

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

DIOGO WOLF

**A EVOLUÇÃO DA COMPETIÇÃO NO SETOR BANCÁRIO NO BRASIL UTILIZANDO
O MODELO DE PANZAR ROSSE**

**Porto Alegre
2020**

DIOGO WOLF

**A EVOLUÇÃO DA COMPETIÇÃO NO SETOR BANCÁRIO NO BRASIL UTILIZANDO
O MODELO DE PANZAR ROSSE**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

**Porto Alegre
2020**

CIP - Catalogação na Publicação

Wolf, Diogo

A evolução da competição no setor bancário no Brasil utilizando o modelo de Panzar Rosse / Diogo Wolf. -- 2020.

56 f.

Orientador: Sabino da Silva Pôrto Júnior.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas, Porto Alegre, BR-RS, 2020.

1. competição. 2. bancos. 3. Panzar e Rosse. I. Pôrto Júnior, Sabino da Silva, orient. II. Título.

DIOGO WOLF

**A EVOLUÇÃO DA COMPETIÇÃO NO SETOR BANCÁRIO NO BRASIL UTILIZANDO
O MODELO DE PANZAR ROSSE**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, _____ de _____ de 2020.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior – Orientador

UFRGS

Prof. Dr. Leonardo Xavier Da Silva

UFRGS

Prof. Dr. Hudson da Silva Torrent

UFRGS

RESUMO

Este trabalho busca estimar empiricamente as condições competitivas no setor bancário do Brasil de 2010 a 2019, bem como sua evolução ao longo do período estudado. Primeiramente, mensura-se a competição utilizando a estatística-H de Panzar-Rosse através de uma equação reduzida de receita; estima-se os resultados utilizando o método de efeitos fixos. Em seguida, determina-se se há um equilíbrio de longo prazo no setor e por fim compara-se os resultados obtidos com índices de concorrência de mercado. Os resultados indicam que a estrutura de mercado mais provável é a de competição monopolística e que há um equilíbrio de longo prazo neste setor. As estimações para os anos individuais apontam para estabilidade no nível competitivo no período 2010-2014, declínio entre os anos 2015-2017 e um aumento no período 2017-2019. Os indicadores de concorrência corroboram os movimentos obtidos pelos resultados econométricos.

Palavras-chave: Competição. Bancos. Panzar e Rosse.

ABSTRACT

This study seeks to empirically estimate the competitive conditions in the banking sector in Brazil from 2010 to 2019, as well as its evolution over the period studied. First, competition is measured using Panzar-Rosse H-statistic using a reduced revenue equation; results are estimated using a fixed effects method. Then, it is determined if there is a long-term equilibrium in the sector and finally the results obtained are compared with market competition indexes. The results indicate that the most likely market structure is monopolistic competition and that there is a long-term equilibrium in this sector. Estimates for the individual years point to stability at the competitive level in the period 2010-2014, decline between the years 2015-2017 and an increase in the period 2017-2019. The competition indexes corroborate the movements obtained by the econometric results.

Keywords: Competition. Banks. Panzar and Rosse.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução Histórica da Estatística-H	35
Gráfico 2 – Índice de Concentração CR5 (%)	35
Gráfico 3 – Índice de Herfindahl-Hirschman (%)	36

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Interpretação da Estatística-H	18
Quadro 2 – Interpretação da Estatística-E	20
Quadro 3 – Descrição das variáveis ω_f do modelo	28

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Dados sumarizados da amostra utilizada.....	26
Tabela 2 – Estatística Descritivas das Variáveis Dependentes.....	30
Tabela 3 – Estatística Descritivas das Variáveis Independentes	30
Tabela 4 – Resultados do modelo de P-R de 2010 a 2011 para o setor bancário brasileiro.....	32
Tabela 5 – Resultado do teste de equilíbrio de longo prazo de Claessens e Laeven (2004).....	33
Tabela 6 – Estatística-H estimada para períodos anuais individuais	34
Tabela 7 – Métodos e Resultados das Aplicações do Modelo P-R.....	41
Tabela 8 – Variáveis Utilizadas das Aplicações do Modelo P-R	43
Tabela 9 – Variáveis de Controle Utilizadas das Aplicações do Modelo P-R.....	45
Tabela 10 – Relação de contas COSIF utilizadas para a construção das variáveis.....	48
Tabela 11 – Média das variáveis para os anos individuais	51
Tabela 12 - Correlação das variáveis (todo o período)	51
Tabela 13 – Resultados do modelo P-R para anos individuais	52
Tabela 14 – Índice de Concentração (Cr)	54
Tabela 15 – Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI).....	54

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BACEN	Banco Central do Brasil
COSIF	Plano Contábil das Instituições Financeiras
CR	Índice de Concentração
ECD	Estrutura-Conduta-Desempenho
HHI	Índice de Herfindahl-Hirschman
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
NOIE	Nova Organização Industrial Empírica
P-R	Panzar-Rosse
ROA	Retorno sobre o Ativo

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	13
2.1	A ABORDAGEM ESTRUTURAL	13
2.1.1	Índice de Concentração (CR).....	14
2.1.2	Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)	15
2.2	A ABORDAGEM NÃO-ESTRUTURAL	15
2.2.1	Modelo de Panzar-Rosse	17
2.3	O MODELO DE PANZAR-ROSSE NO SETOR BANCÁRIO	20
3	METODOLOGIA.....	25
3.1	DADOS	25
3.2	MODELO EMPÍRICO.....	26
4	RESULTADOS.....	32
5	CONCLUSÕES	37
	REFERÊNCIAS.....	38
	APÊNDICE A – APLICAÇÕES DO MODELO P-R NO SETOR BANCÁRIO BRASILEIRO	41
	APÊNDICE B – DETALHAMENTO DA CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS	48
	APÊNDICE C – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E RESULTADOS PARA ANOS INDIVIDUAIS.....	51
	APÊNDICE D – ÍNDICES DE CONCORRÊNCIA	54

1 INTRODUÇÃO

Os bancos possuem um papel central nas economias capitalistas, atuando como intermediários financeiros e criadores de moeda, possuindo uma posição única no sistema monetário e de crédito e organizados em torno de um banco central. Por outro lado, os bancos são também empresas que concorrem entre si, buscando obter maiores lucros e maior poder nos mercados em que atuam (FREITAS, 1997).

A literatura sobre o setor bancário traz visões divergentes a respeito da desejabilidade de um maior ou menor nível de competição no setor. Por um lado, há um *trade-off* entre competição e concentração, de modo que a competição gera maior eficiência e compartilha os benefícios do sistema financeiro com o restante da economia. Por outro lado, argumenta-se que algum grau de poder de mercado é desejável, visto que a garantia da rentabilidade dos bancos os torna menos frágeis diante a choques, garantindo assim uma maior estabilidade ao sistema financeiro. (BELAISCH, 2003).

Nesse sentido, inúmeros trabalhos empíricos vêm sendo realizados a fim de examinar as condições competitivas do mercado bancário brasileiro e especificar sua estrutura de mercado (monopólio, competição monopolística, competição perfeita) uma vez que a combinação de alta concentração e o elevado custo da intermediação financeira é frequentemente atribuída a baixa competição (MARTINS, 2012). A maioria destes estudos parece convergir para o consenso de que os bancos brasileiros operam em um ambiente de competição monopolística. Entre tais trabalhos podemos citar as pesquisas de Belaisch (2003), de Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005), de Lucinda (2010) e de Nakane e Rocha (2010) que apontam para a prevalência de tal estrutura de mercado.

Bikker e Haaf (2002) apontam que a estrutura de mercado mais provável no setor bancário é de competição monopolística:

Modelos de concorrência monopolistas são a priori mais plausíveis para caracterizar a interação entre bancos. O modelo de concorrência monopolista reconhece a existência de diferenciação de produto e é consistente com a observação de que os bancos tendem a diferir em relação a várias variáveis

de qualidade de produto e publicidade, embora seu negócio principal seja bastante homogêneo. (BIKKER; HAAF, 2002, p. 5, tradução nossa).¹

A teoria da competição monopolística desenvolvida por Chamberlin (1933) sugere que as empresas competem através da diferenciação de produto. Em síntese, afirma que em tal estrutura competitiva as firmas não são tomadoras de preços – assim como no monopólio – porém as empresas estão sujeitas a competição por parte de empresas que oferecem produtos substitutos – como no caso da competição perfeita (KUPFER; HASENCLEVER, 2013). Trata-se de uma estrutura de mercado altamente competitiva, como aponta Nakane e Rocha (2010):

Apesar do nome (monopolística) sugerir baixa competição, essa estrutura de mercado é altamente competitiva. O nome deriva da busca pelas empresas por uma diferenciação de seus produtos, por marcas e características específicas, que permita a essas empresas competirem com produtos únicos e exclusivos, que não podem ser exatamente iguais ao das demais empresas do setor. Por isso “monopolístico”, pois cada empresa tem um certo grau de exclusividade ou busca essa exclusividade. No entanto, a concorrência é intensa, no sentido de que demanda elevados esforços de diferenciação por cada empresa e esses produtos podem ser substituídos facilmente por seus similares de outras empresas atuando no setor [...]. (NAKANE e ROCHA, 2010, p. 20)

Para especificar-se a estrutura de mercado prevalecente em um mercado faz-se necessário antes de mais a existência de uma medida minimamente precisa e consistente para a competição. Nesse sentido Leon (2014) afirma que:

Muitos trabalhos teóricos tentaram explicar as consequências ambíguas da concorrência no acesso ao crédito, custo e qualidade dos serviços financeiros, inovação, estabilidade dos sistemas financeiros e, portanto, desenvolvimento econômico. Para abordar empiricamente essas questões importantes, é preciso primeiro chegar a medidas confiáveis da intensidade da concorrência bancária. Quanto mais precisa for a medida, mais provavelmente os resultados empíricos serão. (LEON, 2014, p. 4, tradução nossa).²

¹ Monopolistic competition models are a priori most plausible for characterising the interaction between banks. The monopolistic competition model recognises the existence of product differentiation and is consistent with the observation that banks tend to differ with respect to various product quality variables and advertising, although their core business is fairly homogeneous.

² Many theoretical papers have attempted to explain the ambiguous consequences of competition on access to credit, cost and quality of financial services, innovation, the stability of financial systems, and thus economic development. To empirically address these important questions, one first needs to come up with reliable measures of the intensity of bank competition. The more accurate the measure, the more precise empirical results are likely to be.

