

Uma Análise da Concorrência Bancária na Economia Brasileira

José Angelo Divino[‡]
Renan Said Silva^{*}

Resumo

Este artigo tem como objetivo avaliar o nível de competição no setor bancário brasileiro no período de julho de 1994 a fevereiro de 2012 por meio da aplicação do modelo de Panzar-Rosse a um painel de dados balanceado contendo 62 bancos. Atenção especial é dispensada à presença de variáveis de escala na regressão, existência de componente sazonal nas séries financeiras e normalização do preço dos insumos bancários. A inclusão de variáveis de escala na regressão e presença de sazonalidade nos dados tendem a, erroneamente, indicar um mercado concorrencial. No modelo sazonalmente ajustado e sem variável de escala, a estatística-H revela que tanto os bancos em geral quanto subgrupos específicos atuam de forma não competitiva. O índice de Lerner mostrou que, enquanto os grandes bancos possuem elevado poder de mercado, os bancos públicos apresentam poder de mercado intermediário, compatível com os diversos tipos de interferência que sofrem em suas decisões administrativas.

Palavras-chave: Setor bancário; Estrutura de mercado; Índice de Lerner; Painel de dados.

Abstract

This article aims to assess the level of competition in the Brazilian banking sector in the period from July 1994 to February 2012 by applying the Panzar-Rosse model to a balanced panel dataset containing 62 banks. Special attention is given to the presence of scale variables in the regression, the existence of seasonal component in financial series and normalization of the price of banking inputs. The inclusion of scale variables in the regression and presence of seasonality in the data tend to erroneously indicate a competitive market structure. In the seasonally adjusted model without scale variable, the H-statistic shows that banks in general and specific subgroups act non-competitively. The Lerner index showed that while large banks have high market power, public banks have intermediary market power, compatible with the various kinds of interference in their management decisions.

Keywords: Banking sector; Market structure; Lerner index; Panel data.

Classificação JEL: C51, C33, C52, G21, L11

Área 8 - Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

[‡] Universidade Católica de Brasília. Mestrado e Doutorado em Economia. SGAN 916, Sala A-118, Zip: 70790-160, Brasília - DF, Brasil. Telefone: +55 (61) 3448-7135 Fax: (61) 3347-4797. E-mail: jangelo@pos.ucb.br.

^{*} Doutorando em Economia. Universidade Católica de Brasília. SGAN 916, Zip: 70790-160, Brasília - DF, Brasil. E-mail: renansaiducb@hotmail.com.

1. Introdução

As autoridades monetárias do mundo inteiro buscam meios eficientes de controle de crédito através da política monetária, mas em muitas oportunidades a transmissão dessa política pode não ser tão eficaz quanto se gostaria. Um dos fatos que possivelmente influenciam o resultado das ações de um banco central é a forma que o sistema financeiro está organizado. Em várias situações é cômodo para um pesquisador assumir que o mercado é perfeitamente competitivo e por isso não há distorções decorrentes da organização das instituições. Contudo, é difícil admitir que o sistema financeiro seja perfeitamente concorrente. Essa é uma condição teórica, que dificilmente será observada na prática, especialmente em um mercado que possui barreiras à entrada e forte regulação, como é o caso do setor bancário brasileiro.

No sistema financeiro, os bancos possuem a função básica de aproximar indivíduos poupadores de indivíduos tomadores de empréstimos. Porém, o cumprimento dessa função fundamenta-se na busca de maximização dos lucros. Partindo desse princípio, espera-se que os bancos privados buscam esse objetivo com mais intensidade do que os bancos públicos, que muitas vezes enfrentam interferência política nas decisões administrativas e são usados como instrumentos em distintas políticas sociais.

Uma característica própria do Brasil é que, historicamente, o sistema financeiro apresenta dificuldades para transmitir políticas de combate à inflação via taxa básica de juros, necessitando manter altos juros para gerar o efeito desejado sobre a economia. Partindo do pressuposto que a organização do sistema financeiro é um dos responsáveis por várias peculiaridades do mercado bancário no Brasil, temos que encontrar características de poder e concentração de mercado que são compatíveis com a tese de pouca concorrência. De acordo com essa ideia, constatou-se que, em junho de 2012, mais de 80% dos depósitos à vista da economia estavam distribuídos em apenas cinco instituições, segundo dados do Banco Central do Brasil, e se mantendo nesse patamar durante os períodos subsequentes. Mesmo que a maior parte dos depósitos esteja alocada em um número pequeno de instituições bancárias, isso não significa, necessariamente, que o mercado é não concorrente. Para inferir que os bancos não competem entre si, é necessário aplicar um método claro e não tendencioso que gere respostas sobre o ambiente de mercado no qual os bancos estão inseridos e revele como são tomadas as decisões nesse ambiente.

O objetivo desse artigo é aplicar o modelo de Panzar e Rosse (1987) para avaliar a estrutura de mercado do setor bancário brasileiro, atentando-se para a presença de variáveis de escala e de efeito sazonal nas séries financeiras. A amostra cobre o período de julho de 1994 a fevereiro de 2012 para 62 bancos. O modelo de Panzar-Rosse identifica a estrutura de mercado na qual uma firma está inserida observando, apenas, a reação da receita total a mudanças no preço dos insumos. Esse modelo é teoricamente bem fundamentado, mas as tentativas de aplicá-lo empiricamente têm produzido resultados variados. Para começar, deve-se ter uma série de cuidados especiais com a aplicação, conforme destacam Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009). Os trabalhos que utilizam, por exemplo, alguma variável de escala controlando para o tamanho das instituições financeiras produzem resultados enviesados. Basicamente, Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009) mostram que a relação de elasticidade da receita com os preços dos insumos passa a ser substituída pela elasticidade preço do produto com relação ao preço dos insumos quando se adiciona variáveis de escala na regressão.

Outra preocupação da aplicação de Panzar-Rosse é que o modelo original é atemporal e para uma única firma. Ao se estimar o modelo, a estatística H , que é um indicador da forma de competição das firmas, pode não revelar a estrutura do mercado bancário adequadamente e sim um valor médio e impreciso devido à possível heterogeneidade das firmas. Esta heterogeneidade surge por existir uma diversidade de instituições classificadas como bancos, mas não há garantias de que atuem sobre o mesmo mercado, com o mesmo produto financeiro, ou que sejam firmas similares. Ao considerar a dimensão temporal, há cuidados adicionais a serem tomados, como a presença de raiz unitária e existência de componente sazonal nas séries temporais, que podem comprometer as estimativas se não foram adequadamente tratados. Há, também, uma discussão sobre a análise dos balanços (ou balancetes) bancários, principalmente com relação a qual tipo de receita avaliar, já que receitas de diferentes operações financeiras e serviços podem possuir relações distintas. Isto surge porque uma instituição pode exercer poder de mercado em operações financeiras, mas não em serviços, ou vice versa.

Os trabalhos realizados para o Brasil com a aplicação do modelo de Panzar-Rosse costumam omitir alguns desses cuidados e, com exceção de Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), tendem a concluir que o mercado bancário é competitivo, apesar da grande concentração do volume de depósitos em poucas instituições. Nessa linha de argumentação estão, por exemplo, Lucinda (2010), Araújo e Jorge Neto (2007) e Nakane (2002). Vale destacar que Lucinda (2010) utiliza uma versão de Panzar-Rosse para dados em painel,

enquanto Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) e Araújo e Jorge Neto (2007) realizam a estimação de vários cortes seccionais. Já Nakane (2002) aplica o modelo de Bresnahan (1982) e Lau (1982) a séries temporais dos agregados do sistema bancário brasileiro. Belaisch (2003) também faz uso de um painel de dados e não rejeita a hipótese de concorrência perfeita para o setor bancário brasileiro, desalinhando com outros trabalhos que descartam essa estrutura de mercado.

Usando métodos não estruturais, a maioria dos estudos infere sobre a existência de concorrência no mercado bancário brasileiro. Esta proporção cresce quando se trata da estimação do modelo de Panzar-Rosse, que tende a indicar a existência de certo grau de concorrência. Apenas Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) encontram a estatística $H < 0$ em 3 dos 21 meses estimados por corte seccional. Nessas condições, os resultados díspares são devidos, especificamente, a aspectos metodológicos que precisam ser mais bem desenvolvidos e padronizados, incorporando as críticas de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009) e aplicando um tratamento adequado às séries envolvidas nas estimações.

