

RIVALIDADE NO MERCADO BANCÁRIO BRASILEIRO ENTRE 2000-2012

Mariana Araújo e Silva Bottrel*
Mariusia Momenti Pitelli♦

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 e abre espaço para a discussão sobre a possibilidade de exercício do poder de mercado. A metodologia abordada envolve a análise da parcela de mercado apropriada por cada banco (considerando os cinco maiores bancos: Banco do Brasil, Bradesco, Caixa Econômica Federal, Itaú e Santander) e a sua oscilação. Associa, portanto, através de testes de raiz unitária e teste de raiz unitária em painel, a instabilidade das séries temporais de *market-share* à possibilidade de rivalidade efetiva e ausência de exercício de poder de mercado. O resultado encontrado é que os mercados de depósitos totais e depósitos à vista possivelmente possuem rivalidade efetiva, ou seja, existe baixa possibilidade de exercício de poder de mercado. Já para os mercados de ativo total e operações de crédito e arrendamento mercantil, a rivalidade pode estar presente entre alguns bancos, mas os mercados tendem a ser mais estáveis, aumentando a possibilidade de exercício de poder de mercado.

Palavras-chave: Setor bancário. Rivalidade. Teste de Raiz Unitária. Teste de Raiz Unitária em Painel.

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 and opens space for discussion about the possibility of market power. The methodology discussed involves analysis of the market share taken over by each bank (considering the five largest banks: Banco do Brasil, Bradesco, Caixa Econômica Federal, Itaú and Santander) and its oscillation. So it associates, through unit root and panel unit root tests, the instability of time series of market share to the possibility of actual rivalry and lack of exercise of market power. The results show that the markets of demand deposits and total deposits possibly have effective rivalry, i.e., there is low probability of market power. As for the markets of total assets and loans, the rivalry may be present among some banks, but markets tend to be more stable, increasing the possibility of market power.

Key words: Banking Sector. Rivalry. Unit Root Tests. Panel Unit Root Test.

Área 9: Economia Industrial e da Tecnologia

JEL: C01 D43 G21 L22

* Mestre em Economia pela Universidade Federal de São Carlos – *campus* Sorocaba. E-mail: maribottrel@gmail.com.

♦ Professora da Universidade Federal de São Carlos – *campus* Sorocaba. E-mail: mariusia@ufscar.br.

1. Introdução

Os bancos¹ possuem um papel fundamental para as economias capitalistas. Ao cumprir a função de intermediário financeiro – relacionando poupadores, consumidores e investidores–, os bancos passam a ter um papel-chave na ampliação dos investimentos e um relacionamento intenso com diversos setores da economia.

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. Este está intimamente ligado a como o setor bancário se estrutura e ao seu nível de concorrência. 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. Desta forma, essa mudança na concentração do mercado merece uma investigação levando em consideração os impactos na concorrência.

Sendo assim, o objetivo do artigo é verificar se existem condições para o exercício de poder de mercado. Desta forma, dado a mudança na estrutura do setor bancário brasileiro após o estopim da crise financeira mundial em 2008, pode-se chegar a conclusões se o aumento da concentração pode ou não se traduzir em preocupação para a concorrência.

O artigo está dividido em sete 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 conclusões encontradas.

2. Referencial Teórico

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. A origem dessa ineficiência alocativa vem do fato que muito pouco é produzido (CHURCH e WARE, 2000).

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.

Para Possas (1996), o *mainstream* sempre associou a noção de poder de mercado ao poder de fixar e manter os preços acima no nível competitivo, causando a restrição à concorrência. Porém, o autor afirma que à medida que se amplia o escopo da concorrência, ela passa a admitir outras formas de ação. No enfoque schumpeteriano, por exemplo, através do processo de inovações em busca de ganhos privados e monopolísticos, a concorrência e o monopólio deixam de ser conceitos antagônicos (POSSAS, 1996).

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

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*², 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 e SHEPHERD, 2003).

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:

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).

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).

Desta forma, os SBDC conclui que não existe a possibilidade de exercício unilateral de poder de mercado se pelo menos alguma das seguintes condições estiver presente: “(a) as importações forem um remédio efetivo contra o exercício do poder de mercado; (b) a entrada for ‘provável, tempestiva e suficiente’; ou (c) a rivalidade entre as empresas existentes no mercado for efetiva.” (BRASIL, 2001, p. 5).