Nas últimas décadas a emergência da Nova Organização Industrial Empírica (NOIE) tem provido o desenvolvimento de modelos não-estruturais para estimações empíricas do comportamento competitivo, entre eles o teste de receita de forma reduzida de Panzar-Rosse, que tem sido aplicado largamente na literatura empírica (BIKKER, SHAFFER e SPIERDIJK, 2012). Pelo fato de não requer informações sobre os preços dos produtos, uma variável difícil de ser mensurada no caso de bancos, favorece-se a sua aplicação ao setor bancário (BIKKER e HAAF, 2002).

Sendo assim, o objetivo deste estudo é estimar empiricamente o nível de competição no setor bancário brasileiro, de 2010 a 2019, bem como sua evolução no período estudado. Para tanto será utilizada a metodologia proposta por Panzar e Rosse (1987), largamente empregada em trabalhos empíricos sobre o tema. Tal metodologia permite que se obtenha uma estimativa razoável acerca de qual é a estrutura de mercado prevalecente (monopólio, concorrência monopolística ou competição perfeita) do setor bancário brasileiro. O presente estudo buscará também determinar se existe um equilíbrio de longo prazo nesse setor, bem como estimar os índices de concentração (CR) e Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) para fins de comparar a evolução da competição com a concorrência no setor ao longo do período estudado.

O artigo está dividido em cinco capítulos, incluindo esta introdução. O segundo capítulo apresenta uma revisão da literatura acerca das abordagens de mensuração da competição, bem como uma análise da metodologia adotada nos trabalhos empíricos já realizados aplicados ao mercado bancário brasileiro. O terceiro capítulo é sobre a metodologia e as fontes de dados utilizadas. O quarto capítulo mostra os resultados obtidos e o quinto capítulo evidencia as principais conclusões e contribuições deste trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Visto que a competição não é uma variável diretamente observável pode-se incorrer em diferentes métodos para tentar mensurá-la. As primeiras abordagens encontradas na literatura consideravam o papel da estrutura de mercado como um fator relevante para explicar o nível de competição. Já as abordagens mais recentes consideram que a competição deriva de outras causas, e precisa ser analisada com o uso de ferramentas específicas. (LEON, 2014).

A seguir apresenta-se, em uma visão geral, a evolução das teorias acerca das condutas anticompetitivas, bem como suas medidas de competição associadas. Por fim, são apresentados alguns estudos que aplicam o modelo de Panzar-Rosse ao setor bancário brasileiro.

2.1 A ABORDAGEM ESTRUTURAL

A primeira abordagem que surge na literatura para explicar as práticas anticompetitivas das empresas é a chamada abordagem estrutural, baseada nas teorias tradicionais de Economia Industrial, principalmente no paradigma Estrutura-Condução-Desempenho (ECD), desenvolvida por Bain (1951). A teoria busca investigar se um mercado concentrado pode causar um comportamento anticompetitivo entre as empresas, e se isso pode resultar em um desempenho superior para as maiores empresas neste mercado.

O Paradigma ECD busca explicar o desempenho de mercado das empresas como resultado de uma estrutura de mercado exógena. As diferenças de desempenho entre as empresas são atribuídas à conduta delas - a principal variável explicativa. A conduta, por sua vez, é determinada pelo tipo de estrutura presente na indústria. Nesse sentido, Kupfer e Hasenclever (2013) afirmam:

Pressupõe-se que o desempenho em indústrias ou mercados particulares seja dependente da conduta ou das estratégias dos vendedores (produtores) e dos compradores (consumidores) em diferentes assuntos, como a política e a prática de preços, cooperação explícita ou tácita entre as empresas, estratégias de linhas de produtos e propaganda, esforços de pesquisa e desenvolvimento (P&D), investimento em plantas produtivas, táticas legais (como, por exemplo, enforcement dos direitos de patentes), e assim por diante. A conduta, por sua vez, depende da estrutura do mercado relevante, caracterizada pelo número e tamanho dos vendedores e compradores, o grau da diferenciação física ou subjetiva dos produtos e serviços, da presença ou ausência de barreiras à entrada de novas empresas, do formato das curvas de custo, do grau de integração vertical das empresas e da extensão de

diversificação das empresas para outros mercados. (KUPFER; HASENCLEVER, 2013, p. 44)

Em síntese, o que o paradigma ECD afirma é que tão mais concentrado for um mercado (característica de estrutura), maiores as chances das empresas se comportarem de maneira anticompetitiva (característica de conduta). Dessa forma, tais empresas conseguem através de seu poder de mercado fixar preços acima de seu custo marginal, obtendo uma maior rentabilidade (medida de desempenho) como consequência.

Dessa forma, os trabalhos empíricos que buscam medir o grau de competitividade com base na abordagem estrutural são focados no número de firmas e no seu tamanho relativo. Nesse sentido, há um consenso na literatura acerca do uso de índices de concentração, que levam em consideração a distribuição no tamanho da empresa (desigualdade) e o número de empresas em um determinado mercado (LEON, 2014).

A seguir apresenta-se duas das medidas mais utilizadas na literatura para descrever a estrutura de mercado.

2.1.1 Índice de Concentração (CR)

O índice de concentração calcula a participação de mercado das k empresas líderes da indústria. É uma medida simples e que requer poucos dados para ser calculada, sendo, portanto, uma das medidas mais utilizadas na literatura empírica. Considerando as k maiores empresas, ele apresenta a seguinte forma:

$$CR_k = \sum_{i=1}^k S_i, \quad \text{com } S_i \geq \dots \geq S_k \geq S_N, \quad \forall N \geq K$$

Em que N é o número total de firmas na indústria e S_i é a participação de mercado das da empresa i , quando as empresas são ordenadas em ordem decrescente de participação de mercado (BIKKER e HAAF, 2000, p. 7).

Desse modo, o índice se aproxima de 1 quanto mais concentrado for o mercado, e se aproxima de zero quanto menos concentrado for o mercado. O resultado depende, obviamente, do número de k empresas que será utilizado no cálculo. Não há uma regra definida para o valor de k sendo sua escolha arbitrária (BIKKER e HAAF, 2000, p. 7).

Por levar em consideração apenas as k maiores empresas, o índice não leva em conta a distribuição das demais empresas, de modo que uma fusão entre empresas pequenas, por exemplo, não irá se refletir em uma mudança no índice de concentração, apesar da concentração do mercado aumentar. (LEON, 2014, p. 11).

2.1.2 Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)

O índice de Herfindahl-Hirschman (HHI), por sua vez, considera a participação de mercado de todas as empresas do setor e, portanto, é mais preciso que o CR. Também é bastante utilizado na literatura teórica sobre concentração, bem como é utilizado por órgãos antitruste para avaliar operações de fusões e aquisições. (BIKKER e HAAF, 2000, p. 7). Assume a seguinte forma:

$$HHI = \sum_{i=1}^N s_i^2, \quad \forall i = 1, \dots, N$$

Em que N é o total de empresas do mercado e S_i é a participação de mercado da empresa i . Ao utilizar a soma da participação de mercado ao quadrado das empresas, o índice captura a importância das empresas maiores, atribuindo um maior peso a elas.

O índice atinge valores entre $1/N$, para empresas de igual tamanho, até 1, no caso de monopólios.

2.2 A ABORDAGEM NÃO-ESTRUTURAL

A abordagem não-estrutural, por sua vez, tem suas raízes na chamada Nova Organização Industrial Empírica (NOIE) e desenvolveu modelos que buscaram suprir as deficiências teóricas dos modelos estruturais. Nessa abordagem passa-se a endogenizar a estrutura de mercado, isto é, se mensura a competitividade observando diretamente o comportamento das firmas no mercado através de alguma *proxy*.

O paradigma ECD e suas medidas de concentração subjacentes têm certas limitações conceituais e práticas, que são questionadas por diversos estudos. Teorias alternativas põem em xeque a existência de uma relação causal entre conduta e desempenho, ou até mesmo na direção dessa causalidade. O cerne do problema parecer estar na dificuldade de se saber o que diferentes níveis de concentração indicam exatamente. (LEON, 2014, p. 12).

A abordagem não-estrutural surge a partir destas deficiências do paradigma ECD, baseando-se em teorias alternativas, como a teoria dos mercados contestáveis de Baumol (1982) que afirma que quando não há significativas barreiras de entrada ou saída em uma indústria, a competição potencial controla o comportamento das firmas nesta indústria. Dessa forma, a abordagem não-estrutural vai diretamente contra o paradigma ECD, uma vez que não considera a estrutura de mercado um fator relevante, como afirma Carbó et al (2009):

Aqui, as características estruturais de um mercado são irrelevantes na determinação da concorrência, pois as condições de entrada e saída determinam o comportamento competitivo. Como no caso de oligopolistas concorrentes, as características competitivas de um mercado contestável não podem ser inferidas usando indicadores estruturais; portanto, é necessário encontrar indicadores separados com base no comportamento de precificação realizado e / ou na contestabilidade do mercado. (CARBÓ; et al., 2009, p. 5, tradução nossa)³

Também os modelos de teoria jogos rechaçam a reação causal entre concentração e competição existente nos modelos ECD. Nesse sentido, Carbó et al (2009) afirma que:

Uma visão alternativa é incorporada na literatura que examina as reações estratégicas dos oligopólios concorrentes (desde o trabalho inicial de Cournot e Bertrand até o trabalho mais recente de Stigler, 1964). A extensa literatura teórica sobre comportamento de oligopólio reconhece há muito tempo que grandes empresas em mercados concentrados podem competir agressivamente entre si, e isso geralmente envolve empresas que precisam adivinhar as reações de preço e quantidade a movimentos estratégicos feitos entre si (as chamadas variações conjecturais). Nessas relações, o ambiente competitivo é determinado pelas reações estratégicas das empresas e não necessariamente pela estrutura do mercado. (CARBÓ; HUMPHREY; MAUDOS, et al., 2009, p. 4, tradução nossa)⁴

³ Here structural features of a market are irrelevant in determining market competition since entry and exit conditions determine competitive behavior. As in the case of competing oligopolists, the competitive features of a contestable market cannot be inferred using structural indicators so separate indicators based on realized pricing behavior and/or market contestability need to be found.