Esse artigo diferencia dos demais estudos para o setor bancário brasileiro por aplicar o modelo de Panzar-Rosse a uma base de dados sazonalmente ajustada, considerar as críticas de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009), calcular Índice de Lerner a partir da estimação da estatística- H e sugerir uma forma alternativa de representação para os preços dos insumos financeiros. Os resultados empíricos revelam uma tendência de superestimação do grau de concorrência do setor bancário ao se utilizar uma base de dados sem ajuste sazonal ou desconsiderar as críticas de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009) no processo de estimação. Como consequência, os resultados obtidos divergem de vários trabalhos que encontram algum grau de competitividade no setor bancário da economia brasileira. Os bancos brasileiros não atuam em estruturas competitivas de mercado. Os grandes bancos apresentam estruturas não concorrentes e, além disso, possuem poder de mercado significativamente superior às demais instituições. O Índice de Lerner revelou que os Bancos públicos possuem poder de mercado inferior aos bancos em geral, mas rejeitou a hipótese de atuarem competitivamente.

O artigo está organizado conforme se segue. A segunda seção apresenta o modelo empírico e a base de dados. A terceira seção descreve e analisa os resultados obtidos. Finalmente, a quarta seção é dedicada às observações conclusivas.

2. Modelo Empírico

O modelo desenvolvido por Panzar e Rosse (1987) utiliza estática comparativa da firma em equilíbrio. Os seus principais resultados podem ser resumidos em três conclusões sobre a soma das elasticidades da receita total com relação ao preço dos fatores produtivos. A soma dessas elasticidades também é conhecida na literatura como estatística- H e serve como uma medida de competitividade das firmas. Segundo Panzar-Rosse (1987), os três principais resultados são¹:

Teorema 1: A soma das elasticidades da receita total com relação ao preço dos insumos produtivos na forma reduzida da receita de um monopolista deve ser não positiva. ($H \leq 0$).

Proposição 1: No equilíbrio simétrico de Chamberlini, a soma das elasticidades da receita total com relação ao preço dos insumos produtivos é menor ou igual a um. ($H \leq 1$).

Proposição 2: Para firmas observadas no equilíbrio competitivo de longo prazo, a soma das elasticidades da receita total com relação ao preço dos insumos produtivos é igual a um. ($H = 1$).

$$H_i = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_{ki}} \frac{w_{ki}}{R_i^*} \quad (1)$$

A estatística reportada no modelo original de Panzar-Rosse apresenta o valor de H para cada firma, i , individualmente, w_k é o preço dos k insumos produtivos e R^* é a receita da firma quando adota a melhor resposta produtiva.

A ideia básica do modelo é que a receita de um monopolista ou oligopolista responde negativamente à qualquer aumento no preço de algum insumo. Porém, no caso de concorrência perfeita, qualquer elevação no preço dos insumos será repassada para o preço do produto final levando a um aumento das receitas em

¹ Vide Panzar e Rosse (1987) para uma derivação formal do modelo da firma bem como para as demonstrações dos resultados aqui reportados.

proporção unitária. No caso intermediário, de concorrência monopolística, qualquer elevação do custo marginal afeta as receitas como no caso anterior, porém menos que em proporção unitária.

As formas de abordagem deste modelo foram vastamente estudadas por muitos artigos, mas o de maior relevância foi Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009) que destaca que a inclusão de variáveis de escala, comuns nos modelos empíricos, gera viés na medida de concentração, a estatística-H. Especificamente, afirmam que: *Estimates of conduct for monopoly or oligopoly that control for scale, will yield $H > 0$* . E sobre a inclusão de variáveis de escala como variável independente: *$H > 0$ for monopoly or oligopoly if log of Total Assets is included as a separate regressor*.

Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009) argumentam simplesmente que ao controlar por escala ou adicionar uma variável de escala na regressão, o modelo deixa de ser contra a receita total e passa a ser contra o do preço. A principal forma de se controlar por escala é utilizar como variável dependente o logaritmo da receita total dividida pelos ativos totais, $\log(RT/TA)$, que para Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009) serve como proxy para o logaritmo do preço do produto, $\log(P)$. A inclusão de variáveis de escala na equação, geralmente, consiste em adicionar ativos totais como regressor. Quando o coeficiente deste é igual a um, o efeito será idêntico que ao controlar por escala. Em geral, um aumento do preço dos insumos leva o monopolista reduzir a receita, mas o preço do produto sempre sofrerá um aumento. Por isso, na equação que se regride contra o preço, tem-se que $H > 0$ mesmo em uma estrutura de mercado monopolista.

Em Pazar e Rosse (1987) é obtido o resultado para uma única firma em um ambiente atemporal e, para que os parâmetros sejam estimados, adapta-se aqui o modelo para dados em painel. Dessa maneira, permite-se que haja variabilidade entre as unidades amostrais e ao longo do tempo, estimando-se os efeitos associados a essas duas dimensões. A identificação desses efeitos melhora as estimativas dos parâmetros ou das relações entre as variáveis na regressão.

No modelo empírico é utilizado uma variável de controle representando o risco da carteira de cada instituição (CRD), que exerce influência sobre a oferta e a demanda, ajudando a identificar os parâmetros do modelo. As dummies (D_j) são usadas para analisar separadamente as instituições por grupos ($j = 1, \dots, J$) e captar diferenças nos parâmetros para cada tipo de instituição. O modelo empírico é descrito como:

$$\ln(RT_{it}) = \gamma_0 + \beta_1 \ln(w1_{it}) + \beta_2 \ln(w2_{it}) + \sum_{j=1}^J D_j [\gamma_{0,j} + \beta_{1,j} \ln(w1_{it}) + \beta_{2,j} \ln(w2_{it})] + \beta_4 \ln(CRD_{it}) + \delta_i + u_{it} \quad (2)$$

onde $i = 1, 2, \dots, 62$ representa os bancos e $t = 1994:7, 1994:8, \dots, 2012:2$ define o tempo. A estatística H para os bancos em geral, os quais não pertencem aos grupos de controle, é definida por $H = \beta_1 + \beta_2$ e para cada grupo, j , é $H_j = \beta_1 + \beta_2 + \beta_{1,j} + \beta_{2,j}$, w_1 é o gasto administrativo por unidade de crédito concedido, w_2 é a remuneração pelos depósitos e RT é a receita total de operações de crédito.

O insumo w_1 difere dos demais trabalhos por ser a despesa administrativa por crédito concedido. Crédito é o principal produto de uma instituição bancária e o único responsável pela receita das operações de crédito. Ao adotar o crédito como produto, então w_1 é o preço administrativo por unidade produzida.

Em outros trabalhos, a despesa administrativa é normalizada pelo ativo total ou o ativo total deduzindo algumas contas. Esse procedimento é descrito como preço unitário da despesa administrativa, mas não revela nitidamente qual a unidade do insumo. Outra dificuldade clara de se utilizar o ativo para encontrar esse insumo é que ao realizar uma operação de crédito o banco não necessariamente pega um empréstimo (aumentando o ativo), porque possui a opção de trocar o saldo das contas ativas de alta liquidez por mais operações de crédito que também é uma conta ativa. Assim o tamanho da carteira de crédito pode não estar diretamente relacionado com o tamanho do ativo.

No caso em que a despesa administrativa e o crédito aumentam proporcionalmente, não haverá aumento do preço administrativo por cada unidade de crédito, dado por $\left(\frac{Desp.adm.}{Créd}\right)$, independente de se realizar uma operação ativa (reorganizando saldos da conta do ativo) ou não. No caso em que o insumo é normalizado pelo ativo, $\left(\frac{Desp.adm.}{Ativo}\right)$, constará um aumento se a operação for ativa ou parcialmente ativa (onde a elevação das operações de crédito é viabilizada por captação de recursos). Dessa forma a normalização pelo ativo pode não revelar corretamente o preço do insumo, principalmente no caso em que se está avaliando apenas a concorrência no mercado de crédito.