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. Isso faz com que seja pouco provável que seus rivais remanescentes substituam a competição perdida caso uma firma importante e rival seja eliminada através de uma fusão. Assim, mesmo um mercado altamente concentrado pode ser bastante competitivo se os *market-shares* flutuam substancialmente em pequenos períodos de tempo em resposta a mudanças na oferta (UNITED STATES, 2010).

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

² Ou parcela de mercado. Pode ser obtido dividindo o mercado da firma pelo total do mercado: $S_i = q_i / \sum_{j=1}^N q_j$.

concorrência perfeita, imperfeita ou um cartel. Diversos estudos internacionais³ exploram o grau de concorrência e a possível existência de um relacionamento e causalidade entre concentração e concorrência. Bikker e Haaf (2002) procuram estudar 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, segundo Martins (2012), diversos trabalhos se interessam por essa temática devido à combinação de alta concentração e elevado custo de intermediação. O autor 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 et al (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 de 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 mostraram que os bancos brasileiros possuem algum poder de mercado que é mais evidente no longo prazo, mas 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 et al (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 concluíram 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 em 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 rejeita-se 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

³ Ver Gilbert (1984) que faz uma revisão bibliográfica sobre como a estrutura de mercado influencia o desempenho de instituições depositárias.

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 (CR_k e HHI) e os índices de competição: Panzar e Rosse (1987), Boone (2003) e Brasnaham (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 de 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)⁴, como Panzar e Rosse (1987) e Brasnaham (1982).

A análise da rivalidade efetiva é algo que o presente artigo se diferencia e pretende contribuir para o setor bancário. Portanto, complementa a caracterização do nível de concorrência, mostrando como os bancos se comportam e, a partir daí, 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 é condição necessária, porém não suficiente para a possibilidade de exercício de poder de mercado. Portanto, conforme Guia para Análise Econômica de Atos de Concentração Horizontal (BRASIL, 2001), se houver rivalidade efetiva não existe a possibilidade de exercício unilateral de poder de mercado.

Desta forma, são apresentadas duas metodologias para a avaliação da rivalidade efetiva: (i) testes de raiz unitária aplicados em séries temporais individuais; e (ii) teste de raiz unitária aplicado em dados em painel.

4.1. Teste de raiz unitária em séries individuais

A metodologia para a mensuração da rivalidade entre os bancos é baseada em Gallet e List (2001), no qual utiliza 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. Desta forma, pode-se dizer que séries estacionárias não são indicativas de presença de rivalidade, ou seja, mostram a possibilidade de exercício de poder de mercado.

Assim, no presente estudo, cada principal banco 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 e de estacionariedade. 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

⁴ Para a NEIO, o poder de mercado é identificado e mensurado através da conduta das firmas (CHURCH e WARE, 2000).

não rivaliza com os seus concorrentes, já que seu *market-share* tende a ser estável. Mesmo quando ele se apropria do *market-share* de um concorrente, essa apropriação é transitória, pois tende a voltar para sua parcela de mercado de equilíbrio. Nesse caso, diz-se que a rivalidade não é efetiva (FAGUNDES et al, 2010).

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 e LIST, 2001).

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

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

$$[1] \quad MSR_{it} = MS_i^e + u_{it},$$

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

$$[2] \quad u_{it} = \varphi_0 + bt + e_{it},$$

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

Substituindo [2] em [1], temos:

$$[3] \quad MSR_{it} = a + bt + e_{it},$$

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

Serão usados neste artigo, o teste *Augmented Dickey Fuller* - ADF (DICKEY e FULLER, 1981), o Ng-Perron (NG e PERRON, 2001) e o KPSS (KWIATKOWSKI et al, 1992)⁵.

O teste ADF é obtido modelando, segundo Gallet e List (2001):

$$[4] \quad \Delta MSR_t = \mu + \delta t + \alpha MSR_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta MSR_{t-j} + \varepsilon_t,$$

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

O número de defasagens p ⁶ deve ser escolhido de modo que os resíduos estimados sejam um ruído branco. Entretanto, deve-se atentar que o excesso de defasagens pode diminuir o poder do teste, ou seja, a probabilidade de rejeitar a falsa hipótese nula, pois reduz os graus de liberdade (BUENO, 2011).

Se $\alpha = 0$, o *market-share* possui raiz unitária, e na presença de algum choque, ele não retorna para sua média, sendo assim, instável; se $\alpha < 0$, a série é estacionária e os choques são temporários, ou seja, o mercado é mais estável (BUENO, 2011). Portanto, consegue-se inferir sobre o comportamento e estabilidade da série no longo prazo e pode-se analisar a natureza da rivalidade do mercado.