⁴ An alternative view is embodied in the literature examining the strategic reactions of competing oligopolies (from the earliest work of Cournot and Bertrand to more recent work by Stigler, 1964). The extensive theoretical literature on oligopoly behavior has long recognized that major firms in concentrated markets can compete aggressively with one another, and this usually involves firms having to guess the price and quantity reactions to strategic moves made by each other (so-called conjectural

Os modelos não estruturais de competitividade são baseados principalmente nos indicadores de poder de monopólio desenvolvidos por Lerner (1934). Os três principais modelos desenvolvidos aliados a esta abordagem são o modelo de Iwata (1974) que mede a competição entre monopólios, o modelo de Bresnahan (1982) e Lau (1982), e o modelo de Panzar e Rosse (1987), que testam o comportamento competitivo em mercados contestáveis.

Todos eles têm como característica em comum medir a concorrência estimando o desvio em relação aos preços competitivos. Foi o terceiro modelo, no entanto, que recebeu maior aceitação pela comunidade acadêmica (ROZAS, 2007).

2.2.1 Modelo de Panzar-Rosse

O modelo desenvolvido por Panzar e Rosse (1987) consiste em uma equação de receita de forma reduzida, a estatística-H, que resulta em uma avaliação quantitativa acerca da estrutura de mercado. Dessa forma, o modelo de Panzar-Rosse (P-R) consiste em medir o comportamento competitivo de uma indústria com base nas propriedades estáticas comparativas de uma equação de receita de forma reduzida através de dados de corte transversal (BIKKER; HAAF, 2002, p.4).

A formalização do modelo de acordo com Bikker e Haaf (2002) é que a empresa i maximiza seu lucro quando a receita marginal (R') é igual ao custo marginal (C'):

$$R'_i(x_i, n, z_i) - C'_i(x_i, w_i, t_i) = 0$$

Em que x_i é o produto da empresa i , n é o número de empresas, w_i é um vetor de m preços de insumos da empresa i , z_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função receita da empresa e t_i é um vetor de variáveis exógenas que alteram a função custo.

O poder de mercado é definido como a extensão pela qual uma mudança nos preços dos insumos (∂w_i) é refletida na receita de equilíbrio (∂R_i^*) obtida pela empresa i . A estatística-H é definida então por P-R, como a soma das elasticidades da receita de forma reduzida em relação aos preços dos insumos:

variations). In these relationships, the competitive environment is determined by the strategic reactions of firms and not necessarily by the structure of the market.

$$H = \sum_{k=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_{ki}} * \frac{w_{ki}}{R_i^*}$$

A estatística-H examina, dessa forma, como uma mudança nos preços de insumos impacta a receita obtida pela empresa.

Dessa forma, pode-se chegar a dois resultados opostos. Em um mercado de monopólio ou equivalente, um aumento nos preços de insumos (w_i), tudo mais constante, irá aumentar os custos marginais. Para manter o equilíbrio entre custo marginal e receita marginal, o monopolista irá aumentar a receita marginal, reduzindo a quantidade, isto é, a receita marginal é uma função decrescente da quantidade. Se a elasticidade-preço da demanda exceder 1, com a redução da quantidade de equilíbrio tem-se que conseqüentemente será reduzida a receita total. Ou seja, o ganho devido ao aumento de preço não é compensado pela perda resultante da redução de quantidade.

Já em um ambiente de competição perfeita, tem-se a situação oposta. Um aumento dos preços de insumos (w_i) aumentará os custos marginais e a receita marginal na mesma quantidade que o aumento inicial dos custos. A receita total da empresa irá aumentar na mesma proporção que seu custo total e na mesma proporção dos seus preços de insumos. Como a receita total iguala o custo total nessa situação, tem-se assegurada a condição de lucro zero. O aumento dos preços de insumo irá provocar ainda a saída de algumas empresas do mercado, o que irá aumentar a demanda das empresas restantes, mantendo a quantidade total produzida em equilíbrio.

Assim sendo, pode-se interpretar a estatística-H como quanto maior a transmissão das mudanças de custos para receitas, mais competitivo é o mercado, e, portanto, maior o valor da estatística-H. Na situação de competição perfeita, por exemplo, um aumento de 1% nos preços de insumos induz um aumento de 1% na receita total. A estatística-H iguala-se a 1 neste caso.

Quadro 1 – Interpretação da Estatística-H

Estatística-H	Interpretação
H <= 0	Monopólio
0 < H < 1	Competição Monopolística
H >= 1	Competição Perfeita

Fonte: Molyneux et al (1994).

Cabe destacar que o modelo proposto originalmente por Panzar e Rosse (1987) obtém o resultado para uma única firma em um cenário atemporal. Portanto, para a aplicação empírica o modelo original precisa ser adaptado. Para a aplicação empírica utiliza-se uma equação de receita na forma reduzida, como a sugerida por Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012), para aplicação do modelo P-R em um mercado qualquer, não necessariamente o bancário:

$$\ln R_{it} = \alpha + \sum_{i=f}^n \beta_f \ln \omega_{fit} + \sum_{j=1}^J \gamma_j \ln CF_{jit} + \varepsilon_{it}$$

Em que $i = 1, 2, \dots, n$ representam os indivíduos e $t = 1, \dots, n$ define o tempo. Temos que α é uma constante e ε o termo de erro estocástico. A variável R_{it} corresponde a receita de cada firma do mercado. As variáveis ω_f correspondem aos preços dos insumos da atividade da empresa. Já CF_j são variáveis de controle, isto é, fatores exógenos específicos, sem referência explícita à sua origem na função de custo ou receita.

Um ponto bastante criticado na literatura acerca da aplicabilidade dos testes empíricos do modelo P-R advém do fato de um dos pressupostos do modelo é que este deve ser aplicado com base em observações que estão em equilíbrio de longo prazo. Nesse sentido Bikker e Bos (2008, p; 83, tradução nossa) afirma que “um teste de equilíbrio se usa do fato de que, em mercados de capital competitivos, as taxas de retorno ajustadas ao risco serão equalizadas entre os bancos. Nesse caso, as taxas de retorno não serão correlacionadas com os preços dos insumos.”⁵

Shaffer (1982 apud MOLYNEUX, 1994) sugere a realização de um teste para confirmar se as observações se encontram em equilíbrio de longo prazo através da substituição da variável dependente da equação de receita reduzida pelo ROA (Retorno sobre o Ativo)⁶ como variável independente em relação aos preços de insumos. Deste modo, em equilíbrio, as taxas de retorno não devem ser estatisticamente correlacionadas com os preços dos insumos. Assim, calcula-se uma estatística, da mesma forma que é calculada a Estatística-H. Para diferenciá-la da

⁵ An equilibrium test uses the fact that in competitive capital markets, risk-adjusted rates of return will be equalized across banks. In such a case, the rates of return will not be correlated with input prices.

⁶ ROA = Lucro Líquido / Ativo Total

estatística-H chamaremos a de estatística-E. O Quadro 2 sumariza a interpretação da estatística-E.

Quadro 2 – Interpretação da Estatística-E

Estatística-E	Interpretação
E = 0	Equilíbrio
E < 0	Desequilíbrio

Fonte: Molyneux et al (1994).

2.3 O MODELO DE PANZAR-ROSSE NO SETOR BANCÁRIO

Na literatura acerca do setor bancário, o modelo P-R tem sido largamente empregado para realizar estudos empíricos devido aos seus requisitos razoáveis de dados necessários. No caso do setor bancário o estudo de Bikker e Haaf (2002) tem sido tomado como referência por inúmeros estudos posteriores, no qual os autores estimam a estatística-H do modelo de Panzar-Rosse para 23 países. Os autores utilizam a seguinte equação reduzida de receita para a aplicação empírica do modelo:

$$\ln INTR_{it} = \alpha + (\beta \ln AFR + \gamma \ln PPE + \delta \ln PCE) + \zeta \ln BSF + \eta \ln OI + \epsilon$$

Em que INTR é a proporção de receitas financeiras em relação ao ativo total, AFR (*Average Funding Rate*) é a proporção de despesas financeiras sobre o total de depósitos, PPE (*Price of Personnel Expenses*) é a proporção de despesas de pessoal em relação ao ativo total, PCE (*Price of Capital Expenditure*) é proporção de investimentos em capital físico e outras despesas em relação aos ativos fixos, BSF são fatores exógenos específicos de cada banco e OI é a proporção de outras receitas sobre o total de ativos. As variáveis AFR, PPE e PCE são *proxies* para os preços unitários dos insumos das atividades dos bancos, representando, respectivamente, o custo de captação, de trabalho e de capital. A estatística-H é dada por $H = \beta + \gamma + \delta$. Os fatores específicos dos bancos (denotado por BSF) são variáveis que refletem diferenças em risco, custos, tamanho e estrutura dos bancos.

Os resultados do estudo de Bikker e Haaf (2002) mostram fortes evidências de que o setor bancário mundial é caracterizado pela competição monopolística. Os autores interpretaram a estatística-H como uma medida contínua do nível de competição, indo de 0 a 1, de modo que valores mais altos de H indicam um nível de

competição mais alto que valores mais baixos.⁷ Dessa forma, pode-se observar que a competição é maior para bancos grandes (que operam em mercados internacionais) e mais fraca para bancos pequenos (que operam mais em mercados locais). Observou-se também que para alguns países a competição tem aumentando ao longo do tempo e que o nível de competição na Europa tende a ser maior do que em outros países como Estados Unidos, Canadá e Japão.

Em Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012) os autores criticam o uso de uma função de receita normalizada por uma medida escala (por exemplo, ativos totais ou outra proxy de escala) como variável dependente para o modelo de Panzar e Rosse, como têm sido amplamente aplicados na literatura empírica de competição. Muitos estudos, inclusive o de Bikker e Haaf (2002), têm incluindo o log de receitas dividido por ativos totais como a variável dependente no modelo P-R. De acordo com Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012) o uso desta função de receita não pode ser utilizado para inferir o grau de competição, devendo ser utilizado log da receita somente. Para sustentar esta proposição teórica os autores conduziram uma análise empírica da concorrência no setor bancário, com base em uma amostra contendo mais de 100.000 observações em mais de 17.000 bancos em 63 países durante o período 1994-2004. Além de comprovarem sua hipótese os autores reforçaram a validade do modelo de P-R como forma de avaliar o comportamento competitivo dos bancos e concluíram que a maioria dos países tem mercados bancários de competição monopolista

Vários estudos foram realizados aplicando a metodologia P-R para analisar conduta competitiva dos bancos brasileiros nas décadas de 2000 e 2010.