Outro ponto fundamental é que a normalização pelo ativo não capta nitidamente o aumento de produtividade administrativa e os ganhos de escala. Para que esses efeitos sejam captados é necessário que a

operação nunca fosse ativa, ou seja, para conceder uma unidade de crédito, uma unidade de crédito deveria ser captada no mercado. Isso dificilmente ocorre, pois é de conhecimento comum que os bancos buscam a maior quantidade de depósitos possível, independente de emprestarem ou não tais valores. Já ao normalizar pelo crédito, é bem simples capturar o efeito de crescimento de produtividade sobre as despesas, pois a própria relação já se ajusta ao aumento de produtividade e ganhos de escala por se tratar da própria relação de dispêndio e produto.

Seguindo a crítica de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009) não se acrescentam, ao modelo empírico, variáveis de escala para os bancos, tais como a fração da participação no mercado, o número de agências ou o total de ativos, pois estas podem apresentar o efeito sobre o preço do produto ao invés dos efeitos sobre a receita.

De acordo com Shaffer (1983), no curto prazo, a estatística- H deve ser avaliada com o teste uni-caudal no qual um valor menor que zero rejeita qualquer forma de competição imperfeita e valores positivos podem ser encontrados em várias estruturas de competição. Para valores intermediários serão observadas duas hipóteses nulas:

A hipótese nula de $H \leq 0$ (monopólio/oligopóio)

A hipótese nula de $H = 1$ (concorrência perfeita)

A partir desses dois testes, é possível realizar inferência sobre a estrutura de mercado. Caso ambas as hipóteses sejam rejeitadas infere-se que o mercado está em uma estrutura de concorrência monopolística.

Para obter o índice de Lerner através da estatística- \hat{H} (estimada), primeiro é necessário que a estatística- H apresente valor negativo, pois o índice é definido entre 0 e 1 pela fórmula:

$$\hat{L} = \frac{\hat{H}}{\hat{H}-1} \quad (3)$$

O Índice de Lerner para poder de mercado só pode ser obtido por esse método no caso de $H \leq 0$, pois pressupõe-se que seja exercido algum poder de mercado. O valor de L está definido entre 0 e 1, onde valores mais próximos de 0 apresentam menor poder sobre o mercado e mais próximos de 1, maior poder. Será investigado se o poder de mercado de determinados grupos de bancos é maior que dos demais bancos e se há a possibilidade dele ser igual a zero. Caso a hipótese de $L = 0$ não seja rejeitada, então não se rejeita possibilidade de não haver poder de mercado e, por conseguinte, tratar-se de um mercado competitivo. Porém há uma inconsistência uma vez que a condição necessária para formular o índice é $H \leq 0$ (mercado oligopolista) e ao comparar os dois testes pode haver conflito entre os métodos. Caso apareça este resultado, não rejeitaremos a possibilidade de que essas firmas não maximizem o lucro ou possivelmente possuam alguma regra de mark-up fixo, o que é caracterizado por $H = 0$ e $L = 0$.

A estimação por dados em painel deve atentar para a presença de efeito fixo ou efeito aleatório no erro composto da regressão. Basicamente o efeito fixo é uma heterogeneidade associada a cada indivíduo ou firma podendo enviesar as estimativas, caso seja correlacionado com os regressores. O efeito aleatório é o problema de perturbações da heterogeneidade entre grupos na variância que apesar de não enviesar o modelo compromete sua eficiência. O erro do modelo é definido como $\varepsilon_{it} = \delta_i + u_{it}$, em que δ_i é o efeito individual ou heterogeneidade individual e u_{it} é o erro idiossincrático. A variância do erro composto depende da variância do erro idiossincrático e do efeito individual, δ_i , que é fonte do efeito aleatório.

Na abordagem clássica, o tratamento desses efeitos é realizado por meio dos estimadores de efeitos fixos ou efeitos aleatórios. O primeiro consiste em subtrair a média entre grupos (entre os bancos) das variáveis do modelo, eliminando a heterogeneidade individual. Já o estimador de efeitos fixos é obtido por GLS, corrigindo o efeito da heterogeneidade sobre a variância do erro. Como ambos estimadores possuem características distintas, adota-se o teste de Hausman para determinar qual dos dois é o mais adequado aos dados em questão.

3. Dados

A base de dados bancários foi obtida no Banco Central do Brasil e se refere aos balancetes de cada instituição. A frequência é mensal, cobrindo o período de julho de 1994 a fevereiro de 2012 para 62 bancos. Os dados disponíveis no Banco Central do Brasil apresentavam formato irregular e tiveram que ser organizados para constituir um painel balanceado. Esse procedimento exigiu acessar e empilhar os arquivos mensais de cada banco via MS-DOS, envolvendo o tratamento de mais de 4,5 milhões de linhas de informações.

Posteriormente, a visualização, organização e manipulação das informações empilhadas foi realizada no software SAS, que é mais adequado ao trabalho com grandes bases de dados.

Utilizando-se do SAS foi criada uma programação específica para que o empilhamento fosse reorganizado no formato de dados em painel. Essa programação consistia em separar as contas de interesse e casar os dados em várias colunas, sendo uma coluna para cada informação contábil, e em linhas, que determinavam qual banco e a data da informação, em um formato de painel balanceado. Os dados e respectivas contas do Cosif utilizadas estão reportados na Tabela 1.

Tabela 1 – Código Contábil do Cosif

71100001	rendas de operações de crédito
16000001	operações de crédito
46000002	operações por empréstimos e repasses
81100008	despesas de captação
81200001	despesas de obrigações por empréstimos e repasses
41000007	depósitos
81700006	despesas administrativas
40000008	passivo circulante e exigível a logo prazo

As variáveis utilizadas no modelo empírico foram construídas a partir dos dados dos balancetes dos bancos, conforme apresentado na Tabela 2. Tais variáveis não precisaram ser deflacionadas, pois constituem de razões contábeis. Apenas a receita de operações de crédito foi deflacionada pelo índice de preços IPCA².

Tabela 2 – Construção das variáveis explicativas

$W1 = \frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{Operações de Crédito}}$	Remuneração adm. por unidade de crédito concedido
$W2 = \frac{\text{Despesas de Captação}}{(\text{Depósitos} + \text{Passivo Circ. e Exig. LP})}$	Remuneração pelos depósitos
$CRD = \frac{\text{Operações de Crédito}}{(\text{Op. por Emp. e Repasses} + \text{Depósitos})}$	Risco da exposição à intermediação financeira
$RT_{OC} = \text{Rendas de Operações de Crédito}$	Receita total das operações de crédito

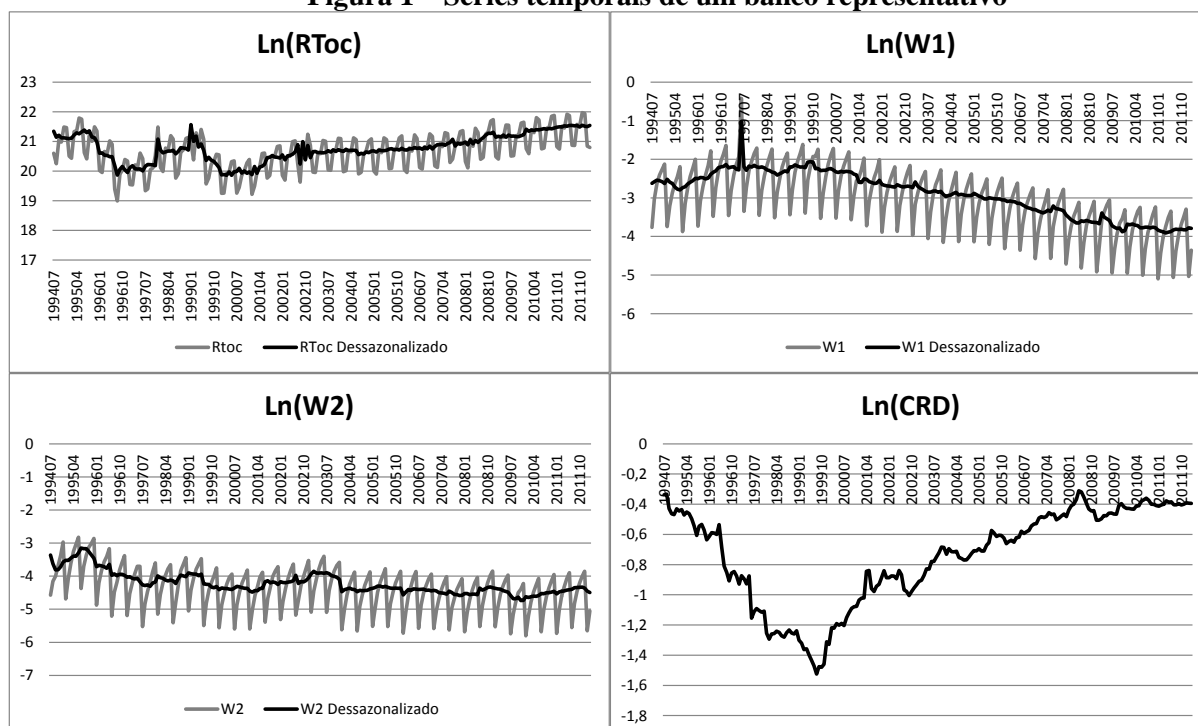
A inspeção gráfica das séries construídas revelou que uma característica marcante de algumas variáveis foi a forte presença de sazonalidade. Isto demandou a aplicação de um filtro para eliminar o componente sazonal previamente a estimação do modelo empírico. O método utilizado foi o CENSUS X12, fornecido por United States Census Bureau, que é amplamente utilizado no tratamento de sazonalidade em séries temporais. A única variável que não apresentou movimentos sazonais, e por isso não foi filtrada, foi a de risco da carteira, *CRD*, que tem o papel de variável de controle no modelo.