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, implicando 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 autocovariância e autocorrelação e heterocedasticidade condicional caso o modelo possua defasagens (ENDERS, 2009).

NG e Perron (2001) construíram quatro testes estatísticos com modelagem similar ao teste ADF que pretendem resolver os problemas apontados acima. Já o teste de estacionariedade KPSS foi usado para

⁵ Gallet e List (2001) utilizaram o teste *Augmented Dickey Fuller* (ADF) e o teste de Quebra Estrutural.

⁶ Número de defasagens máximo definido pelo critério de Schwert (1989), assim: $p_{\max} = \text{int} \left[12x \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right]$, sendo que T é o número de observações.

eliminar dúvidas sobre a presença de raiz unitária resultantes de testes anteriores. Isso porque possui a hipótese nula é de estacionariedade da série, sendo assim, um teste complementar.

4.2. Teste de raiz unitária em painel

Os testes de raiz unitária em painel nada mais são que testes de raiz unitária feitos em múltiplas séries, aplicados em uma estrutura de dados em painel⁷. Rezende e Lima (2004)⁸ usam o teste de Im, Pesaran e Shin – IPS (IM et al, 2003), que é o mais usado. Esse teste ainda permite o teste individual, de modo que os parâmetros podem variar entre os *cross-section*.

Com base em Baltagi (2005), ao especificar um teste ADF para cada *cross section*, temos:

$$[5] \quad \Delta MSR_{it} = \mu_i + \delta_i t + \alpha_i MSR_{it-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \Delta MSR_{it-j} + \varepsilon_{it}.$$

Rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária para o conjunto de séries, segundo o autor, quando uma fração (não zero) de processo individual é estacionária. Após o cálculo das regressões ADF, a média das estatísticas *t* compõe a estatística do teste.

Entretanto, esse arranjo funciona somente quando a ordem das defasagens for zero. Caso os *lags* forem diferentes de zero, há uma estatística *t-bar* padronizada que possui, assintoticamente, uma distribuição normal (BALTAGI, 2005).

4.3. 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 detêm bancos em sua composição e dos bancos não integrantes de conglomerados são divulgadas trimestralmente¹⁰. Os dados utilizados foram trimestrais, entre 2000 e 2012.

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. Desta 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.

O mercado relevante estipulado está de acordo com a literatura sobre o assunto¹¹, considerando, no âmbito geográfico: o mercado nacional; e no âmbito de produto: ativos totais, depósitos totais, depósitos à vista e operações de crédito e arrendamento mercantil.

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 arrendamento mercantil, 83% dos depósitos totais e 87% dos depósitos à vista¹². 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-*

⁷ Fagundes (2010) evidencia as vantagens do uso do método para a análise da rivalidade.

⁸ Rezende e Lima (2004) também utilizam a instabilidade da parcela de mercado das séries para inferir sobre a rivalidade dos mercados. Utilizam, para isso, teste de raiz unitária em painel para dados sobre as 1000 maiores firmas do Brasil.

⁹ Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/top50/port/Top50.asp>>. Acesso em maio de 2013.

¹⁰ Para esclarecimentos e metodologia: <http://www4.bcb.gov.br/top50/port/esc_met.asp>. Acesso em maio de 2013.

¹¹ Principalmente quanto aos pareceres emitidos pelos órgãos de defesa da concorrência no Brasil, dentre eles os da SEAE.

¹² Dados calculados pelo autor, a partir de: <<http://www4.bcb.gov.br/top50/port/Top50.asp>>. Acesso em maio de 2013.

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 forma¹³: é obtido o logaritmo da razão entre *market-share* do banco *i* sobre o *market-share* médio do setor no tempo *t*. Assim:

$$[6] \quad MSR_{it} = \log \frac{MS_{it}}{MS_t}$$

O setor, nesse caso, é composto por somente esses cinco bancos, como se só eles fossem participantes do mercado. Dessa forma, se pode ver como se dá a rivalidade entre os grandes. Portanto, o MSR_{it} é utilizado, pois se pode medir a parcela de mercado que um banco possui se todos esses cinco maiores bancos fossem iguais, ou seja, tivessem a mesma participação de mercado¹⁴.