Um das aplicações pioneiras do modelo P-R no Brasil foi realizada por Belaisch (2003), que utilizou dados dos 49 maiores bancos do país no período 1997-2000. Os resultados mostram que os bancos brasileiros se comportam de maneira não competitiva.

Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) realizaram uma análise semestral do período de 1995 a 2004, verificando que o mercado bancário brasileiro opera em concorrência monopolística. Foram encontrados valores da estatística-H variando entre um mínimo de 0,62 e um máximo de 0,88. O estudo demonstrou também a existência de uma relação negativa e significativa entre a concentração (quantificada

⁷ O estudo original de Panzar e Rosse (1987) se concentra apenas em testar as hipóteses de $H = 0$ e $H = 1$, não implicando automaticamente nesta interpretação.

por diferentes índices de concentração) e competição (estimada pela estatística H) no sistema bancário brasileiro, apontando que a maior concentração implica em menor grau de competição no caso brasileiro.

Lucinda (2010) aplica o modelo P-R ao setor bancário brasileiro analisando separadamente os bancos grandes, médios e pequenos nos segmentos comerciais e de investimento para o período de 2000 a 2005. O trabalho avança em relação as pesquisas anteriores de aplicação do modelo P-R ao realizar o teste para a hipótese de que os dados observados são consistes com o equilíbrio de longo prazo, uma das suposições necessárias para o uso da estatística H como teste de competição. O teste aponta que mercado não está em equilíbrio de longo prazo, o que não se permite concluir mais nada, apesar disso os autores apontam que há evidências de que o mercado não se encontra em competição perfeita.

Nakane e Rocha (2010) aplicam o modelo de P-R a uma amostra de bancos brasileiros entre junho de 2001 a junho de 2009, rejeitando tanto a hipótese de cartel/monopólio quanto a de competição perfeita. A estatística-H estimada de 0,8 sugere, segundo os autores, um elevado grau de concorrência para a indústria bancária do País.

Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) examinam o comportamento competitivo do setor bancário brasileiro para compreender como o comportamento de risco dos bancos pode ser afetado pelo poder de mercado desses bancos. Os resultados sugerem que o setor bancário brasileiro inclui heterogeneidades significativas no poder de mercado dos bancos e é caracterizado pela competição monopolística. Os autores estimaram a estatística-H separadamente para cada período semestral de 2001 a 2011, observando uma redução na estatística-H no decorrer do período sob análise.

Rondon (2011) utiliza o modelo P-R, dentre outros, a evolução do grau de competitividade do setor bancário brasileiro entre 1995 e 2018. A pesquisa conclui que a estrutura do mercado bancário brasileiro é classificada como competição monopolística

Cardoso (2011) e posteriormente Cardoso, Azevedo e Barbosa (2016) avaliaram a competição no setor bancário brasileiro tanto pelas unidades bancárias (CNPJ) quanto pelos Conglomerados Financeiros. Os testes apontam diferença estatística no uso destas bases a partir de 2004. Desse modo, os autores apontam que estudos anteriores, que utilizam bancos individuais e não de conglomerados para

estimar a estatística-H, podem estar sujeitos a viés de superestimação da intensidade de concorrência ao desconsiderarem os efeitos de coordenação em empresas pertencentes a um mesmo conglomerado financeiro.

Divino e Silva (2012) avaliam o nível de competição no setor bancário brasileiro no período de julho de 1994 a fevereiro de 2012, concluindo que o mercado bancário brasileiro não é competitivo ao aplicar o modelo P-R para 62 bancos. Ao contrário dos trabalhos de Belaisch (2003), Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005), Lucinda (2010) e Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) os autores incorporaram à análise a dessazonalização dos dados, argumentando que a presença de sazonalidade nos dados tende a, erroneamente, indicar um mercado concorrencial.

Barbosa, Rocha e Salazar (2013) utilizam o modelo P-R para provar que os bancos que oferecem produtos bancários clássicos (empréstimos, cartões de crédito, etc.) e outros produtos bancários (serviços de corretagem, seguros e títulos de capitalização, etc.) têm poder de mercado substancialmente maior do que os bancos que oferecem apenas produtos clássicos. Esses resultados sugerem um viés positivo nas estimativas tradicionais de competição, nas quais a característica de bancos multiprodutos não é considerada.

Caetano (2013) aplica o modelo de P-R para o setor bancário brasileiro entre janeiro de 2001 e dezembro de 2012, indicando que os bancos brasileiros operam em regime de concorrência monopolística. A evolução da estatística-H aponta para períodos de significativa redução da competitividade na indústria bancária brasileira, que coincidem com momentos importantes em termos de fusões e aquisições dentro deste setor.

Silveira (2017) analisa a relação entre concentração e competição bancária, aplicando o modelo de P-R a uma amostra do período entre 2011 a 2016 com modelos OLS e FGLS. A estatística-H obtida por ambos os métodos indicou que o mercado é de competição monopolística.

Santos (2018) utiliza o modelo de P-R para analisar a conduta da indústria bancária brasileira no período de 2009 a 2016, concluindo que a conduta dos bancos no segmento de depósitos de poupança foi, na média, competitiva, enquanto nos segmentos de Outros Depósitos a Prazo a conduta foi de cartel. Porém, quando estimado em conjunto a estatística H, ao resumir toda a indústria bancária, estabeleceu que sua estrutura se assemelha à de competição monopolística.

Já Hordones (2019) usa o modelo de P-R para testar o impacto da concentração bancária na competição, e o impacto desta na lucratividade dos bancos, concluindo que não relação estatisticamente significativa para apoiar as hipóteses do paradigma ECD de que a concentração diminui a competição, levando a maior lucratividade do setor. Foi utilizada uma amostra de 16 países da América Latina para o período 2011-2017, sendo que todos os países foram caracterizados como mercados de competição monopolística, com o Brasil apresentando índice de competição de 0,49, o menor dos países estudados. Cabe notar ainda que o autor utiliza a receita de juros sobre o ativo total, não seguindo as recomendações de Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012), o que pode levar a superestimação da estatística-H.

A comparação detalhada acerca dos estudos empíricos que aplicam o modelo P-R para o setor bancário brasileiro pode ser verificada no Apêndice A.

3 METODOLOGIA

Nesta seção são apresentadas as fontes dos dados utilizadas bem como suas principais estatísticas descritivas. Em seguida, é apresentado o modelo empírico utilizado para a estimação do modelo de P-R e os índices de concorrência.

3.1 DADOS

Os dados utilizados no presente estudo se originam dos balancetes trimestrais das instituições financeiras obtidos junto ao Banco Central do Brasil (BACEN) para o período de 2010 a 2019, compreendendo, portanto, 40 trimestres. Foram utilizadas as informações de instituições individuais (documento 4010) provenientes da base de dados IF.data⁸ disponível no site do BACEN. O relatório de instituições individuais compreende instituições financeiras apresentadas separadamente por personalidade jurídica (CNPJ) em nível não consolidado.

Levou-se em consideração a amostra dos bancos comerciais, banco múltiplos com carteira comercial e caixas econômicas⁹. O que exclui os bancos múltiplos que não operam carteira comercial, bancos de desenvolvimento, bancos de câmbio, entre outros. Demais instituições financeiras não são incluídas por representarem apenas uma pequena parcela do sistema bancário brasileiro. Para fins de ilustração, temos que o total de depósitos em todas as instituições financeiras presentes no Sistema Financeiro Nacional em dezembro de 2010 era de R\$ 1.882.414 milhões, enquanto a amostra selecionada para este estudo apresenta um valor de R\$ 1.682.416 milhões (Tabela 1) em depósitos para o mesmo período. Este valor representa, portanto, aproximadamente 89% do total de depósitos existentes no sistema financeiro brasileiro à época.

⁸ A base de dados IF.data contempla informações contábeis simplificadas das instituições financeiras. Os dados da base IF.data, por sua vez, têm origem no Sistema de Consolidação Contábil das Instituições Financeiras – COSIF.

⁹ Foram selecionadas os seguintes tipos de instituição financeira da base IF.Data (código / tipo de instituição): (1) Banco do Brasil - Banco Múltiplo, (2) Banco Comercial, (6) Caixa Econômica Federal, (8) Banco Múltiplo, (11) Banco Múltiplo Cooperativo, (13) Banco de Investimento, (28) Banco Comercial Estrangeiro - Filial no país.

A amostra selecionada inicia-se com 116 bancos em 2010 e termina com 107 em 2019. Processos de fusões e aquisições, bem como bancos que iniciaram ou cessaram suas operações no período explicam as variações durante o período. Além disso foram excluídos da amostra os bancos que apresentaram valores nulos de depósitos nos respectivos trimestres. O número de bancos considerados em cada um dos anos, bem como o somatório do total de ativos, depósitos, créditos e receita de tais bancos em cada ano são mostrados na Tabela 1. Cabe notar ainda que todas as variáveis foram deflacionadas utilizando as variações trimestrais do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), de modo a permitir a comparabilidade dos dados entre os períodos.

Tabela 1 – Dados sumarizados da amostra utilizada

Ano	Nº Bancos	Ativos	Crédito	Depósitos	Receita
2010	116	3.830.619	1.095.933	1.682.416	264.748
2011	119	4.162.128	1.241.239	1.770.920	311.667
2012	114	4.389.573	1.387.685	1.631.464	253.975
2013	112	4.577.434	1.547.034	1.631.908	281.782
2014	112	4.878.460	1.636.398	1.524.184	323.164
2015	111	4.665.673	1.563.977	1.334.978	358.324
2016	106	4.488.179	1.441.831	1.340.581	335.410
2017	110	4.238.815	1.374.924	1.396.437	270.006
2018	105	4.300.954	1.348.531	1.448.531	245.924
2019	107	4.279.899	1.353.203	1.463.145	239.054

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: Valores em milhões de reais, exceto número de bancos.

3.2 MODELO EMPÍRICO

Para a aplicação empírica do modelo de P-R um painel com periodicidade trimestral de 2010 a 2019 foi construído. O painel resultante é desbalanceado, pois nem todos os bancos apresentam informações durante todo o período. A escolha de um painel desbalanceado tem como vantagem permitir um maior número de observações, gerando estimativas, em teoria, mais precisas. Porém traz a desvantagem de incluir na amostra bancos que não se comportam como normalmente se comportariam em equilíbrio de mercado, porque são novos entrantes, bancos existentes ou fundidos. (ROZAS, 2007, p.21).

