-se por conta dessa consolidação do mercado. Entretanto, não se pode afirmar que esse aumento na concentração resulta em efeitos danosos para a concorrência, ou seja, não se pode afirmar que os bancos necessariamente podem exercer poder de mercado. Por isso, é necessário o estudo da rivalidade para observar se o ambiente concorrencial é propício para esse exercício.

Foram feitos, então, testes de raiz unitária usando a parcela de mercado dos cinco maiores bancos em relação ao mercado. Pode-se dizer que existe possível rivalidade, no período analisado, no mercado de depósitos totais para os bancos analisados, o que reduz a possibilidade do exercício de poder de mercado devido a um aumento da concentração. No mercado de ativo total pode-se concluir que é pouco provável o exercício de poder de mercado para a maioria dos bancos analisados. Dentre os bancos estudados, o Banco do Brasil foi o que apresentou instabilidade do *market share* em todos os mercados estudados. Já o Itaú foi o que possuiu mais séries estacionárias nos mercados analisados, o que pode indicar que não está tão suscetível às pressões competitivas dos demais bancos.

O estudo da evolução do *market share* possui algumas vantagens, pois é uma forma de analisar a conduta dos bancos em uma perspectiva temporal.

Entretanto, os resultados do modelo, por si só, não mostram como se dá a concorrência entre os bancos, ou seja, de que maneira um banco consegue se apropriar da fatia de mercado de outro, seja ela por preços, diferenciação de produtos, entre outros. Costa (2012) observa que a competição entre os grandes bancos não se dá por preços, ou seja, menores juros ou tarifas, a concorrência por clientes se dá segundo a disponibilidade e qualidade dos produtos. Logo, caracteriza-se como um mercado oligopolista diferenciado e a competição entre os grandes bancos ocorre através da localização de agências, qualidade dos serviços oferecidos (automação e segurança), entre outros. Segundo o autor, as pessoas físicas permanecem fiéis aos seus bancos escolhidos, apesar de eventuais elevações em suas taxas de juros. Além disso, como mencionado por Rezende e Lima (2004), a existência de persistente rivalidade indica algum grau de rivalidade, mas não impede a existência de firmas dominantes e presença de lucro anormal.

Além disso, foram estudados os mercados como um todo, não apresentando uma análise de cada série temporal de cada banco, seu comportamento e ações concorrenciais. Há também a possibilidade de se testar a existência de mais de uma quebra estrutural nas séries temporais. Dessa forma, essas questões podem ser exploradas em estudos futuros. Ademais, outros processos de fusões e aquisições aconteceram no mercado bancário nos últimos anos, e assim, podem ser considerados em futuros trabalhos de análise de rivalidade.

Referências

ARAÚJO, L. A. D.; JORGE NETO, P. M.; PONCE, D. A. S. Competição e concentração entre os bancos brasileiros. *Economia*, v. 7, n. 3, p. 561-586, set./dez. 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Banco Central do Brasil*. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 14 jan. 2013.

BARBOSA, C. *Investigação econômica sobre o sistema brasileiro de defesa da concorrência, 2000 a 2004*. 2006. 205 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

BELAISCH, A. *Do Brazilian banks compete?* Washington: International Monetary, 2003. (IMF Working Paper, Fund WP 03/113). Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03113.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2012.

BIKKER, J. A.; HAFF, K. Competition, Concentration and their Relationship: an Empirical Analysis of the Banking Industry. *Journal of Banking and Finance*, v. 26, n. 11, p. 2191-2214, 2002

BOONE, J. *Optimal competition: a benchmark for competition policy*. Tilburg: Tilburg University, Center for Economic Research, Jan. 2003. (Discussion Paper n. 2003-03).

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria de Acompanhamento Econômico; Ministério da Justiça. Secretaria de Direito Econômico. Guia para a análise econômica de atos de concentração horizontal. Portaria Conjunta n. 50, de 1º de agosto de 2001. *Diário Oficial da União*, Poder Executivo, Brasília, DF, 17 ago. 2001. Seção 1, p. 12-15.

BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, v. 10, n. 1/2, p. 87-92, 1982.

BUENO, R. D. L. S. *Econometria de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CARDOSO, M. J. R. *Regulação, poder de mercado e concorrência dos bancos no Brasil sob a avaliação dos conglomerados financeiros*. 2011. 162 f. Tese (Doutorado em Economia de Empresas) - Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2011.