As causas desses movimentos sazonais estão associadas a características típicas de determinada época do ano, como o pagamento de 13º salário, mas também às peculiaridades do lançamento das informações contábeis. Os bancos possuem regras contábeis que podem gerar sazonalidade nos dados e a forma de se lidar com a contabilidade naturalmente pode variar entre instituições de acordo com a intenção dos administradores, das políticas de distribuição de lucros, período de divulgação de resultados, se é de capital aberto ou fechado, público ou privado, dentre outros fatores. Por causa dessas características, a presença de sazonalidade é um elemento comum no ambiente bancário, tanto por fatores mercadológicos quanto técnicos, e precisa ser adequadamente tratada. A Figura 1 apresenta as séries com sazonalidade e filtradas pelo método X12 para um

² O Quadro 1 do Anexo mostra como a formulação dessas variáveis pode ser comparada com outros estudos já realizados para o setor bancário brasileiro.

banco típico da amostra³. Esse cuidado com a dessazonalização das séries passou despercebido em alguns trabalhos anteriores, comprometendo significativamente a avaliação do grau de concorrência no setor bancário brasileiro, conforme será analisado na próxima seção.

Figura 1 – Séries temporais de um banco representativo



A utilização do filtro X12 elimina a sazonalidade das variáveis e permite a adequada aplicação do modelo. Na presença de sazonalidade, os coeficientes estimados podem ser viesados e a capacidade explicativa do modelo artificialmente inflada. A dessazonalização evita que os movimentos sazonais dificultem a identificação da verdadeira relação entre as variáveis.

Para classificar cada banco como instituição pública (PUB), de desenvolvimento (DES), de investimento (INV), estrangeira (EXT) e grande (GRD), grupos estes não necessariamente excludentes entre si, utilizou-se a classificação do Banco Central contidas nos balancetes. Apenas o grupo das grandes instituições foi classificado como as cinco maiores instituições de acordo com o maior valor de ativos totais no balancete de fevereiro de 2012. Comparando o ativo total desses cinco grandes bancos, o menor deles possui 43% do ativo total do maior banco. Já o sexto banco possui apenas 14% do ativo total do maior banco. Isso implica que o quinto maior banco é mais do que três vezes maior que o sexto. Devido a essa desproporção, eles são comumente chamados de os cinco grandes bancos brasileiros.

A identificação de cada instituição se deu por meio do CNPJ – Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica – por facilitar a organização e identificação dos bancos. Assim, mudanças de nome ou classificação no período não geram dificuldades para a organização e associação das informações. A utilização deste cadastro também permite que, no processo de balanceamento, sejam mantidas as instituições que adquiriram ou incorporaram outras e excluídas as que foram extintas ou incorporadas. Também é necessário ressaltar que várias instituições do grupo de investimento e estrangeiro mudaram sua classificação no período e as variáveis qualitativas acompanharam essas mudanças.

³ As séries de todos os bancos da amostra não foram representadas graficamente por causa da dificuldade de formatação e visualização dos 62 bancos. Contudo, todas elas apresentaram características semelhantes àquelas do banco representativo.

4. Resultados

4.1. Testes de raiz unitária

No caso de um painel de dados, tal qual no ambiente de séries temporais, também existe uma preocupação com a estacionariedade das variáveis. A presença de raiz unitária pode resultar na estimação de regressões espúrias, quando o resíduo estimado for não estacionário. Para avaliar a estacionariedade do painel, serão aplicados alguns testes convencionais na literatura. Especificamente, serão aplicados os testes de Levin-Lin-Chu (2002), chamado de LLC, Im, Pesaran e Shin (2003), conhecido como IPS, Fisher de Choi (2001) e Harris e Tzvalis (1999), ou HT. Esses são testes complementares e, no conjunto, podem ser usados para avaliar a estacionariedade do painel. Os resultados são reportados na Tabela 3. As variáveis, quando necessário, foram previamente dessazonalizadas.

Tabela 3 – Testes de Raiz Unitária

	LLC		HT	
	{1}	{1, t}	{1}	{1, t}
RT _{oc}	0.0514	-6.796***	-4.60E+02***	-3.20E+02***
w1	-0.8017	-1.496*	-14.0881***	-11.2737***
w2	-13.082***	-13.244***	-25.2484***	-19.1862***
CRD	-4.204***	-5.341***	-23.7743***	-13.288***
	IPS		FISHER	
	{1}	{1, t}	{1}	{1, t}
RT _{oc}	-14.8313***	-19.9212***	-13.8251***	-15.9707***
w1	-0.8433	-2.5674***	-0.4649	-1.8373**
w2	-16.201***	-18.4215***	-15.6576***	-16.8314***
CRD	-8.5669***	-8.063***	-8.1736***	-7.2236***

Notas: Defasagens selecionadas pelo critério de Akaike. * Rejeita H₀ a 10% de significância; ** Rejeita H₀ a 5% de significância; *** Rejeita H₀ a 1% de significância.

O teste LLC mostra resultados diferentes para as duas especificações abordadas. Sem a inclusão da tendência, RT_{oc} e w1 não rejeitam a hipótese de raiz unitária. Ao adicionar a tendência, a hipótese de raiz unitária passa a ser rejeitada. A hipótese de raiz unitária é rejeitada com 10% de significância para w1 e com 1% para as demais variáveis.

O teste IPS indicou que, com exceção de w1, todas as variáveis são estacionárias a 1% de significância apenas com a inclusão da constante. Com constante e tendência, todas as variáveis são estacionárias ao nível de significância de 1%. Da mesma forma que no LLC, a variável w1 mostrou-se estacionária apenas no modelo do teste IPS que incluiu a tendência como termo determinista.

O teste de FISHER apresenta, praticamente, o mesmo resultado que o IPS. A única diferença é que, na especificação de constante e tendência, w1 rejeita H₀ com 5% de significância ao invés de 1% como ocorreu no teste IPS. Essa similaridade demonstra convergência dos dois testes, principalmente sobre a inclusão da tendência para avaliar w1, que também foi exigido no teste LLC. Apenas no teste HT, todos os painéis rejeitam a hipótese de raiz unitária a 1% de significância para duas especificações. O teste LLC, apesar de possuir as mesmas hipóteses que o teste HT, necessita da tendência para rejeitar a hipótese de raiz em duas variáveis.

A aplicação desses quatro testes permite concluir que o painel é estacionário. Em geral, é suficiente incluir uma constante como termo determinista nas equações dos testes para que as variáveis se mostrem estacionárias. Esses resultados validam a estimação da equação (1) com todas as variáveis em nível, sem qualquer risco de se incorrer em resultados espúrios.