Em relação a variável dependente utilizada na aplicação empírica da estatística-H, existe grande divergência na literatura empírica. Enquanto alguns estudos utilizam a receita total como variável dependente tais como Belaisch (2003), Lucinda (2010) e Nakane e Rocha (2010), uma parcela utiliza apenas a receita de juros (receita proveniente das operações de intermediação financeira). Por fim, alguns estudos utilizam uma função de preço, calculada geralmente como uma razão da receita pelo total de ativos. Entre os estudos que fazem uso da função de preço podemos citar o de Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005).

No presente trabalho optou-se por estimar a estatística-H utilizando a receita total (equação 1) por ser a forma mais usual empregada na literatura, possibilitando a comparabilidade dos resultados deste estudo com os demais. Também estimou-se a estatística-H utilizando a receita de intermediação financeira (equação 2) com vistas a verificar se há diferença significativa nos resultados em relação a estimação com a primeira equação. Por fim, temos que Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012) apontam que o uso de uma função de preço pode levar a uma superestimativa da estatística-H, gerando uma medida incorreta da competição. O argumento contra o uso de uma função de preço é que há uma forte correlação, próxima a 1, entre a variável dependente (receita) a variável de controle de escala (ativos, depósitos etc.), o que pode levar a coeficientes não-significativos para as demais variáveis explicativas. Dessa forma, a fim de verificar a robustez dos resultados, estimou-se também a estatística-H utilizando como variável dependente uma função de preço, dada pela razão da receita total sobre o total de ativos (equação 3).

$$\ln RT_{it} = \alpha + \beta_1 \ln \omega_{1it} + \beta_2 \ln \omega_{2it} + \beta_3 \ln \omega_{3it} + \gamma_1 \ln CRD_{it} + \gamma_2 \ln DEPS_{it} + \gamma_3 \ln AGN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln RIF_{it} = \alpha + \beta_1 \ln \omega_{1it} + \beta_2 \ln \omega_{2it} + \beta_3 \ln \omega_{3it} + \gamma_1 \ln CRD_{it} + \gamma_2 \ln DEPS_{it} + \gamma_3 \ln AGN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln RT/AT_{it} = \alpha + \beta_1 \ln \omega_{1it} + \beta_2 \ln \omega_{2it} + \beta_3 \ln \omega_{3it} + \gamma_1 \ln CRD_{it} + \gamma_2 \ln DEPS_{it} + \gamma_3 \ln AGN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que i representa cada banco e t os trimestres.

As variáveis ω_f correspondem aos preços dos insumos da atividade bancária. A literatura empírica costuma considerar três tipos insumos: captação, trabalho e

capital. São utilizados *proxies* para representam os preços dos insumos, usualmente por uma razão das despesas para seu respectivo volume.

A variável ω_{1it} representa o custo de captação e foi obtida dividindo-se as despesas de captação pelo total de depósitos.

A variável ω_{2it} representa o custo do trabalho. Estudos anteriores — entre eles Belaisch (2003), Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005), Lucinda (2010) e Nakane e Rocha (2010) — utilizaram a razão de despesas de pessoal para o número de empregados. Neste trabalho, porém, estimou-se a variável pela razão das despesas de pessoal pelo total de ativo devido a indisponibilidade de dados atualizados acerca do número de empregados para os bancos.

Enquanto há um relativo consenso na literatura acerca da construção das variáveis ω_{1it} e ω_{2it} quanto a variável de custo de capital (ω_{3it}) parece não haver tal consenso. Dessa forma, optou-se no presente trabalho pela sugestão de Lucinda (2010) que utiliza as despesas fixas (despesas administrativas, tributárias e outras) como razão do ativo permanente e imobilizado.

Quadro 3 – Descrição das variáveis ω f do modelo

Variável Independente	Tipo de Insumo Mensurado	Descrição da Variável
ω_{1it}	Custo de Captação	$\frac{\text{Despesas de Captação}}{\text{Depósitos}}$
ω_{2it}	Custo de Trabalho	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{Ativo Total}}$
ω_{3it}	Custo de Capital	$\frac{\text{Despesas Fixas}}{\text{Ativo Imobilizado + Permanente}}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

Já CF_j são variáveis de controle, isto é, fatores exógenos específicos do banco, sem referência explícita à sua origem na função de custo ou receita, que tem por objetivo capturar diferenças no risco, *mix* de produtos e tamanho dos bancos. O uso de variáveis de controle faz se necessário conforme apontam Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012), visto que bancos maiores obtém um percentual maior de receitas de maneiras não relacionadas à variação nos preços dos insumos. Para tanto, foram consideradas as variáveis utilizadas originalmente por Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005) e utilizado posteriormente por Lucinda (2010).

A variável CRD é dada pela razão das operações de crédito e arrendamento mercantil sobre os depósitos e obrigações por empréstimos e repasses e mensura o

risco de intermediação financeira. A variável DEPS é dada pelo valor dos depósitos totais e é utilizada como uma *proxy* para a demanda. E a variável AGN, dada pela razão do número de agências do banco i sobre o total de agências no sistema, é relacionada ao aspecto "too big to fail" que alguns bancos apresentam.

A relação das contas selecionadas na base IF.data, representadas pela respectiva conta do Plano Contábil das Instituições Financeiras (COSIF), para a construção das variáveis estão descritas no Apêndice B. As contas foram selecionadas seguindo, na medida do possível, a seleção utilizada por Lucinda (2010).

A estatística-H calculada pela soma das elasticidades de renda em relação aos três preços de insumos é dada por:

$$H = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$$

Uma vez calculada a estatística-H são realizados os testes de hipótese para determinar se o valor é consistente com a teoria. Isto é, se o valor de H for igual a 1, o setor bancário está em competição perfeita, se o valor de H for igual ou menor que 0, o setor está em monopólio. Por fim se $0 < H < 1$ o setor está em competição monopolística.

Como mencionado anteriormente o modelo P-R é aplicável apenas se o mercado estiver em equilíbrio de longo prazo. O equilíbrio de longo prazo é testado mensurando a soma das elasticidades do Retorno sobre os Ativos (ROA) em relação aos preços dos insumos. Como o valor do ROA pode assumir valores muito baixos ou até mesmo negativos, a variável dependente é calculada como $ROA' = 1 + ROA$, conforme proposto por Claessens e Laeven (2004). O modelo estimado é o seguinte:

$$\ln(ROA'_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln \omega_{1it} + \beta_2 \ln \omega_{2it} + \beta_3 \ln \omega_{3it} + \gamma_1 \ln CRD_{it} + \gamma_2 \ln DEPS_{it} + \gamma_3 \ln AGN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

O equilíbrio no mercado é calculado através da estatística-E:

$$E = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$$

O teste de equilíbrio no longo prazo envolve um teste onde $E = 0$. Se $E < 0$, há um desequilíbrio no longo prazo e se $E = 0$ então há equilíbrio no longo prazo.

As estatísticas descritivas sumarizadas das variáveis, já na forma de logaritmos naturais, são apresentadas na Tabela 2. Na Tabela 3 são exibidas as estatísticas

descritivas das variáveis independentes. A evolução das variáveis ano a ano é exibida no Apêndice C.

Tabela 2 – Estatística Descritivas das Variáveis Dependentes

Variável	<i>RT</i>	<i>RIF</i>	<i>RT / AT</i>	<i>ROA</i>
Observações	4.438	4.396	4.396	4.437
Média	5,09	4,97	-1,28	0,002
Desvio Padrão	1,02	1,06	0,33	0,05
Mínimo	2,21	1,65	-3,88	-1,09
Q1 (25%)	4,36	4,24	-1,47	0,001
Q3 (75%)	5,76	5,66	-1,07	0,01
Máximo	7,87	7,80	-0,09	0,41

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: Todas as variáveis estão em logaritmos naturais

Tabela 3 – Estatística Descritivas das Variáveis Independentes

Variável	ω_1	ω_2	ω_3	<i>CRD</i>	<i>DEPS</i>	<i>AGN</i>
Observações	4.394	4.321	4.349	3.961	4.456	4.387
Média	-1,81	-2,31	-0,1	-0,25	6,38	-3,66
Desvio Padrão	0,51	0,55	0,84	0,56	1,13	0,92
Mínimo	-5,19	-5,44	-3,55	-4,89	2,57	-4,36
Q1 (25%)	-1,95	-2,56	-0,7	-0,44	5,68	-4,33
Q3 (75%)	-1,54	-1,98	0,45	-0,01	7,13	-3,41
Máximo	0,25	-0,38	3,77	3,55	9,09	-0,59

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: Todas as variáveis estão em logaritmos naturais

Em relação a técnica econométrica utilizou-se inicialmente o modelo de efeitos fixos e posteriormente o modelo de efeitos aleatórios. Para decidir qual estimador entre efeitos fixos e efeitos aleatórios é mais eficiente foi aplicado do teste de Hausman. Para testar a presença de heterocedasticidade foi utilizado teste de Breusch-Pagan, estimando-se erros padrão robustos quando detectada a presença de heterocedasticidade. Para testar as hipóteses de $H = 0$ e $H = 1$ foi utilizado o teste F.

Todos os procedimentos foram realizados no R, utilizando o pacote *readr* para importação dos dados; o pacote *corr* para matriz de correlação; o pacote *plm* para estimação de dados em painel e o teste de Hausman; o pacote *car* para o teste F de hipótese para os coeficientes; o pacote *lmtest* para o teste de Breusch-Pagan para

heterocedasticidade; os pacotes *lmtest* e *sandwich* para estimação dos erros-padrão robustos; e o pacote *stargazer* para estatísticas descritivas.

A regressão em painel foi estimada para o período de 10 anos compreendido entre 2010 e 2019. Após, estimou-se também um painel para cada ano (com quatro trimestres em cada), de modo a capturar possíveis componentes temporais da estatística-H.

Para avaliar a concentração do mercado bancário brasileiro foram calculados os índices de concentração (CR3 e CR5), bem como o Índice de Herfindahl-Hirschman.

4 RESULTADOS

A Tabela 4 mostra os resultados econométricos obtidos pelas equações (1), (2) e (3) utilizando o modelo de efeitos fixos. Observa-se que as variáveis ω_{1it} , ω_{2it} e ω_{3it} aprestam sinal positivo e são significativas para as três especificações, assim como a variável CRD. A variável DEPS apresenta sinal positivo e coeficiente significativo para as duas primeiras especificações, porém apresenta um valor próximo a zero no modelo 3. A variável AGN apresenta sinal positivo para as três especificações, porém não significativos ao nível 5%.