CHURCH, J.; WARE, R. *Industrial organization: a strategic approach*. San Francisco: McGraw-Hill, 2000.

CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA (CADE). *Guia prático do CADE: a defesa da concorrência no Brasil*. 3. ed. revista. São Paulo: CIEE, 2007. Disponível em: <http://www.cade.gov.br/publicacoes/guia_cade_3d_100108.pdf>. Acesso em: 14 maio 2014.

COSTA, F. N. *Brasil dos bancos*. São Paulo: EdUSP, 2012.

DIAMOND, D. W. Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies*, Bristol, v. 31, n. 3, p. 393-414, July 1984.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

DIVINO, J. A.; SILVA, R. S. Uma análise da concorrência bancária na economia brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., Foz do Iguaçu, 2013. *Anais... Foz do Iguaçu*: Anpec, 2013. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_1/i8-cfae0ede51e72199dceb6f3b25b104b5.pdf>. Acesso em: 16 jul. 2014.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 3. ed. Nova York: Wiley, 2009.

FAGUNDES, J.; LIMA, M.; NISHIJIMA, M.; ROCHA, M.M. Métodos para análise da efetividade da rivalidade utilizando as participações de mercado. *Revista do Ibrac*, São Paulo, v. 1, n. 4, suplemento eletrônico, jun. 2010. Disponível em: <<http://www.ibrac.org.br/Uploads/PDF/Suplemento%20da%20Revista%20do%20IBRAC%20Ano%201%20n%204.pdf>>. Acesso em: 15 maio 2013.

FREITAS, C. P. A natureza particular da concorrência bancária e seus efeitos sobre a estabilidade financeira. *Economia e Sociedade*, v. 6, n. 1, p. 51-83, jun. 1997.

GALLET, C.A.; LIST, J.A. Market share instability: an application of Unit Root Tests for the cigarette industry. *Journal of Economics and Business*, v. 53, n. 5, p. 473-80, sept/oct 2001.

GILBERT, R. A. Bank market structure and competition: a survey. *Journal of Money, Credit and Banking*, Columbus, v. 16, n. 4 (2), p. 617-645, Nov. 1984.

JMULTI. *Time series analysis with Java*. Disponível em: <<http://www.jmulti.de>>. Acesso em: 15 mar. 2017.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LAU, L. J. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters* v. 10, n. 1-2, p. 93-99, 1982.

MARTINS, B. *Estrutura de Mercado Local e Competição Bancária: evidência no mercado de financiamento de veículos*. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, nov. 2012. (Trabalho para Discussão n. 299). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/td299.pdf>>. Acesso em: 26 jun. 2014.

NAKANE, M. I. *A test of competition in Brazilian banking*. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, mar. 2001. (Working Paper Series n. 12). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps12.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2012.

NAKANE, M. I., ALENCAR, L.S.; KANCZUK, F. *Demand for bank services and market power in Brazilian banking*. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, jun. 2006. (Working Paper Series n. 107). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps107.pdf>>. Acesso em: 23 jan. 2013.

NAKANE, M. I.; ROCHA, B. *Concentração, concorrência e rentabilidade no setor bancário brasileiro: uma visão atualizada*. São Paulo: Tendências Consultoria Integrada, 2010. Disponível em: <http://www.febraban.org.br/7Rof7SWG6qmyvwJcFwF7I0aSDf9jyV/sitefebraban/Concorr%Eancia_2010_02_08.pdf>. Acesso em: 15 set. 2012.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 61, n. 6, p.1519-1554, Nov.2001.

PANZAR, J.; ROSSE, J. Testing for “monopoly” equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, v. 35, n. 4, p. 443-456, June 1987.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

REZENDE, M.; LIMA, M. A. M. *Market share instability in the Brazilian industry: a dynamic panel data analysis*. Rio de Janeiro: UFRJ, 2004. (*Texto para Discussão*, 008/2004). Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/pesquisa/publicacoes/discussao/2004/market_share_instability_in_the_brazilian_industry_a_dinamic_panel_data_analysis.pdf>. Acesso em: 29 mar. 2013.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, n. 2, p. 313-348, Apr. 2002.

SCHWERT, G. W. Tests for Unit Roots: a Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 7, n. 2, p. 147-159, Apr. 1989.