5. Resultados

5.1. Resultados usando os testes de raiz unitária para as séries individuais

Ao fazer o teste ADF, podem-se escolher três tipos de modelos que definem a equação de regressão: com constante e tendência, com constante ou sem nenhum componente determinístico. Assim, para os testes ADF, foram feitos também testes individuais e conjuntos¹⁵ para determinar a significância de componentes determinísticos. O teste Ng-Perron e o KPSS permitem a escolha com constante e com constante e tendência¹⁶.

A decisão foi tomada de acordo com o resultado da maioria dos testes (ADF, Ng-Perron e KPSS), levando em conta os componentes determinísticos encontrados através dos testes individuais e conjuntos. Os resultados foram analisados para uma significância de 5% e se encontram no ANEXO A, da TABELA 1 a TABELA 20.

Para o mercado de ativo total, o Banco do Brasil, a Caixa Econômica Federal, o Itaú, o Santander e o Bradesco possuem séries sem constante e tendência para o teste ADF e sem tendência para os testes Ng-Perron e KPSS. Os testes apontaram para a existência de raiz unitária para todos os bancos, ou seja, existência de rivalidade, exceto para o Bradesco.

Para o mercado de operações de crédito e arrendamento mercantil, o teste ADF foi aplicado na série do Banco do Brasil com constante e nas demais séries, sem constante e sem tendência. Os testes Ng-Perron e KPSS consideraram séries sem tendência. Segundo esses testes, as séries do Banco do Brasil e da Caixa são estacionárias, ou seja, não são indicativas de presença de rivalidade; enquanto que as séries do Bradesco, Itaú e Santander possuem raiz unitária.

Já para o mercado de depósitos totais, o teste ADF considerou as séries temporais dos bancos sem constante e tendência e os testes Ng-Perron e KPSS, séries sem tendência. Assim, todas as séries possuem raiz unitária (presença de rivalidade), exceto a do Banco do Brasil.

Para os depósitos à vista, as séries foram consideradas sem constante e sem tendência para o teste ADF, exceto para o Santander que apresentou constante significativa; e sem tendência para os testes Ng-Perron e KPSS. Nesse caso, todas as séries possuem raiz unitária, indicando a presença de rivalidade.

Portanto, para cada um dos mercados analisados, observa-se que a maioria dos bancos rivaliza com os seus concorrentes, ou seja, possivelmente há rivalidade efetiva nesses mercados.

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

¹⁴ $MS_t = 1/N$, sendo que *N* é igual a 5, que é o número total de bancos considerados na análise.

¹⁵ Testes presentes em DICKEY e FULLER (1981).

¹⁶ No *software* Eviews®.

5.2. Resultados usando o teste de raiz unitária para painel

Segundo Holmes (2002), o teste IPS possui algumas ressalvas. A hipótese nula conjunta de presença de raiz unitária pode ser rejeitada quando uma fração das séries for estacionária, não sendo evidente qual é. Dessa forma, caso a hipótese nula seja rejeitada, pouco se pode saber sobre a rivalidade do mercado sem analisar as séries individuais, pois se uma parte dos bancos não rivalizar nesse mercado não significa que não há rivalidade entre os outros bancos.

Outro fator que é importante mencionar é que os erros presentes entre o painel podem ser correlacionados, fazendo com que a hipótese nula não seja corretamente rejeitada ou não rejeitada. Assim, assumindo que os erros sejam identicamente e independentemente distribuídos (iid), pode-se fazer implicações importantes para tamanho e poder do teste (HOLMES, 2002).

Os resultados dos testes podem ser encontrados no ANEXO B, da TABELA 21 a TABELA 24. Foram consideradas séries sem tendência; com três defasagens, de acordo com o critério de Said e Dickey (1984); e significância de 5%.

De acordo com os resultados, observa-se que os mercados de ativo total e operações de crédito e arrendamento mercantil foram considerados sem raiz unitária. Os mercados de depósitos totais e depósitos à vista possuem raiz unitária.

Desta forma, os mercados de ativo total e operações de crédito e arrendamento mercantil podem ser considerados com pouca possibilidade de rivalidade efetiva, ao contrário dos mercados de depósitos totais e depósitos à vista.

6. Conclusões

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 (NAKANE, 2010).

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 dos mesmos maiores bancos. Em outras palavras, usa-se o *market-share* relativo como se o mercado só fosse composto por esses bancos. Para os ativos totais o mercado ainda apresenta possivelmente rivalidade (exceto para o banco Bradesco). No mercado de operações de crédito e arrendamento mercantil, a maior parte das séries possui raiz unitária (exceto para as séries do Banco do Brasil e da Caixa Econômica Federal), concluindo-se então para a possível presença de rivalidade, principalmente entre os maiores bancos privados. O mercado de depósitos totais pode apresentar rivalidade (exceto para o banco Bradesco), assim como o de depósitos à vista.