Tabela 4 – Resultados do modelo de P-R de 2010 a 2011 para o setor bancário brasileiro

Variáveis Independentes	Variável Dependente		
	RT (1)	RIF (2)	RT/AT (3)
ln w1	0,461*** (0,05)	0,527*** (0,05)	0,461*** (0,04)
ln w2	0,154*** (0,04)	0,106*** (0,04)	0,218*** (0,04)
ln w3	0,123*** (0,02)	0,100*** (0,02)	0,127*** (0,02)
ln CRD	0,120*** (0,03)	0,182*** (0,05)	0,077*** (0,03)
ln DEPS	0,697*** (0,07)	0,716*** (0,07)	-0,022 (0,04)
ln AGN	0,108* (0,06)	0,118* (0,06)	0,053 (0,05)
Observações	3.856	3.818	3.856
R2	0,672	0,631	0,599
R2 Ajustado	0,661	0,619	0,585
Teste Hausman	189,72***	78,40***	84,06***
Estatística-H (Panzar-Rosse)	0,74	0,73	0,81
Teste F (H=0)	3.203,8***	2.352,5***	4.831,9***
Teste F (H=1)	402,61***	313,65***	277,2***

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Para os Modelos 1 e 2 as variáveis DEPS (depósitos) e ω_1 (custo de captação) são as que apresentam maior poder explicativo sobre a receita. O custo do trabalho (ω_2) e o custo do capital (ω_3), por sua vez, apresentam

pouca contribuição, o que pode ser explicado pelo fato destas variáveis estarem negativamente correlacionadas com a receita (Apêndice C). Para o modelo 3 temos que a variável DEPS (uma *proxy* para a escala dos bancos) apresenta coeficiente próximos a 0, o que pode ser explicado pelo fato do modelo 3 utilizar como variável dependente a receita controlada escalada dos bancos.

A estatística-H resultante foi de 0,74 para o modelo 1; de 0,73 para o modelo 2, e de 0,81 para o modelo 3. Para testar se os resultados são consistentes com a teoria realizou-se um teste F em que tanto a hipótese nula de há um monopólio ($H=0$) quanto a hipótese nula de que o mercado é perfeitamente competitivo ($H=1$) foram rejeitadas para as três especificações. Rejeitadas tais hipóteses resta a opção de um mercado de competição monopolística – estrutura intermediária entre monopólio e competição perfeita – como a estrutura de mercado mais provável.

Os resultados sugerem inicialmente que não há diferença entre o uso da variável receita total ou da receita de intermediação financeira, visto que ambos os modelos apresentaram resultados semelhantes. O uso da função de preço (modelo 3) por sua vez, apresentou uma estatística-H mais elevada, em linha com que apontam os resultados obtidos Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012).

Por fim, estimou-se a estatística-E para verificar se o mercado se encontra em equilíbrio de longo prazo. Como mostra a Tabela 5, não é possível rejeitar a hipótese nula de que $E = 0$. Assim, a condição de equilíbrio de longo prazo está satisfeita, de modo que a interpretação da estatística-H pode ser considerada relevante.

Tabela 5 – Resultado do teste de equilíbrio de longo prazo de Claessens e Laeven (2004)

Variáveis Independentes						
Variável Dependente:	ln w1	ln w2	ln w3	ln CRD	ln DEPS	ln AGN
ln ROA	0,002 (0,004)	-0,010* (0,005)	0,007** (0,003)	-0,001 (0,005)	0,01 (0,007)	0,007 (0,008)
Observações	3.855					
R2	0,014					
R2 Ajustado	-0,019					
Teste Hausman	18,46**					
Estatística-E	-0,001					
Teste F ($E=0$)	0,157					

Fonte: Elaborado pelo autor. Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Estimou-se, por fim, a estatística-H para cada ano da amostra através da criação de um painel para cada um dos anos. Os resultados apontam para uma estatística-H média de 0,92 entre os anos 2010 e 2019 e para alguns anos a hipótese de que o mercado se encontra em competição perfeita ($H=1$) não é rejeitada. Como aponta Nakane e Rocha (2010), estas estimativas pontuais sofrem grande influência da volatilidade dos coeficientes estimados e elevados valores de desvio padrão. Dessa forma, esta análise é mais interessante para se observar a evolução temporal da estatística-H, e não seus valores pontuais. Os resultados da estatística-H para cada ano são exibidos na Tabela 6 e os resultados detalhados para os coeficientes são exibidos no Apêndice C.

Tabela 6 – Estatística-H estimada para períodos anuais individuais

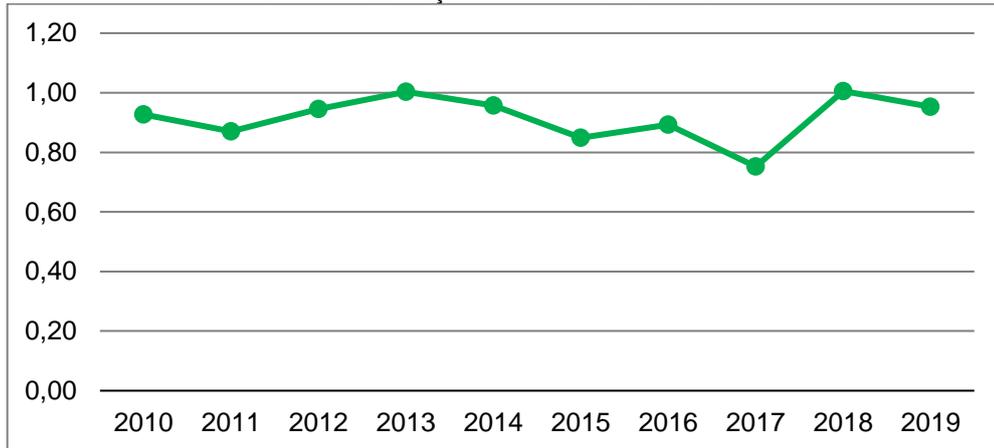
Ano	Observações	Estatística-H	Teste F (H=0)	Teste F (H=1)
2010	390	0,93	1.283,5***	7,9**
2011	407	0,87	606,3***	13,4***
2012	397	0,95	1.109,2***	3,68
2013	395	1,00	1.035,2***	0,0
2014	395	0,96	2.043,2***	4,2*
2015	387	0,85	805,7***	25,7***
2016	374	0,89	840,59***	12,0***
2017	375	0,75	190,56***	20,7***
2018	367	1,01	926,53***	0,0
2019	369	0,95	1.726,4***	4,2*
Média	386	0,92		

Fonte: Elaborado pelo autor

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

O Gráfico 1 exibe a evolução da estatística-H para o período estudado. Os resultados apontam para relativa estabilidade no grau de competitividade de 2010 (0,93) até meados de 2014 (0,96), porém com um declínio a partir de 2015 atingindo seu valor mínimo em 2017 (0,75). A partir de então estatística-H volta a aumentar, atingindo seu máximo em 2018 (1,01). Assim, os dados sugerem que houve a estabilidade do nível competitivo entre 2010-2014, menor competitividade entre 2015-2017, e uma retomada para maiores níveis de competitividade em 2018-2019.

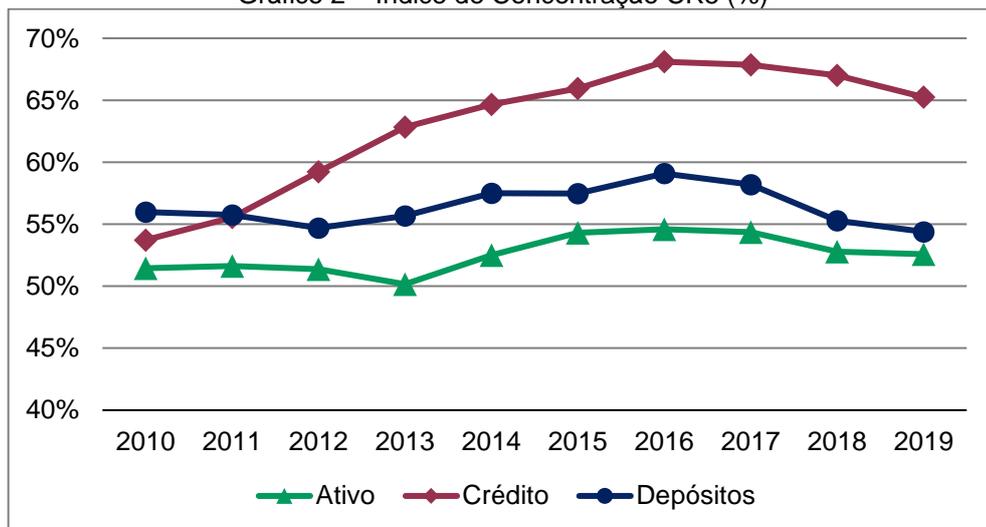
Gráfico 1 – Evolução Histórica da Estatística-H



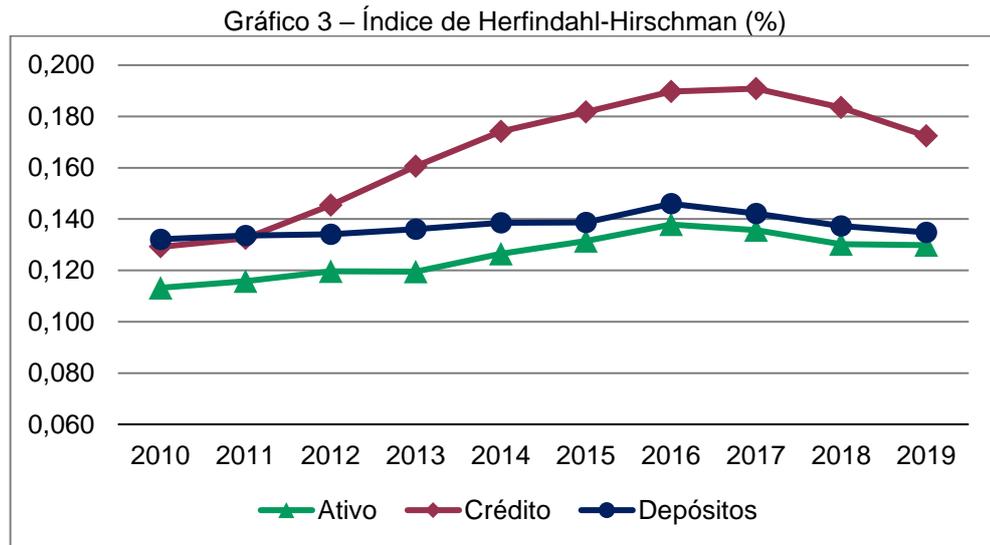
Fonte: Elaborado pelo autor.