SHEPHERD, W. G.; SHEPHERD, J. M. *The Economics of Industrial Organization*. 5 ed. Long Grove: Waveland Press, 2003.

UNITED STATES. Department of Justice. Federal Trade Commission. *Horizontal merger guidelines*. 2010. Disponível em: <<http://www.ftc.gov/sites/default/files/attachments/merger-review/100819hmg.pdf>>. Acesso em: 19 maio 2014.

Apêndice A - Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Tabela 1 – Teste ADF¹ – Ativos totais

Banco	Variável determinística	Lags²	5%	Estatística t
Banco do Brasil	Nenhum	0	-1,9474	0,0280
CEF	Drift	0	-2,9200	-3,2170*
Santander	Nenhum	0	-1,9474	0,3974
Bradesco	Nenhum	0	-1,9474	0,5230
Itaú	Nenhum	0	-1,9474	1,1823

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações; ² Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989); * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 2 – Testes conjuntos para ADF¹ – Ativos totais

Banco	Teste conjunto	5%	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	6,73	0,1399
	ϕ_1	4,86	1,0699
CEF	ϕ_3	6,73	0,1124
	ϕ_1	4,86	5,0298*
Santander	ϕ_3	6,73	1,0672
	ϕ_1	4,86	4,8186
Bradesco	ϕ_3	6,73	2,5116
	ϕ_1	4,86	1,7584
Itaú	ϕ_3	6,73	2,9922
	ϕ_1	4,86	0,9891

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações; * Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela 3 – Teste Ng e Perron¹ – Ativos totais

Banco	Variável determinística	Lags²	Mzt	
			5%	Estatística
CEF	<i>Drift</i>	7	-1,98	-0,3386

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações; ² *Lag* máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended; * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 4 – Teste KPSS¹ – Ativos totais

Banco	Variável determinística	5%	LM stat
CEF	<i>Drift</i>	0,463	0,6530*

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e Bandwidth: Newey-West; * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é estacionária) a 5%.

Tabela 5 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural (*exponential shift*) – Ativos totais¹

Banco	Variável determinística	Lags ²	Coeficiente da tendência	Quebra		Theta (θ) estimado ³	Estatística Tau (τ)	
				Data	Coeficiente		Valor calculado	Valor crítico a 5%
Banco do Brasil	<i>Drift e Trend</i>	0	-0,0007	2009 Q1	0,0481*	0,4900	-1,8625	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2009 Q1	0,0473*	0,5600	-1,7318	-2,88
Santander	<i>Drift e Trend</i>	0	0,0025	2008 Q3	0,4015*	3,0000	-1,5499	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2008 Q3	0,4043*	3,0000	-2,6213	-2,88
Itaú	<i>Drift e Trend</i>	0	0,0035	2008 Q4	0,1700*	3,0000	-3,7300*	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2008 Q4	0,1738*	3,0000	-3,2406*	-2,88

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* JMulTi para 52 observações;

² Lags obtidos pelo critério de Schwert (1989);

³ $ft\tau(\theta) = 0, \quad t < \tau$
 $1 - \exp\{-\theta(t - \tau + 1)\}, t \geq \tau;$

* Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela 6 - Teste ADF¹ – Operações de crédito e arrendamento mercantil

Banco	Variável determinística	Lags ²	5%	Estatística t
Banco do Brasil	Nenhum	1	-1,9475	1,4507
CEF	Nenhum	1	-1,9475	-0,6893
Santander	Nenhum	0	-1,9474	0,6445
Bradesco	Drift e Trend	0	-3,5005	-3,5191*
Itaú	Nenhum	0	-1,9474	0,9879

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações; ² Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989); * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 7 - Testes conjuntos para ADF¹ – Operações de crédito e arrendamento mercantil

Banco	Teste conjunto	5%	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	6,73	1,3418
	ϕ_1	4,86	3,2718
CEF	ϕ_3	6,73	3,5872
	ϕ_1	4,86	4,1117
Santander	ϕ_3	6,73	1,6548
	ϕ_1	4,86	4,0678
Bradesco	ϕ_3	6,73	7,1294*
	ϕ_1	5,13	6,2914*
Itaú	ϕ_3	6,73	1,2635
	ϕ_1	4,86	1,7091

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações; * Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela 8 - Teste Ng e Perron¹ – Operações de crédito e arrendamento mercantil