Portanto, considerando a maior parte das séries, pode-se dizer que existe possível rivalidade efetiva nos mercados estudados, o que reduz a possibilidade do exercício de poder de mercado devido a um aumento da concentração. Essa rivalidade está relacionada à interação entre os grandes bancos que possuem grande relevância para o mercado como um todo.

Em relação ao teste de raiz unitária para os dados em painel, os resultados mostram que os mercados de ativo total, operações de crédito e arrendamento mercantil foram considerados estáveis, ou seja, com pouca probabilidade de rivalidade efetiva. Já os mercados de depósitos totais e depósitos à vista possuem uma chance maior de haver rivalidade. No entanto, como já mencionado, a hipótese nula conjunta de presença de raiz unitária pode ser rejeitada quando uma fração das séries for estacionária, significando que alguns bancos podem possuir séries não estacionárias.

Em suma, os mercados de depósitos totais e depósitos à vista possivelmente possuem rivalidade efetiva, ou seja, existe baixa probabilidade de exercício de poder de mercado. Já para os mercados de

ativo total e operações de crédito e arrendamento mercantil, a rivalidade pode estar presente entre alguns bancos, mas os mercados tendem a ser mais estáveis, aumentando a possibilidade de exercício de poder de mercado. Sendo assim, um aumento da concentração pode ser mais preocupante nesses últimos.

O estudo da evolução do *market-share* possui algumas vantagens, pois é uma forma de analisar a conduta dos bancos em uma perspectiva temporal, ou seja, dinâmica. Dessa forma, se propõe outro instrumental para avaliar o poder de mercado, sendo útil, portanto, para avaliações de atos de concentração.

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, se caracteriza 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 a lucro anormal.

Uma limitação que deve ser mencionada aqui é que os testes de raiz unitária, tanto individuais quanto em painel possuem limitações. É por isso que foram feitos vários testes diferentes, de modo com que se tenham mais instrumentos para a tomada de decisão.

Além disso, os testes foram feitos para os maiores bancos, não avaliando a rivalidade entre os bancos menores. Também foram estudados os mercados relevantes como um todo, não apresentando uma análise de cada série temporal de cada banco, seu comportamento e ações concorrenciais. Desta forma, essas questões podem ser exploradas em estudos futuros.

Referências Bibliográficas

ARAÚJO, L. A. D. de. et al. Competição e concentração entre os bancos brasileiros. *Economia*, Brasília, v. 7, n. 3, p. 561-586, set./dez. 2006.

BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. 3rd. ed. London: John Wiley and Sons, 2005. 320 p.

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. p. 1-21. (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. Nov. 2002

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 de agosto de 2001. seção 1, p. 12 - 15

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

- BOONE J. Optimal competition: a benchmark for competition policy. *Discussion Paper*, Tilburg, n. 2003-03, Jan. 2003.
- 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 ECONOMICA (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 de mai. 2014.
- COSTA, F. N. da. *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, Jul. 1984.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, Jul. 1981.
- DIVINO, J. A.; SILVA, R, S. Uma Análise da Concorrência Bancária na Economia Brasileira. In: 41º Encontro Nacional de Economia. 41, Foz do Iguaçu. 2013. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i8-cfae0ede51e72199dceb6f3b25b104b5.pdf>. Acesso em: 16 julho 2014.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 3rd. ed. Nova York: Wiley, 2009.
- FAGUNDES, J. et al. Métodos para análise da efetividade da rivalidade utilizando as participações de mercado. *Revista do Ibrac*, São Paulo, ano 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.
- GALLET, C.A.; LIST, J.A. Market share instability: an application of Unit Root Tests for the cigarette industry. *Journal of Economics and Business*, Philadelphia, v. 53, n. 5, p. 473-80, set.-out. 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.
- HOLMES, M. J. Convergence in International Output: evidence from panel data unit root tests. *Journal of Economic Integration*, Seoul, v. 17, n.4, p.826-838, Dec. 2002.
- IM, K.S. et al. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 115, n.1, p. 53-74, Jul. 2003.
- KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 54, p. 159-178, 1992.
- LAU, L. J. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters*, Amsterdam, 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. *Trabalhos para Discussão*, Brasília, n. 299, p. 1-29, Nov. 2012. 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. *Working Paper Series*, Brasília, n. 12, p. 1-24, Mar. 2001. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps12.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2012
- NAKANE, M. I. et al. Demand for Bank Services and Market Power in Brazilian Banking. *Working Paper Series*, Brasília, n. 107, p. 1-46, Jun. 2006. 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: [s.n.], 2010. (Tendências: Consultoria Integrada). 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*, Chicago, v. 61, n. 6, p.1519-1554, Nov. 2001.
- PANZAR, J.; ROSSE, J. Testing for “Monopoly” Equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, Oxford, v. 35, n. 4, p. 443-456, Jun. 1987.
- POSSAS, M. Os Conceitos de Mercado Relevante e de Poder de Mercado no Âmbito da Defesa da Concorrência. *Publicações Grupo de Regulação da Concorrência*, Rio de Janeiro, 1996. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/grc/pdfs/os_conceitos_de_mercado_relevante_e_de_poder_de_mercado.pdf>. Acesso: 5 mai. 2014.
- REZENDE, M.; LIMA, M. A. M. Market Share Instability in the Brazilian Industry: a dynamic panel data analysis. *Textos para Discussão*, Rio de Janeiro, TD. 008/2004, 2004. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/pesquisa/publicacoes/discussao/2004/market_share_instability_in_the_brazilian_industry_a_dynamic_panel_data_analysis.pdf>. Acesso em: 29 mar. 2013.
- SAID, S. E; DICKEY, D. A. Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, London, v. 71, n. 3, p. 599-607, Dec. 1984.
- SCHWERT, G. W. Tests for Unit Roots: a Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, Washington, 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, Inc, 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 de mai. 2014.