A Tabela 4 reporta os coeficientes estimados para o modelo básico sob as hipóteses de efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA) para condução do teste de Hausman. A diferença entre as duas estimativas é muito pequena, comparada pelo erro quadrado. O teste de Hausman para a diferença entre os coeficientes não rejeita a hipótese de estimadores idênticos. Esse resultado indica que heterogeneidade indivíduo específica não é correlacionada com os regressores. Dessa forma, o teste de Hausman sugere empregar o modelo de

efeitos aleatórios como o estimador mais apropriado. Conforme já destacado, o modelo de EA deve ser estimado via GLS para correção de heteroscedasticidade no termo de erro composto.

Tabela 4 – Teste de Hausman para efeitos fixos versus aleatórios

	EF	EA	S.E.
w1	-0.3636851	-0.3659312	(0.00241)
w2	-0.0790549	-0.0772977	(0.00130)
CRD	0.3626428	0.3601296	(0.00240)
$\chi^2(3) = 2.51$ P-value = 0.4739			

4.2. Efeitos da dessazonalização

O modelo estimado com dados dessazonalizados produziu um resultado que indica menos concorrência do que em outros trabalhos que não aplicaram a dessazonalização. Utilizando dados não dessazonalizados, todas as estimativas da estatística-H apresentaram ser significativamente maiores e sempre positivas ($H > 0$), corroborando os achados de outros trabalhos para o Brasil. Isso indica que o adequado tratamento das séries bancárias é essencial para uma correta avaliação da concorrência bancária na economia brasileira. O valor obtido para os bancos em geral é de 0.1010, muito próximo do resultado médio de Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) que é de 0.11 utilizando dados mensais. Caso a sazonalidade não fosse tratada na base de dados, todos os perfis de bancos estariam classificados como atuando em concorrência monopolística. Esse resultado ficaria de acordo com Belaisch (2003), Lucinda (2010) e Araújo e Jorge Neto (2007). Em nenhum desses trabalhos que usam dados em painel, há menção à utilização de filtro nas variáveis ou qualquer outro controle para o efeito sazonal⁴.

A Tabela 5 apresenta, lado a lado, as estimativas com os dados dessazonalizados e não dessazonalizados. Comparando os resultados, vários coeficientes apresentam alterações significantes entre as duas estimativas e erros padrão muito próximos. O poder explicativo do modelo dessazonalizado é maior, resultando em um R^2 de 0.3043 contra 0.2563 do modelo não dessazonalizado, o que indica uma maior capacidade explicativa do modelo sazonalmente ajustado.

Lucinda (2010) apresenta duas regressões, sendo uma com depósitos totais como variável independente e outra sem essa variável. Em ambas aparece a variável participação do Número de agências bancárias, que também pode resultar em efeitos de escala.

Com relação aos efeitos sobre os coeficientes que formam a estatística-H, os valores para $w1$ e $w2$ no modelo dessazonalizado são significativamente inferiores àqueles observados no modelo não dessazonalizado. Para os grupos de controle, há mudanças significativas em $gw2$, $iw1$, $iw2$ e $dw2$, algumas aumentando e outras reduzindo o valor. Como a estatística-H é uma análise conjunta desses coeficientes, é necessário observar a mudança sobre o valor de H para se averiguar os efeitos da dessazonalização na identificação da estrutura de mercado dos bancos brasileiros.

O comportamento da estatística-H no modelo não dessazonalizado é bastante distinto do modelo dessazonalizado, conforme ilustra a Tabela 6. No primeiro caso, todos os grupos de controle apresentaram estatística-H positiva ($H > 0$), resultado que é compatível com estruturas de concorrência imperfeita ou monopolística. Apenas para os bancos de desenvolvimento não se rejeita a hipótese de serem não concorrentes ($H \leq 0$). Para o modelo dessazonalizado, o resultado é totalmente oposto. O grupo dos bancos de investimento apresenta estatística-H positiva, compatível com estruturas de concorrência imperfeita, e todos os demais grupos possuem estatística-H negativa, compatível com estruturas não concorrentes. Esses resultados revelam uma tendência de se superestimar a estatística-H quando os dados possuem sazonalidade.

A proximidade do resultado não dessazonalizado com Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), que utilizam uma base de dados semelhante e de mesma frequência, indica que o modelo empírico captura estimativas bem próximas a outros trabalhos, mesmo sem adicionar variáveis de escala. Lucinda (2010) comenta que tentou estimar um modelo sem a inclusão das variáveis de escala (não apresentado no artigo),

⁴ Um resumo da metodologia, dados utilizados e resultados obtidos por esses trabalhos é apresentado no Quadro 2 do Anexo.

mas as estimativas da estatística-H foram ainda maiores do que quando incluindo as variáveis de escala. O estudo de Lucinda (2010) também apresenta a suspeita de viés da inclusão de variáveis de escala no modelo e por isso só pode ser reavaliado em um conjunto de dados sazonalmente filtrado. Por fim, vale ressaltar que a proximidade dos resultados não dessazonalizados da Tabela 5 com aqueles obtidos por Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) e por outros autores revela que a ausência desse tratamento pode comprometer a correta avaliação da estrutura de mercado no setor bancário brasileiro.

Tabela 5 – Estimativas Comparadas

Modelo	Desazonalizado		Não Dessazonalizado	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
w1	-0.4070467***	(0.03158)	-0.0006152	(0.02820)
w2	-0.1024675***	(0.02644)	0.1061540***	(0.02599)
gw1 _m	-0.6114563***	(0.10464)	-0.6155943***	(0.10048)
gw2 _m	0.3143499***	(0.15762)	0.7891800***	(0.12114)
pw1 _m	0.0606187	(0.09989)	0.0958527	(0.09081)
pw2 _m	0.2186737**	(0.11272)	0.2204060**	(0.09748)
ew1 _m	-0.1247478**	(0.07092)	-0.0893777	(0.06471)
ew2 _m	0.2309650***	(0.06176)	0.1664089***	(0.05972)
iw1 _m	0.7569666***	(0.08692)	0.5495261***	(0.08810)
iw2 _m	0.2504660	(0.15946)	-0.1397098	(0.12637)
dw1 _m	0.2223298	(0.18954)	0.3694779***	(0.11638)
dw2 _m	-0.0392911	(0.04701)	-0.2420185***	(0.04746)
Crđ	0.3571058***	(0.03412)	0.6229216***	(0.03431)
grđ _n	3.7208450***	(0.91584)	5.7003490***	(0.74689)
pub _n	2.6818730***	(0.71270)	2.7597450***	(0.60477)
ext _n	0.8615638***	(0.28679)	0.8025204***	(0.24035)
inv _n	2.9393690***	(0.57614)	0.7668546*	(0.40539)
des _n	1.0807610	(1.32976)	1.4850610	(1.12193)
_cons	13.8940900***	(0.22645)	16.0372000***	(0.21158)
R ²	0.3049		0.2544	

(m) Representa as dummies multiplicativas para os grupos de bancos: grandes (g), públicos (p), estrangeiros (e), de investimento (i) e de desenvolvimento(d). (n) São as dummies de nível para os grupos dos bancos: grandes (grđ), públicos (pub), estrangeiros (ext), de investimento (inv) e de desenvolvimento (des). Estatística t assintótica: (***) Valor-P < 0.01, (**) Valor-P < 0.05, (*) Valor-P < 0.10.

Tabela 6 – Estatísticas-H Comparadas

Modelo	Dessazonalizado	Não Dessazonalizado
H_grđ	-0.8066205*** (0.1696480)	0.2791244*** (0.0869672)
H_pub	-0.2302217* (0.1293328)	0.4217975*** (0.0669555)
H_ext	-0.4032969*** (0.0793485)	0.1825700*** (0.0591630)
H_inv	0.4979184*** (0.1385597)	0.5153551*** (0.0888565)
H_des	-0.3264754* (0.1941681)	0.2329982** (0.1130742)
H_geral	-0.5095142*** (0.0337132)	0.1055388*** (0.0235475)

Pelo teste de Wald: (***) Valor-P < 0.01, (**) Valor-P < 0.05, (*) Valor-P < 0.10.

4.3. Efeitos do uso de variáveis de escala

A inclusão de variáveis de escala é um tema recorrente de vários trabalhos, mas os efeitos em um ambiente sazonalmente tratado são bem distintos. Para captar esse efeito, foi adicionado o log dos depósitos totais⁵ como variável explicativa aos modelos apresentados na Tabela 5. Os resultados são reportados na Tabela 7. Essa variável é uma variável de escala clássica, utilizada em vários outros artigos como variável de controle para o tamanho dos bancos. Seus efeitos sobre os estimadores são evidentes, mas distintos em valores para os modelos dessazonalizado e não dessazonalizado.