Foram calculados ainda os indicadores de concorrência do setor bancário brasileiro para o período de 2010 a 2019. Os resultados para o Índice de Concentração CR5 e o Índice de Herfindahl-Hirschman são exibidos no Gráfico 2 e Gráfico 3, respectivamente. Analisando a estrutura de mercado, através dos índices CR e HHI, pode-se distinguir três estágios distintos: o período 2010-2012 em que há estabilidade dos níveis de concentração; o período 2012-2016 que é caracterizado por um moderado aumento na consolidação do sistema; e por fim o período 2017-2019 em que um leve declínio nos indicadores de concorrência pode ser observado. Em geral, contudo, o mercado mostra-se estável, com exceção da variável crédito que indica um aumento significativo do nível de concentração no período.

Gráfico 2 – Índice de Concentração CR5 (%)



Fonte: Elaborado pelo autor.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Em síntese, os resultados estimados apontaram, para as três especificações calculadas do modelo P-R (receita total, receita de intermediação financeira e uma função de preço) uma estatística-H compreendida entre 0 e 1. As hipóteses de que o mercado se encontra em monopólio ou em competição perfeita foram rejeitadas, o que leva a crer que a estrutura de mercado mais provável para o setor bancário brasileiro, para o período estudado, é de concorrência monopolística. Também se constatou que o mercado aparenta estar em equilíbrio de longo prazo.

O cálculo da estatística-H para os anos individualmente não demonstrou resultados significativos para todos eles sugerindo, contudo, a direção do movimento do grau de competitividade no período. Nesse sentido, os resultados econométricos são condizentes com ao comparar-se os níveis de competição com alguns indicadores de estrutura de mercado como o CR5 e o e o índice de Herfindahl-Hirschman. Apesar de haver indícios de uma aparente relação entre competição e estrutura de mercado, cabe destacar que não foram conduzidos testes para determinar se tal relação é estatisticamente significativa.

5 CONCLUSÕES

O presente estudo avaliou a competição no setor bancário brasileiro para o período de 2010 a 2019. A análise empírica se baseou em uma abordagem não-estrutural largamente aplicada ao setor bancário desenvolvida originalmente por Panzar e Rosse (1987). As principais contribuições desta pesquisa são elencadas a seguir. Primeiro, este é o primeiro estudo, segundo o conhecimento do autor, a aplicar o modelo de P-R para o setor bancário brasileiro utilizando dados posteriores a 2018. Em segundo lugar, evidencia que o uso da receita total ou da receita de intermediação financeira como variável dependente leva a uma estatística-H bastante semelhante nos dois casos, respectivamente 0,74 e 0,73. O uso de uma função de preço, contudo, leva a uma superestimação da estatística-H (0,81 em nosso caso), confirmando as hipóteses levantadas por Bikker, Shaffer e Spierdijk (2012). Em terceiro lugar, o cálculo da estatística-H para os períodos individuais (anuais) também parecem indicar uma superestimação da estatística-H se comparada ao período como um todo.

Por outro lado, o estudo também tem certas limitações. Os resultados deste e dos demais estudos que buscaram estimar a estatística-H podem apresentar resultados diversos a depender: (i) do uso de informações individuais (por CNPJ) ou consolidadas (por grupo consolidador) das instituições financeiras; (ii) da amostra de bancos selecionada (ou até mesmo o uso da população); (iii) da forma de construção das variáveis dos preços de insumo; (iv) das variáveis de controle utilizadas; (v) do método econométrico empregado. Também é necessário levar em contas as limitações da análise por dados em painel.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, L.A.; JORGE NETO, P. M.; PONCE, D.S. **Competição e concentração entre os bancos brasileiros**. In: XXXIII Encontro Nacional de Economia – Anpec, 2005.
- BAIN, Joe S. Relation of Profit Rate to Concentration: American Manufacturing 1936-1940. **Quarterly Journal of Economics**, v. 65, n. 3, p. 293– 324, 1951.
- BARBOSA, K.; ROCHA, B. DE P.; SALAZAR, F. Assessing competition in the banking industry: A multi-product approach. **Journal of Banking and Finance**, v. 50, p. 340–362, 2015.
- BAUMOL, William. Contestable Markets: An Unprising in the Theory of Industry Structure. **The American Economic Review**, v. 72, n. 1, p. 1-15, 1982.
- BELAISCH, A. **Do Brazilian banks compete?** Washington: IMF, 2003. (IMF Working Paper, n. 03/113).
- BIKKER, J. A.; SHAFFER, S.; SPIERDIJK, L. Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium. **Review of Economics and Statistics**, v. 94, n. 4, p. 1025-1044, 2012.
- BIKKER, Jacob; HAAF, Katharina. Competition, Concentration and Their Relationship: an Empirical Analysis of the Banking Industry. **Journal of Banking & Finance**, v. 26, p. 2191–2214, 2002.
- BIKKER, Jacob; BOS, Jaap W.B. **Bank performance: a theoretical and empirical framework for the analysis of profitability, competition, and efficiency**. Routledge, 2008.
- BIKKER, Jacob; HAAF, Katharina. Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry : a Review of the Literature. **Economic & Financial Modelling**, v. 9, n. 2, p. 53–98, 2000.

- BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution concept is identified. **Economics Letters**, v. 10, p. 87-92, 1982.
- CARBÓ, Santiago; HUMPHREY, David; MAUDOS, Joaquín; *et al.* Cross-country comparisons of competition and pricing power in European banking. **Journal of International Money and Finance**, v. 28, n. 1, p. 115–134, 2009.
- CARDOSO, M. R.; AZEVEDO, P. F.; BARBOSA, K. Concorrência no setor bancário brasileiro: bancos individuais versus conglomerados bancários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 1, p. 113-146, 2016.
- CHAMBERLIN, E. H. **Theory of monopolistic competition**. Massachusetts; London: Harvard University Press; Cambridge University Press, 1933.
- CLAESSENS, S.; LAEVEN, L. What Drives Bank Competition? Some International Evidence. **Journal of Money Credit and Banking**, v. 36, n. 3, p. 536-583, 2004.
- DIVINO, J. A.; SILVA, M. S. Estabilidade financeira e estrutura de mercado: evidências internacionais. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 38., 2010, Salvador. **Anais**. Salvador: Anpec, 2010.
- FREITAS, C. P. A natureza particular da concorrência bancária e seus efeitos sobre a estabilidade financeira. **Economia e Sociedade**, v. 6, n. 1, p. 51-83, jun. 1997.
- IWATA, G. Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly. **Econometrica**, v. 42, n. 5, p. 947-966, 1974.
- KUPFER, David; HASENCLEVER, Lia (org.). **Economia Industrial: Fundamentos Teóricos e Práticas no Brasil**. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.
- LAU, L. J. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. **Economics Letters**, v. 10, p. 93-99, 1982.

LEON, Florian. Measuring Competition in Banking: A Critical Review of Methods. **CERDI Working Papers**, [s. v.], n. 12, p. 1-44, 2014.

LERNER, A. P. The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power. **Review of Economic Studies**, v. 1, n. 3, p. 157-175, 1934.

LUCINDA, C. Competition in the Brazilian loan market: an empirical analysis. **Estudos Econômicos**, v. 40, p. 831-858, 2010.

MARTINS, B. **Estrutura de Mercado Local e Competição Bancária: evidência no mercado de financiamento de veículos**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, nov. 2012. (Trabalho para Discussão n. 299).

MOLYNEUX, P.; LLOYD-WILLIAMS, D. M.; THORNTON, J. Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking. **Journal of Economics and Business**, n. 48, p. 33–45, 1996.

NAKANE, M. I.; Rocha, B. Concentração, Concorrência e Rentabilidade no setor bancário brasileiro: uma visão atualizada. **Tendências Consultoria Integrada**, Febraban, 2010.

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

ROZAS, Luis Gutiérrez. **Testing for Competition in the Spanish Banking Industry: The Panzar-Rosse Approach Revisited**. Madrid: Banco de Espana, 2007. (Documento de Trabajo, 726).

SHAFFER, S. A non-structural test for competition in financial markets. **Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition**. Federal Reserve Bank of Chicago, p. 225-243, 1982.

APÊNDICE A – APLICAÇÕES DO MODELO P-R NO SETOR BANCÁRIO BRASILEIRO

(Continua)

Tabela 7 – Métodos e Resultados das Aplicações do Modelo P-R

Autor	Período (t)	Observ. (i) (bancos)	Especificações	Estatística-H	Resultados ⁽¹⁾	Regressão / Método
Belaisch (2003)	1997 – 2000	49	a) Efeitos fixos	0,90	Concorrência	Painel – Efeitos Fixos
			b) Efeitos aleatórios	0,87	Monopolística	Painel – Efeitos Aleatórios
Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005)	1995 – 2004	[78 ; 117]	Única (uma para cada período)	[0,62 ; 0,88]	Concorrência Monopolística	Corte Transversal
			2.458	a) Todos bancos	0,85	
Lucinda (2010)	2000 – 2005	571	b) Bancos grandes	0,92		
		1.396	c) Bancos médios	0,95	Concorrência	Painel
		491	d) Bancos pequenos	0,76	Monopolística	
		1.322	e) Bancos comerciais	0,91		
		1.126	f) Bancos de invest.	0,88		
Nakane e Rocha (2010)	2001 – 2009	Não informado	Única	0,80	Concorrência Monopolística	Painel – Efeitos Aleatórios
Tabak et al (2012)	2001 – 2011	76	Única	Não informado	Não testado	Painel – OLS empilhado (<i>pooled</i>) Painel – Efeitos Aleatórios
Rondon (2011)	1995 – 2008	Não informado	Única (uma para cada período)	[0,49 ; 0,79]	Concorrência Monopolística	Corte Transversal
Cardoso (2011)	1999 – 2006	223	a) modelo 1	0,35	Concorrência	Painel – Efeitos Fixos
			b) modelo 2	0,38	Monopolística	
Divino e Silva (2012)	1994 – 2012	62	a) sem ajuste sazonal	0,10	Não testado	Painel – Efeitos Aleatórios
			b) com ajuste sazonal	-0,51		