ANEXO A – RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E ESTACIONARIEDADE

TABELA 1 – Teste ADF¹– Ativo Total

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística <i>t</i>
Banco do Brasil	Nenhum	0	-0,9050*
CEF	Nenhum	0	-2,1567**
Santander	Nenhum	0	-2,2018**
Bradesco	Nenhum	0	-3,7280***
Itaú	Nenhum	1	-2,2238**

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989).

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

*** Rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%

TABELA 2 – Significância da constante e tendência no teste ADF¹– Ativos Totais

Banco	Estatística	Estatística calculada
Banco do Brasil	$\tau_{\beta\tau}$	-2,034472*
CEF	$\tau_{\beta\tau}$	-0,464955*
Santander	$\tau_{\beta\tau}$	1,344991*
Bradesco	$\tau_{\beta\tau}$	-0,358729*
Itaú	$\tau_{\beta\tau}$	1,238448*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

TABELA 3 - Testes conjuntos para ADF¹– Ativos Totais

Banco	Testes Conjuntos	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	2,1132*
	ϕ_1	1,0019*
CEF	ϕ_3	0,1104*
	ϕ_1	1,8865*
Santander	ϕ_3	0,9233*
	ϕ_1	4,8200**
Bradesco	ϕ_3	0,0649*
	ϕ_1	0,1689*
Itaú	ϕ_3	0,8003*
	ϕ_1	2,0152*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Não rejeição da hipótese nula a 1% e 5%

TABELA 4 - Teste Ng-Perron¹– Ativos Totais

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística Mzt
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0	-1,1993*
CEF	<i>Drift</i>	0	-0,3409*
Santander	<i>Drift</i>	1	-0,8585*
Bradesco	<i>Drift</i>	3	-2,1768**
Itaú	<i>Drift</i>	1	0,2192*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

TABELA 5 - Teste KPSS¹– Ativos Totais

Banco	Variáveis Determinísticas	LM stat
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0,7708*
CEF	<i>Drift</i>	0,7882*
Santander	<i>Drift</i>	0,6212*
Bradesco	<i>Drift</i>	0,1502
Itaú	<i>Drift</i>	0,9173*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e *Bandwidth*: Newey-West.

*Rejeição da hipótese nula a 5%.

TABELA 6 - Teste ADF¹– Operações de Crédito e Arrendamento Mercantil

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística <i>t</i>
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	1	-3,2668**
CEF	Nenhum	1	-2,3008**
Santander	Nenhum	0	-2,707***
Bradesco	Nenhum	1	-1,0665*
Itaú	Nenhum	0	-3,291***

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989).