Tabela 7 - Estimativas Comparadas Com Depósitos Totais

Modelo	Desazonalizado		Não Dessazonalizado	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
w1	-0.1335180***	(0.03213)	0.2141139***	(0.02822)
w2	-0.1787501***	(0.02582)	-0.0399819	(0.02547)
gw1	-0.2816643***	(0.10462)	-0.2860897***	(0.09962)
gw2 _m	0.3994180**	(0.15713)	0.5354261***	(0.12003)
pw1 _m	-0.0014496	(0.09775)	-0.0617374	(0.08876)
pw2 _m	0.4496160***	(0.11225)	0.4184782***	(0.09584)
ew1 _m	-0.0750242	(0.06910)	-0.0679071	(0.06239)
ew2 _m	0.2652475***	(0.06004)	0.2169342***	(0.05741)
iw1 _m	0.5401038***	(0.08267)	0.3683415***	(0.08345)
iw2 _m	0.4690290***	(0.15754)	0.0400108	(0.12292)
dw1 _m	-0.0368193	(0.14687)	0.2085356**	(0.10463)
dw2 _m	-0.1490386***	(0.04630)	-0.3042460***	(0.04649)
crd	0.6596362***	(0.03508)	0.9053661***	(0.03439)
grd _n	3.0873810***	(0.67856)	3.3104730***	(0.42933)
pub _n	2.6728800***	(0.50415)	2.2203060***	(0.33844)
ext _n	0.7058569**	(0.28347)	0.5488754**	(0.23597)
inv _n	3.4081040***	(0.56056)	1.3014290***	(0.39238)
des _n	-1.0709610	(0.77679)	-0.2704514	(0.59768)
deps	0.4300050***	(0.01678)	0.5121714***	(0.01673)
_cons	8.6606810***	(0.24594)	9.2109340***	(0.24688)
R ²	0.521		0.4984	

(m) Representa as dummies multiplicativas para os grupos de bancos: grandes (g), públicos (p), estrangeiros (e), de investimento (i) e de desenvolvimento(d). (n) São as dummies de nível para os grupos dos bancos: grandes (grd), públicos (pub), estrangeiros (ext), de investimento (inv) e de desenvolvimento (des). Estatística t assintótica: (***) Valor-P < 0.01, (**) Valor-P < 0.05, (*) Valor-P < 0.10.

Ao comparar os resultados da Tabela 7 com os da Tabela 5, conclui-se que a maioria dos coeficientes, para ambos os modelos, sofre mudanças que indicam uma relação do preço dos insumos com a receita. Para Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009), essa relação estaria deixando de representar a receita em forma reduzida e passaria a refletir o preço do produto à medida em que o coeficiente da variável de escala se aproximasse de 1. No caso da Tabela 7, esse coeficiente fica entre 0.4300 e 0.5122 o que aponta para um caso intermediário onde a relação não é nem com a receita e nem com o preço. A capacidade explicativa dos modelos aumentou, obtendo-se coeficientes de determinação próximos de 0.50. Quando regredido sobre o modelo básico, sem dummies, o R² foi praticamente o mesmo, revelando que a inclusão dos Depósitos Totais consegue reduzir quase que completamente a capacidade das dummies de adicionar informação ao modelo.

No cálculo da estatística-H, os efeitos da inclusão da variável de escala depósitos totais podem ser observados quanto à direção e magnitude sobre os coeficientes. Para fins de comparação, a Tabela 8 apresenta a estatística-H calculada para os modelos com variável de escala. Relacionando essa Tabela com a Tabela 6, que não

⁵No modelo dessazonalizado, a variável, Depósitos Totais, foi filtrada para sazonalidade e deflacionada. Os testes apontam para ausência de raiz unitária nessa variável.

contava com efeitos de escala, pode-se observar que as estimativas são distintas. As estatísticas-H, de ambos os modelos, ficam menores em valor absoluto. Apenas os bancos de desenvolvimento apresentaram uma estatística-H ligeiramente maior em valor absoluto. Em geral, o incremento é maior sobre o modelo dessazonalizado.

O efeito dessa variável de escala sobre o modelo dessazonalizado, além de enviesar as estimativas, compromete a análise de competitividade dos bancos públicos, que passam a ter H compatível com mercados competitivos. Os bancos de investimento não rejeitam a hipótese de serem perfeitamente concorrentes. A mudança dos valores de H possui, ainda, impacto sobre o cálculo do Índice de Lerner, principalmente na ordenação do poder de mercado de cada tipo de instituição.

Os bancos em geral, no modelo não dessazonalizado da Tabela 8, possuem estatística-H inferior àquelas encontradas por Belaisch (2003), Araújo e Jorge Neto (2007) e Lucinda (2010), mas superior a Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012). Mesmo assim, para os grupos de controle, o modelo não dessazonalizado e com variável de escala apresenta $0 < H < 1$, o que indica concorrência monopolística, da mesma forma que os outros trabalhos da literatura de Panzar-Rosse para o mercado bancário brasileiro.

Tabela 8 - Estatísticas-H com inclusão de depósitos totais

Modelo	Dessazonalizado	Não Dessazonalizado
H_grd	-0.1945144 (0.1702381)	0.4234685*** (0.0862334)
H_pub	0.1358983 (0.1282169)	0.5308729*** (0.0662598)
H_ext	-0.1220448* (0.0793056)	0.3231592*** (0.0585689)
H_inv	0.6968648*** (0.1367976)	0.5824844*** (0.0876732)
H_des	-0.4981259*** (0.1507282)	0.0784217 (0.1019408)
H_geral	-0.312268*** (0.0327840)	0.1741321*** (0.0229668)

Por meio dessa análise, observa-se também que, no caso dos bancos brasileiros, a inclusão de variáveis de escala na regressão superestima o cálculo da estatística-H tanto para bancos comerciais quanto de investimento. Contudo, essa inclusão subestima a estatística-H para bancos de desenvolvimento, independentemente da dessazonalização dos dados.

Apesar dos efeitos da dessazonalização dos dados e da não inclusão de variáveis de escala no modelo, é necessário ressaltar a importância da formulação da variável remuneração administrativa por unidade de crédito, w_1 . Em outros trabalhos essa variável é separada em remuneração média da força de trabalho e preço unitário de outros custos, tais como capital físico, despesa administrativa ou despesa não operacional. Aqui essa variável é definida sobre o produto em questão, que é o crédito, e não sobre o ativo do banco. Mesmo em estimativas preliminares, separando o painel em cortes seccionais sequenciais, o resultado $H < 0$ se manteve⁶ em todos os cenários, dessazonalizado, não dessazonalizado, com e sem variável de escala.

4.4. Avaliando a estrutura de mercado

O efeito da inclusão de cada dummy sobre o modelo é reportada nas Tabelas 9 e 11, que mostram as regressões grupo-específicas (incluindo uma dummy por vez sobre modelo básico), completa (com todas as dummies) e básica (sem dummies). As regressões grupo-específicas indicam que os coeficientes de bancos grandes, públicos e de desenvolvimento mudam em relação ao modelo completo, mas nada que comprometa a avaliação de competitividade da estatística-H. Essa diferença ocorre porque estes três grupos não são excludentes entre si, ou seja, há bancos que participam de mais de um grupo. Logo, a regressão completa avalia mais detalhadamente os grupos, porque controla melhor as características de cada perfil de instituição.

⁶ Essas estimações não utilizaram o controle por dummies.