Banco	Variável determinística	Lags²	Mzt	
			5%	Estatística
Banco do Brasil	<i>Drift e trend</i>	0	-2,91	-1,561
	<i>Drift</i>	1	-1,98	-0,409
CEF	<i>Drift e trend</i>	9	-2,91	-3,050*
	<i>Drift</i>	9	-1,98	-0,540
Bradesco	<i>Drift e trend</i>	0	-2,91	-1,179

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações; ² Lag máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended; * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 9 - Teste KPSS¹ – Operações de crédito e arrendamento mercantil

Banco	Variável determinística	5%	LM stat
Banco do Brasil	<i>Drift e trend</i>	0,146	0,0863
	<i>Drift</i>	0,463	0,7077*
CEF	<i>Drift e trend</i>	0,146	0,2118*
	<i>Drift</i>	0,463	0,2117
Bradesco	<i>Drift e trend</i>	0,146	0,1480*

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo software EViews para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e *Bandwidth*: Newey-West; * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é estacionária) a 5%.

Tabela 10 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural (*exponential shift*) – Operações de crédito e arrendamento mercantil¹

Banco	Variável determinística	Lags²	Coefficiente da tendência	Quebra		Theta (θ) estimado³	Estatística Tau (τ)	
				Data	Coefficiente		Valor calculado	Valor crítico a 5%
Banco do Brasil	<i>Drift e Trend</i>	2	0,0019	2009 Q1	0,0567*	0,5300	-1,8181	-3,03
	<i>Drift</i>	2	-	2009 Q1	0,0664*	0,4700	-2,6493	-2,88
Santander	<i>Drift e Trend</i>	5	0,0057	2008 Q3	0,4163*	3,0000	0,7584	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2008 Q3	0,4121*	3,0000	-4,5037*	-2,88
Itaú	<i>Drift e Trend</i>	2	0,0014	2008 Q4	0,2193*	3,0000	-1,9759	-3,03
	<i>Drift</i>	2	-	2008 Q4	0,2204*	3,0000	-3,3362*	-2,88

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo software JMulTi para 52 observações;

² Lags obtidos pelo critério de Schwert (1989);

³ $ft(\theta) = 0, \quad t < \tau$
 $1 - \exp\{-\theta(t - \tau + 1)\}, t \geq \tau;$

* Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela 11 - Teste ADF¹ – Depósitos totais

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags²	5%	Estatística t
Banco do Brasil	Nenhum	0	-1,9474	-0,0410
CEF	Nenhum	0	-1,9474	-1,5875
Santander	<i>Drift</i>	0	-2,9200	-3,0028*
Bradesco	Nenhum	0	-1,9474	-0,5588
Itaú	Nenhum	1	-1,9475	0,4921

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações; ² Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989); * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 12 - Testes conjuntos para ADF¹ – Depósitos totais

Banco	Teste conjunto	5%	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	6,73	2,0566
	ϕ_1	4,86	0,9747
CEF	ϕ_3	6,73	2,4488
	ϕ_1	4,86	3,1321
Santander	ϕ_3	6,73	1,3305
	ϕ_1	4,86	5,2226*
Bradesco	ϕ_3	6,73	0,0783
	ϕ_1	4,86	1,2843
Itaú	ϕ_3	6,73	1,6734
	ϕ_1	4,86	0,9680

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações; * Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela 13 - Teste Ng e Perron¹ – Depósitos totais

Banco	Variável determinística	Lags²	Mzt	
			5%	Estatística
Santander	<i>Drift</i>	0	-1,98	-0,662
Itaú	<i>Drift e trend</i>	2	-2,91	-1,810
	<i>Drift</i>	2	-1,98	-0,895

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo software EViews para 52 observações; ² Lag máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended; * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 14 - Teste KPSS¹ – Depósitos totais

Banco	Variável determinística	5%	LM stat
Santander	<i>Drift</i>	0,463	0,7373*
Itaú	<i>Drift e trend</i>	0,146	0,1723*
	<i>Drift</i>	0,463	0,6505*

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo software EViews para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e *Bandwidth: Newey-West*; * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é estacionária) a 5%.