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

*** Rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

TABELA 7 - Significância da constante e tendência no teste ADF¹– Operações de Crédito e Arrendamento Mercantil

Banco	Estatística	Estatística calculada
Banco do Brasil	$\tau_{\beta\tau}$	-1,7746*
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,3709**
CEF	$\tau_{\beta\tau}$	1,9040*
Santander	$\tau_{\beta\tau}$	1,3947*
Bradesco	$\tau_{\beta\tau}$	-3,7072*
	$\tau_{\alpha\tau}$	3,6107***
Itaú	$\tau_{\beta\tau}$	1,1935*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

*** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

TABELA 8 - Testes conjuntos para ADF¹– Operações de Crédito e Arrendamento Mercantil

Banco	Testes Conjuntos	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	1,6435*
	ϕ_1	5,9228**
CEF	ϕ_3	1,8913*
	ϕ_1	3,9938***
Santander	ϕ_3	0,9928*
	ϕ_1	2,5868*
Bradesco	ϕ_3	7,1708**
	ϕ_2	4,8373***
Itaú	ϕ_3	0,7275*
	ϕ_1	0,0989*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

***Rejeição da hipótese nula a 10%.

TABELA 9 - Teste Ng-Perron¹– Operações de Crédito e Arrendamento Mercantil

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística Mzt
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0	-0,6778*
CEF	<i>Drift</i>	1	-1,0961*
Santander	<i>Drift</i>	0	-0,4542*
Bradesco	<i>Drift</i>	1	-1,1094*
Itaú	<i>Drift</i>	0	-0,6218*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

TABELA 10 - Teste KPSS¹– Operações de Crédito e Arrendamento Mercantil

Banco	Variáveis Determinísticas	LM <i>stat</i>
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0,2159
CEF	<i>Drift</i>	0,2656
Santander	<i>Drift</i>	0,7927*
Bradesco	<i>Drift</i>	0,5355*
Itaú	<i>Drift</i>	0,6950*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e *Bandwidth*: Newey-West.

*Rejeição da hipótese nula a 5%

TABELA 11 - Teste ADF¹– Depósitos Totais

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística <i>t</i>
Banco do Brasil	Nenhum	1	-0,2514*
CEF	Nenhum	1	-1,7799***
Santander	Nenhum	0	-2,3396**
Bradesco	Nenhum	1	-0,3207*
Itaú	Nenhum	0	-1,4104*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989).

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

*** Rejeição da hipótese nula a 10%.

TABELA 12 - Significância da constante e tendência no teste ADF¹– Depósitos Totais

Banco	Estatística	Estatística calculada
Banco do Brasil	$\tau_{\beta\tau}$	0,0386*
CEF	$\tau_{\beta\tau}$	-1,1942*
Santander	$\tau_{\beta\tau}$	1,6747*
Bradesco	$\tau_{\beta\tau}$	-2,3351*
Itaú	$\tau_{\beta\tau}$	1,9092*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

TABELA 13 - Testes conjuntos para ADF¹– Depósitos Totais

Banco	Testes Conjuntos	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	0,0000*
	ϕ_1	4,5115**
CEF	ϕ_3	0,7448*
	ϕ_1	0,4182*
Santander	ϕ_3	1,4316*
	ϕ_1	3,9485**
Bradesco	ϕ_3	2,8435*
	ϕ_1	1,1563*
Itaú	ϕ_3	1,8602*
	ϕ_1	1,983*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 10%.

TABELA 14 - Teste Ng-Perron¹– Depósitos Totais

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística Mzt
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0	-1,990**
CEF	<i>Drift</i>	1	-0,944*
Santander	<i>Drift</i>	0	-0,611*
Bradesco	<i>Drift</i>	0	-1,263*
Itaú	<i>Drift</i>	0	-0,784*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

TABELA 15 - Teste KPSS¹– Depósitos Totais

Banco	Variáveis Determinísticas	LM stat
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0,1027
CEF	<i>Drift</i>	0,7825*
Santander	<i>Drift</i>	0,7621*
Bradesco	<i>Drift</i>	0,5457*
Itaú	<i>Drift</i>	0,8009*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e *Bandwidth*: Newey-West.

* Rejeição da hipótese nula a 5%.

TABELA 16 - Teste ADF¹– Depósitos à Vista

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística <i>t</i>
Banco do Brasil	Nenhum	0	-0,5987*
CEF	Nenhum	0	-0,4460*
Santander	<i>Drift</i>	0	-4,0835**
Bradesco	Nenhum	0	-1,8655****
Itaú	Nenhum	0	-2,0785***

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério de Schwert (1989).