Tabela 9 – Regressões do modelo completo e grupos específicos

	TODOS		GRD		PUB		EXT		INV		DES		BÁSICO	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
w1	-0.4070***	(0.0316)	-0.3313***	(0.0287)	-0.3581***	(0.0288)	-0.3511***	(0.0292)	-0.4342***	(0.0285)	-0.3788***	(0.0287)	-0.3659***	(0.0282)
w2	-0.1025***	(0.0264)	-0.0868***	(0.0200)	-0.0865***	(0.0202)	-0.0984***	(0.0214)	-0.0783***	(0.0199)	-0.0533**	(0.0231)	-0.0773***	(0.0199)
gw1(m)	-0.6115***	(0.1046)	-0.6660***	(0.0983)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gw2(m)	0.3143**	(0.1576)	0.3983***	(0.1511)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
pw1(m)	0.0606	(0.0999)	-	-	-0.2264***	(0.0939)	-	-	-	-	-	-	-	-
pw2(m)	0.2187**	(0.1127)	-	-	0.2963***	(0.1075)	-	-	-	-	-	-	-	-
ew1(m)	-0.1247**	(0.0709)	-	-	-	-	-0.1730***	(0.0703)	-	-	-	-	-	-
ew2(m)	0.2310***	(0.0618)	-	-	-	-	0.2228***	(0.0602)	-	-	-	-	-	-
iw1(m)	0.7570***	(0.0869)	-	-	-	-	-	-	0.7930***	(0.0864)	-	-	-	-
iw2(m)	0.2505	(0.1595)	-	-	-	-	-	-	0.2172	(0.1589)	-	-	-	-
dw1(m)	0.2223	(0.1895)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.2651	(0.1944)	-	-
dw2(m)	-0.0393	(0.0470)	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.0863	(0.0455)	-	-
crd	0.3571***	(0.0341)	0.3527***	(0.0340)	0.3497***	(0.0342)	0.3560***	(0.0341)	0.3737***	(0.0340)	0.3561***	(0.0341)	0.3601***	(0.0341)
grd(n)	3.7208***	(0.9158)	4.3571***	(0.9486)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
pub(n)	2.6819***	(0.7127)	-	-	3.0682***	(0.8103)	-	-	-	-	-	-	-	-
ext(n)	0.8616***	(0.2868)	-	-	-	-	0.7384***	(0.2852)	-	-	-	-	-	-
inv(n)	2.9394***	(0.5761)	-	-	-	-	-	-	2.9052***	(0.5753)	-	-	-	-
des(n)	1.0808	(1.3298)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.5894	(1.6911)	-	-
_cons	13.8941**	(0.2264)	14.3544**	(0.2304)	14.3322**	(0.2633)	14.5982**	(0.2691)	14.4909**	(0.2749)	14.7199**	(0.2768)	14.6621**	(0.2736)
R ²	0.3049		0.2722		0.1447		0.0413		0.0548		0.0439		0.0486	

(m) Representa as dummies multiplicativas para os grupos de bancos: grandes (g), públicos (p), estrangeiros (e), de investimento (i) e de desenvolvimento(d). (n) São as dummies de nível para os grupos dos bancos: grandes (grd), públicos (pub), estrangeiros (ext), de investimento (inv) e de desenvolvimento (des). Estatística t assintótica: (***) Valor-P < 0.01, (**) Valor-P < 0.05, (*) Valor-P < 0.10.

Avaliando a regressão completa da Tabela 12, apenas os bancos de investimento apresentaram valor-H positivo de 0.49759 e estatisticamente diferente tanto de 0 e de 1. Dessa forma, enquadrando-se em um caso compatível com concorrência monopolística. Esse resultado vai de encontro com o perfil dessas instituições, pois se acredita que bancos de investimento possuem uma carteira menor de clientes comparado aos bancos comerciais. Contudo são clientes que obtêm volumes maiores de empréstimos e desfrutam de juros mais atrativos do que os exercidos por outros bancos privados, justificando a demanda por essa categoria de bancos. Basicamente, pode-se dizer que a menor quantidade de clientes e o grande volume de cada operação incentiva a competitividade dessas instituições.

Os demais grupos de bancos apresentaram estatísticas-H negativas, o que pelo critério de Shaffer (1983) automaticamente os deixa em uma situação compatível com estruturas não competitivas. Dessa forma é interessante observar o Índice de Lerner para saber as respectivas distâncias de uma estrutura competitiva.

As informações da Tabela 11 apresentam o Índice de Lerner para poder de mercado conjuntamente com os testes da hipótese nula de existência de concorrência ($L_i = 0$) e igualdade de poder de mercado com os bancos em geral ($L_i = L_{geral}$). Nessa tabela, os testes indicam que tanto bancos estrangeiros quanto bancos de desenvolvimento possuem o mesmo nível de poder de mercado do que os bancos em geral.

Os bancos grandes apresentam resultado de ausência de concorrência pela estatística-H e um poder de mercado bem superior ao poder dos demais bancos, com um índice de Lerner de 0.4465 contra 0.3375 dos bancos em geral. Este é um resultado esperado para o perfil dos cinco grandes bancos brasileiros, porque essas são as instituições que concentram a maior parte dos depósitos, além de ser referência para o mercado de crédito.

Tabela 10 - Estatísticas-H para modelos alternativos

	Todos	GRD	PUB	EXT	INV	DES	BÁSICO
H_grd	-0.806 (0.169)	-0.685 (0.160)	- -	- -	- -	- -	- -
H_pub	-0.230 (0.129)	- -	-0.374 (0.122)	- -	- -	- -	- -
H_ext	-0.403 (0.079)	- -	- -	-0.399 (0.080)	- -	- -	- -
H_inv	0.497 (0.138)	- -	- -	- -	0.497 (0.138)	- -	- -
H_des	-0.32648 (0.194)	- -	- -	- -	- -	-0.253 (0.199)	- -
H_geral	-0.509 (0.033)	-0.418 (0.029)	-0.444 (0.030)	-0.449 (0.030)	-0.512 (0.029)	-0.432 (0.030)	-0.443 (0.029)

A primeira coluna corresponde a todas ao modelo com todas as dummies. A última coluna corresponde ao modelo sem dummies. As demais colunas ao modelo com apenas uma dummy por vez. Estatísticas obtidas pelo teste de Wald.

Com relação aos outros estudos que usam o método de Panzar-Rosse para o Brasil, a Tabela 11 revela resultados distintos. Lucinda (2010) é o estudo que, metodologicamente, mais se aproxima do que foi aqui realizado e encontra estatística-H de 0,8, muito mais alta do o valor $-0,51$ reportado na Tabela 10. Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), apesar de encontrar o valor médio de 0,116, menor que Lucinda (2010), ainda é muito superior ao valor encontrado neste estudo. Belaisch (2003) consegue resultado ainda mais distante, com estatística-H tão alta que em alguns casos não rejeita a possibilidade de concorrência perfeita. Diferentemente dessa literatura, este estudo avalia os bancos brasileiros, a partir da aplicação do método de Panzar-Rosse, como não concorrentes, medindo o poder de mercado das instituições bancárias com o uso da estatística-H e do índice de Lerner.

Tabela 11 – Testes comparativos com o índice de Lerner

	Coef.	Hip. Nula: $L = 0$	Hip. Nula: $L = L_{geral}$
		p-valor	p-valor
L_grd	0.4464803 (0.0519774)	0.000	0.040
L_pub	0.1871384 (0.0854559)	0.029	0.079
L_ext	0.2873924 (0.0402939)	0.000	0.230
L_des	0.2461225 (0.1103518)	0.026	0.411
L_geral	0.3375352 (0.0147954)	0.000	-

O índice de Lerner calculado por PR é definido em $L \geq 0$. Todos os testes são uni-caudais. Estatísticas obtidas pelo teste de Wald.

5 Conclusão

O objetivo deste artigo foi determinar o nível de competição no mercado bancário brasileiro no período de julho de 1994 a fevereiro de 2012 por meio da aplicação do modelo de Panzar-Rosse a um painel de dados balanceado com 62 instituições financeiras. Diante de vários outros estudos que indicavam um mercado bancário compatível com estruturas de concorrência monopolística, os resultados deste trabalho ganham destaque ao incorporar à análise a dessazonalização dos dados, as críticas de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009)

sobre a inclusão de variáveis de escala e a normalização do preço dos insumos por unidade de crédito concedido.

A escolha do modelo básico seguiu Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009), que sugerem a exclusão de qualquer variável de tamanho na regressão e nem controle de escala sobre as variáveis. A análise de sensibilidade sobre o efeito da inclusão desse tipo de variável na regressão evidencia que as críticas procedem para o caso brasileiro. Em geral, o modelo com variável de escala superestima o cálculo da estatística-H, indicando incorretamente a existência de alguma estrutura de concorrência no mercado bancário.