Tabela 15 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural (*exponential shift*) - Depósitos totais¹

Banco	Variável Determinística	Lags ²	Coeficiente da tendência	Quebra		Theta (θ) estimado ³	Estatística Tau (τ)	
				Data	Coefficiente		Valor calculado	Valor crítico a 5%
Banco do Brasil	<i>Drift e Trend</i>	0	-0,0010	2009 Q1	0,0490*	0,8900	-1,4502	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2009 Q1	0,0479*	1,0600	-1,8499	-2,88
Santander	<i>Drift e Trend</i>	4	0,0039	2008 Q3	0,3783*	3,0000	0,0193	-3,03
	<i>Drift</i>	4	-	2008 Q3	0,3835*	3,0000	-0,4250	-2,88
Itaú	<i>Drift e Trend</i>	1	-0,0002	2008 Q4	0,2073*	3,0000	-2,8184	-3,03
	<i>Drift</i>	1	-	2008 Q4	0,2070*	3,0000	-2,8560	-2,88

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* JMulTi para 52 observações;

² Lags obtidos pelo critério de Schwert (1989);

³ $ft(\theta) = 0, \quad t < TB$

$1 - \exp\{-\theta(t - TB + 1)\}, t \geq TB;$

* Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela 16 – Teste ADF¹ – Depósitos à vista

Banco	Variável Determinística	Lags ²	5%	Estatística t
Banco do Brasil	Nenhum	0	-1,9474	-0,2504
CEF	Nenhum	0	-1,9474	0,3548
Santander	<i>Drift</i>	0	-2,9200	-3,8057*
Bradesco	<i>Drift</i>	0	-2,9200	-3,9644*
Itaú	Nenhum	0	-1,9474	0,2148

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações; ² Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989); * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 17 - Testes conjuntos para ADF¹ – Depósitos à vista

Banco	Teste conjunto	5%	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	6,73	1,3677
	ϕ_1	4,86	2,4236
CEF	ϕ_3	6,73	5,9567
	ϕ_1	4,86	0,1275
Santander	ϕ_3	6,73	0,2726
	ϕ_1	4,86	8,055*
Bradesco	ϕ_3	6,73	0,6916
	ϕ_1	4,86	18,09*
Itaú	ϕ_3	6,73	2,9256
	ϕ_1	4,86	3,4438

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações; * Rejeição da hipótese nula a 5%.

Tabela 18 - Teste NG e Perron¹ – Depósitos à vista

Banco	Variável determinística	Lags ²	Mzt	
			5%	Estatística
Santander	<i>Drift</i>	0	-1,98	-0,8810
Bradesco	<i>Drift</i>	3	-1,98	-0,4153

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações; ² Lag máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended; * Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é não estacionária) a 5%.

Tabela 19 - Teste KPSS¹ – Depósitos à vista

Banco	Variável determinística	5%	LM stat
Santander	<i>Drift</i>	0,463	0,4789*
Bradesco	<i>Drift</i>	0,463	0,3636

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo *software* EViews para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e *Bandwidth*: Newey-West; *Rejeição da hipótese nula (H_0 : a série é estacionária) a 5%.

Tabela 20 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural (exponential shift) - Depósitos à vista¹

Banco	Variável determinística	Lags ²	Coeficiente da tendência	Quebra		Theta (θ) estimado ³	Estatística Tau (τ)	
				Data	Coeficiente		Valor calculado	Valor crítico a 5%
Banco do Brasil	<i>Drift e Trend</i>	0	-0,0009	2009 Q1	0,0184	1,6800	-2,6244	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2009 Q1	0,0174	2,0000	-1,9450	-2,88
Santander	<i>Drift e Trend</i>	0	0,0069	2008 Q3	0,5269*	3,0000	-1,4578	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2008 Q3	0,5345*	3,0000	-2,9515*	-2,88
Itaú	<i>Drift e Trend</i>	0	-0,0003	2008 Q4	0,0992*	2,7400	-3,6163*	-3,03
	<i>Drift</i>	0	-	2008 Q4	0,0988*	2,7700	-3,5268*	-2,88

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ¹ Dados estimados pelo software JMulTi para 52 observações;

² Lags obtidos pelo critério de Schwert (1989).

³ $f_{\tau}(\theta) = 0, \quad t < \tau$
 $1 - \exp\{-\theta(t - \tau + 1)\}, t \geq \tau;$

* Rejeição da hipótese nula a 5%.

Recebido em: 15/06/2015.

Aceito em: 17/12/2017.