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

*** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

**** Rejeição da hipótese nula a 10%.

TABELA 17 - Significância da constante e tendência no teste ADF¹– Depósitos à Vista

Banco	Estatística	Estatística calculada
Banco do Brasil	$\tau_{\beta\tau}$	-2,6359*
CEF	$\tau_{\beta\tau}$	3,5206**
Santander	$\tau_{\beta\tau}$	0,7960*
	$\tau_{\alpha\mu}$	-3,3139*
Bradesco	$\tau_{\beta\tau}$	-1,3999*
Itaú	$\tau_{\beta\tau}$	1,8981*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

TABELA 18 - Testes conjuntos para ADF¹– Depósitos à Vista

Banco	Testes Conjuntos	Estatística
Banco do Brasil	ϕ_3	3,5469*
	ϕ_1	1,3927*
CEF	ϕ_3	6,3267***
	ϕ_1	0,2149*
Santander	ϕ_3	0,3234*
	ϕ_1	5,6032**
Bradesco	ϕ_3	1,0007*
	ϕ_1	2,3761*
Itaú	ϕ_3	1,8390*
	ϕ_1	1,4495*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados baseados em valores obtidos pelo *software* EViews® e calculados a partir de Dickey e Fuller (1981) para 52 observações.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

** Rejeição da hipótese nula a 5% e 10%.

*** Rejeição da hipótese nula a 10%.

TABELA 19 - Teste Ng-Perron¹– Depósitos à Vista

Banco	Variáveis Determinísticas	Lags ²	Estatística Mzt
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0	-1,4822*
CEF	<i>Drift</i>	0	-0,7008*
Santander	<i>Drift</i>	0	-0,8786*
Bradesco	<i>Drift</i>	3	-0,8055*
Itaú	<i>Drift</i>	3	-1,3497*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Lag máximo determinado pelo critério MAIC e *Spectral estimation method*: AR GLS detrended.

* Não rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%.

TABELA 20 - Teste KPSS¹– Depósitos à Vista

Banco	Variáveis Determinísticas	LM <i>stat</i>
Banco do Brasil	<i>Drift</i>	0,7851*
CEF	<i>Drift</i>	0,4844*
Santander	<i>Drift</i>	0,4915*
Bradesco	<i>Drift</i>	0,4959*
Itaú	<i>Drift</i>	0,5463*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações. *Spectral estimation method*: Bartlett kernel e *Bandwidth*: Newey-West.

*Rejeição H_0 a 5%.

ANEXO B – RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM PAINEL

TABELA 21 – Teste IPS¹ – Ativos Totais

<i>Augmenting Lag</i> ²	Variável t-bar (W-stat)	<i>p-value</i>
Modelo sem <i>time trend</i>		
p=3	-2,031	0,021*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Para cada regressão ADF foram escolhidos o *lag length* baseado em Said e Dickey (1984): $T^{1/3}$, sendo assim, o *lag length* é igual a 3.

*Rejeição de Ho a 5%.

TABELA 22 - Teste IPS¹ – Operações de Crédito e Arrendamento Mercantil

<i>Augmenting Lag</i> ²	Variável t-bar (W-stat)	<i>p-value</i>
Modelo sem <i>time trend</i>		
p=3	-4,045	0,000*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Para cada regressão ADF foram escolhidos o *lag length* baseado em Said e Dickey (1984): $T^{1/3}$, sendo assim, o *lag length* é igual a 3.

*Rejeição de Ho a 5%.

TABELA 23 - Teste IPS¹ – Depósitos Totais

<i>Augmenting Lag</i> ²	Variável t-bar (W-stat)	<i>p-value</i>
Modelo sem <i>time trend</i>		
p=3	-1,389	0,082*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²Para cada regressão ADF foram escolhidos o *lag length* baseado em Said e Dickey (1984): $T^{1/3}$, sendo assim, o *lag length* é igual a 3.

*Não rejeição de Ho a 5%.

TABELA 24 - Teste IPS¹ – Depósitos à Vista

<i>Augmenting Lag</i> ²	Variável t-bar (W-stat)	<i>p-value</i>
Modelo sem <i>time trend</i>		
p=3	-1,286	0,099*

Fonte: Elaboração própria.

¹Dados estimados pelo *software* EViews® para 52 observações.

²*Lag* máximo determinado pelo critério de Schwert (1989), sendo que os *lags* escolhidos foram zero. Porém, para cada regressão ADF foram escolhidos o *lag length* baseado em Said e Dickey (1984): $T^{1/3}$, sendo assim, o *lag length* é igual a 3.

*Não rejeição de Ho a 5%.