Igualmente importante para a precisão dos resultados foi o tratamento preliminar do efeito sazonal observado nas variáveis bancárias. A presença de sazonalidade produziu efeitos sobre os coeficientes estimados, a estatística-H e o Índice de Lerner. Estudos que desconsideram o efeito sazonal tendem a concluir erroneamente pela existência de estruturas concorrenciais no mercado bancário brasileiro, quando há considerável poder de mercado para os bancos em geral e outros grupos de controle usados nas estimações.

Empiricamente a comparação dos modelos com dados dessazonalizados e não dessazonalizados revelou a existência de um viés sazonal nas estimativas. O viés sazonal se caracteriza, basicamente, por gerar resultados da estatística-H que sempre indicam estruturas concorrentes, $H > 0$, mesmo quando isso não é verdade. A inclusão da variável de escala apresentou efeito menor que a sazonalidade, mas suficiente para alterar a avaliação de estrutura competitiva de alguns tipos de bancos. Esse efeito eleva o valor H causando o falso resultado competitivo. Os trabalhos de Belaisch (2003), Araújo e Jorge Neto (2007), Lucinda (2010) e Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) podem apresentar esse viés sazonal e, além disso, incorrer na utilização de variáveis de escala.

As estimações revelaram que, em geral, os bancos brasileiros não participam de estruturas competitivas de mercado. A exceção fica por conta dos bancos de investimento, que possuem estatística-H compatível com estruturas de concorrência monopolística. Os cinco grandes bancos apresentam estrutura não concorrente e possuem poder de mercado consideravelmente superior às demais instituições, o que pode ser usado para explicar a elevada lucratividade e os elevados juros que praticam no mercado.

Ao calcular o Índice de Lerner, o modelo indicou que bancos estrangeiros e de desenvolvimento são instituições que possuem o mesmo poder de mercado que os bancos em geral. Bancos públicos possuem poder de mercado inferior aos bancos em geral. Porém, esses bancos também não atuam competitivamente. Isso se deve às constantes interferências políticas na administração dos bancos públicos e na sua utilização como instrumentos de distintas políticas sociais, distanciando-os de instituições privadas puramente maximizadoras de lucro.

Os resultados aqui obtidos vão em direção contrária a diversos trabalhos realizados sobre o tema para a economia brasileira, como Belaish (2003), Araújo e Jorge Neto (2007), Lucinda (2010) e Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012). Fornece evidências de que o mercado bancário brasileiro não é competitivo, o que contraria os achados daqueles autores. Como pesquisa futura, sugere-se avaliar a eficiência de distintos métodos de dessazonalização para os dados bancários e ampliar a discussão sobre como a normalização dos preços dos insumos bancários pode gerar formas alternativas de se trabalhar com o modelo Panzar-Rosse.

Referências

- ARAÚJO, L. A. D. D.; JORGE NETO, P. D. M. Risco e Competição Bancária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 2, p. 175-200, 2007.
- BELAISCH, A. Do Brazilian Banks Compete? International Monetary Fund, 2003. IMF Working Papers 03/113.
- BIKKER, J. A.; HAAF, K. Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking and Finance*, n. 26, p. 2191-2214, 2002.
- BIKKER, J. A.; SHAFFER, S.; SPIERDIJK, L. Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium. Utrecht School of Economics, 2009. Working Papers 09-27.
- BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution is identified. *Economics Letters*, n. 10, p. 87-92, 1982.
- CHOI, I. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, n. 20, p. 249-272, 2001.
- HARRIS, R. D. F.; TZAVALLIS, E. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, n. 91, p. 201-226, 1999.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, v. 53-74, n. 115, 2003.
- LAU, L. J. "On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data". *Economics Letters*, n. 10, p. 93-99, 1982.
- LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C.-S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1-24, Maio 2002.
- LUCINDA, C. R. Competition in the Brazilian Loan Market: An Empirical Analysis. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 40, p. 831-858, Out./Dez. 2010. ISSN 4.
- NAKANE, M. I. A test of competition in Brazilian banking. *Estudos Econômicos*, n. 32, p. 203-224, 2002.
- PANZAR, J. N.; ROSSE, J. Testing for 'Monopoly' Equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, n. 35, p. 443-456, 1987.
- SHAFFER, S. The Rosse Panzar statistic and the Lerner index in the short run. *Economics Letters*, n. 11, p. 175-178, 1983.
- TABAK, B. M.; GOMES, G. M. R.; MEDEIROS JÚNIOR, M. D. S. The Impact of Market Power at Bank Level in Risk-taking: the Brazilian case. Banco Central do Brasil, Brasília, p. 1-33, Junho 2012. Working Paper Series.

ANEXO

Quadro 1 – Formulação de variáveis usada em estimações do modelo de Panzar-Rosse

Autor	Var. de	Formulação das Variáveis
Belaisch (2003)	I	Desp. de captação/depósitos totais
	W	Desp. de pessoal/n. funcionários
	O	Outras desp. operacionais/número de agências
Lucinda (2010)	w1	Desp. de pessoal/n. funcionários
	RDEP	Desp. de captação/depósitos totais mais disponibilidades totais
	w3	Desp. gerais/ativos fixos mais ativos emprestados
Araújo e Jorge Neto (2007)	DAF	Desp. administrativas/n. funcionários
	DOT	Desp. oper. menos desp. adm./passivo circ. e exigível a lp.
	OD	Desp. não oper. /ativos totais menos contas de compensação
Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012)	w1	Desp. de captação/depósitos totais
	w2	Desp. gerais menos desp. de pessoal/ativos fixos
	w3	Desp. de pessoal/ativos totais

Quadro 2 - Trabalhos sobre Panzar e Rosse (1987) ou Bresnahan (1982) e Lau (1982)

Autor	Período	Frequência	Especificação	Resultados
Nakane (2002)	Agosto 1994 Agosto 2000	Mensal	Séries Temporais: Utilizou agregados mensais dos empréstimos de créditos livres com a metodologia de Bresnahan (1982) e Lau (1982). O autor deixa claro que os dados foram dessazonalizados.	O valor de teste foi baixo, mas rejeitou a hipótese de concorrência perfeita e de não concorrência. Dessa forma o teste foi compatível com a estrutura de concorrência monopolística.
Belaisch (2003)	1º sem / 1997 2º sem / 2000	Semestral	Painel (PR): Utilizou variáveis de escala nas regressões das oito especificações do modelo. As especificações são para cada ano separadamente, todos os anos juntos corrigindo para efeito fixo, todos os anos juntos corrigindo para aleatório, controlando com dummy para bancos públicos e controlando com dummy para bancos estrangeiros.	Não apresentou os valores da estatística H. Em duas especificações não rejeitou a hipótese de concorrência perfeita e em todas não rejeitou a hipótese de concorrência monopolística. O R ² variou de 0.93 a 0.98.
Lucinda (2010)	1º trim / 2000 4º trim / 2005	Trimestral	Painel (PR): Utilizou variável de escala na regressão (depósitos e share do nº de agências) em todas as especificações. Fez regressões separadas para toda amostra, bancos grandes, bancos médios, bancos pequenos, bancos comerciais e bancos de investimento. Depois refez as regressões sem a remuneração pelos depósitos (preço do insumo).	Em todas as especificações rejeitou a hipótese de concorrência perfeita e não concorrência e os valores são compatíveis com estruturas de concorrência monopolística. O R ² variou de 0.743 a 0.954 com os depósitos totais na regressão e de 0.505 a 0.593 sem os depósitos totais.
Araújo e Jorge Neto (2007)	2º sem / 1995 1º sem / 2004	Semestral	Cross-section (PR): Utilizou variável de escala na regressão, possui uma única especificação e faz uma regressão para cada período estudado.	Todos os valores H estão entre 0.6254 e 0.8813 e, portanto é compatível com estruturas de concorrência monopolística. O R ² varia de 0.5357 a 0.9244.
Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012)	1º sem / 2001 1º sem / 2011	Semestral	Cross-section (PR): Utilizou variável de escala na regressão, possui uma única especificação e faz uma regressão para cada período estudado.	Para todos os períodos a estatística H apresentou ser muito baixa e em três períodos o valor chegou a ser negativo. Os autores não apresentaram os testes para identificar a estrutura de mercado.

PR - Significa que o teste foi feito com o modelo de Panzar e Rosse (1987)