(Continuação)

Autor	Período (t)	Observ. (i) (bancos)	Especificações	Estatística-H	Resultados ⁽¹⁾	Regressão / Método
Barbosa, Rocha e Salazar (2013)	2001 – 2012	74		0,12	Competição Monopolística	Painel – Efeitos Fixos
Caetano (2013)	2001 – 2012	[100 ; 123]	Única	0,82	Competição Monopolística	Painel – Efeitos Aleatórios
Cardoso, Azevedo e Barbosa (2016)	1999 – 2006	260	a) conglomerados [1]	0,24	Competição	Painel – Efeitos Fixos
			b) conglomerados [2]	0,26	Monopolística	
			c) conglomerados [3]	0,30		
Silveira (2017)	2011 – 2016	[132 ; 139]	a) OLS	0,19	Competição	Painel – OLS empilhado (<i>pooled</i>)
			b) FGLS	0,13	Monopolística	Painel – FGLS
Santos (2018)	2009 – 2016	48	Única	0,47	Não testado	Painel – Efeitos Fixos
Hordones (2019)	2011 – 2017	145	Única	0,49	Não testado	Painel – OLS empilhado (<i>pooled</i>)

Fonte: Elaborado pelo autor adaptado de Divino e Silva (2012)

(1) Resultado dos testes para estrutura de mercado (hipóteses $H=0$ e $H=1$). Quando $H=0$ e $H=1$ são rejeitados tem-se Competição Monopolística.

(Continua)

Tabela 8 – Variáveis Utilizadas das Aplicações do Modelo P-R

Autor	Variável Dependente	Custo do Trabalho	Custo de Captação	Custo do Capital
Belaisch (2003)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas Pessoal}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Despesas de Juros}}{\text{Depósitos}}$	$\frac{\text{Outros Custos Operacionais}}{\text{N}^\circ \text{ Agências Bancárias}}$
Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005)	$\frac{\text{Receita Total}}{\text{Ativo Total}}$	$\frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Desp. Oper.} - \text{Desp. Adm.}}{\text{Circulante} + \text{Exig. Longo Prazo}}$	$\frac{\text{Despesas Não Operacionais}}{\text{Total de Ativos}}$
Lucinda (2010)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Desp. Operacionais}}{\text{Depósitos}}$	$\frac{\text{Despesas Fixas}}{\text{Permanente} + \text{Imob. Arrend.}}$
Nakane e Rocha (2010)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas Pessoal}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Desp. Captação}}{\text{Passivo Exigível}}$	$\frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{N}^\circ \text{ Agências Bancárias}}$
Tabak et al (2012)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{Ativo Total}}$	$\frac{\text{Despesas de Juros}}{\text{Depósitos}}$	$\frac{\text{Desp. Oper.} - \text{Desp. Pessoal}}{\text{Ativos Fixos}}$
Rondon (2011)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Despesas de Captação}}{\text{Depósitos}}$	$\frac{\text{Des. Oper.} - \text{D. Pessoal} - \text{D. Captação}}{\text{Total de Ativos}}$
Cardoso (2011)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Desp. Captação} + \text{Desp. Op.}}{\text{Passivo} + \text{Permanente}}$	$\frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{Ativos}}$
Divino e Silva (2012)	<i>Rendas de Oper. de Crédito</i>	$\frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{Operações de Crédito}}$	$\frac{\text{Desp. Captação}}{\text{Depósitos} + \text{Pass. Circ. e Ex. LP}}$	$\frac{\text{Op. Crédito}}{\text{Op. por Emp. e Repasses} + \text{Depósitos}}$
Barbosa, Rocha e Salazar (2013)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{Total de Ativos}}$	$\frac{\text{Despesas de Captação}}{\text{Total de Ativos}}$	$\frac{\text{Capital Fixo (próprio e alugado)}}{\text{Total de Ativos}}$
Caetano (2013)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Desp. Oper.} - \text{Desp. Adm.}}{\text{Circulante} + \text{Exig. Longo Prazo}}$	$\frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{Total de Ativos} - \text{Compensação}}$
Cardoso, Azevedo e Barbosa (2016)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas Pessoal}}{\text{N}^\circ \text{ Funcionários}}$	$\frac{\text{Desp. Captação} + \text{Oper.}}{\text{Passivo} + \text{Permanente}}$	$\frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{Ativos}}$

(Continuação)

Autor	Variável Dependente	Custo do Trabalho	Custo de Captação	Custo do Capital
Silveira (2017)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{Ativo Total}}$	$\frac{\text{Despesas de Juros}}{\text{Depósitos}}$	$\frac{\text{Outras Despesas}}{\text{Total de Ativos}}$
Santos (2018)	<i>Receita Total</i>	$\frac{\text{Despesas de Pessoal}}{\text{Ativo Total}}$	Não especificado	$\frac{\text{Despesas Adm.}}{\text{Ativos Fixos}}$
Hordones (2019)	$\frac{\text{Receita de Juros}}{\text{Ativo Total}}$	$\frac{\text{Despesas Pessoal}}{\text{Ativos}}$	$\frac{\text{Despesas Juros}}{\text{Depósitos Totais}}$	$\frac{\text{Capital Físico + Outras Desp.}}{\text{Imobilizado}}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 9 – Variáveis de Controle Utilizadas das Aplicações do Modelo P-R

Autor	Variáveis de Controle
Belaisch (2003)	<p>td: Depósitos totais (<i>proxy</i> para a demanda);</p> <p>taf: total de recursos administrados (papel das economias de escala para geração de receita);</p> <p>btb: proporção de agências para o nº total de agências (capturar o fato de que quanto maior e talvez mais geograficamente disperso o banco é, maiores, em média, as receitas totais devem ser);</p> <p>Inaf: relação empréstimos / fundos administrados (risco de intermediação financeira);</p> <p>rcaf: proporção de capital de risco para fundos administrados (medir a capitalização contra este risco).</p>
Araújo, Jorge Neto e Ponce (2005)	<p>AGN: Nº número de agências sobre o total de agências do sistema (aspecto do “too big to fail”);</p> <p>CRD: Razão das operações de crédito sobre os depósitos (risco da intermediação financeira);</p> <p>TAF: Valor dos depósitos (escala da economia na geração de receita);</p> <p>TD: depósitos totais (<i>proxy</i> para a demanda).</p>
Lucinda (2010)	<p>AGN: Nº número de agências sobre o total de agências do sistema (aspecto do “too big to fail”);</p> <p>CRD: Razão das operações de crédito sobre os depósitos (risco da intermediação financeira);</p> <p>DEPS: depósitos totais (efeito de economias de escala).</p> <p>bas: índice de Basileia (risco bancário);</p>
Nakane e Rocha (2010)	<p>tvm_at: razão entre o total de títulos e valores mobiliários e o ativo circulável e exigível a longo prazo (liquidez bancária);</p> <p>prov_cred: razão entre o total de provisões para créditos de liquidação duvidosa e o total das operações de crédito da respectiva instituição financeira (qualidade da carteira);</p>
Tabak et al (2012)	<p>Q/ASSETS: passivo dividido pelo total de ativos;</p> <p>L/ASSETS: patrimônio líquido dividido pelo total de ativos.</p>
Rondon (2011)	<p>Z1: Total de ativos (efeito de porte da instituição);</p> <p>Z2: Razão operações de crédito por total de ativos (efeito do risco);</p> <p>Z3: Razão depósitos e fundos emprestados por total de ativos (efeito da liquidez do passivo);</p> <p>Z4: Razão patrimônio líquido por total de ativos (efeito do grau de alavancagem).</p>

Autor	Variáveis de Controle
Cardoso (2011)	VC_11: variabilidade do lucro do banco i; [modelo 1] HHIDEP_VISTA: índice de concentração de depósitos à vista; [modelo 1] Desp_Noper: somatório de despesas não operacionais; [modelo 2] Z_N: lucratividade padronizada pela estatística normal de cada banco i. [modelo 2]
Divino e Silva (2012)	Não incluído no modelo-base.
Barbosa, Rocha e Salazar (2013)	Taxa de provisão: relação entre o total da provisão para créditos de liquidação duvidosa e o patrimônio líquido. Rentabilidade: o retorno sobre o patrimônio líquido pela relação entre os lucros totais e o patrimônio líquido. Participação de mercado: a participação de mercado do conglomerado bancário em termos de ativos totais. HHI: Índice Herfindhal-Hirschman no mercado relevante em termos de ativos totais.
Caetano (2013)	AGN: Nº número de agências sobre o total de agências do sistema (aspecto do “too big to fail”); CRD: Razão das operações de crédito sobre os depósitos (risco da intermediação financeira); TAF: Valor dos depósitos (escala da economia na geração de receita); TD: depósitos totais (<i>proxy</i> para a demanda); BAS: índice de Basileia (risco bancário).
Cardoso, Azevedo e Barbosa (2016)	VC_11: variabilidade do lucro do banco i; [modelo 1 e 2] HHIDEP_VISTA: índice de concentração de depósitos à vista; [modelo 3] HHIDEP_ATIVO: índice de concentração de ativos; [modelo 2]
Silveira (2017)	CF1: operações de crédito / ativos totais; CF2: outros ativos / ativos totais; CF3: depósitos / ativos totais; CF4: patrimônio líquido / ativos totais;

Autor	Variáveis de Controle
Santos (2018)	Z1: capital próprio / ativos totais; Z2: empréstimos / ativos totais; Z3: operações de crédito / depósitos totais e outras despesas de créditos; Z4: variável de tendência; Z5: provisão para créditos duvidosos.
Hordones (2019)	EQ: patrimônio líquido / ativos totais (mensuração risco); LO: empréstimos / ativos totais (mensuração risco); TA: ativos totais (escala).

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE B – DETALHAMENTO DA CONSTRUÇÃO DAS VARIÁVEIS

(Continua)

Tabela 10 – Relação de contas COSIF utilizadas para a construção das variáveis

Código	Descrição	Contas COSIF / Fórmula
a1	Ativo Total	[10000007] + [20000004]
a2	Imobilizado de Arrendamento	[23000001]
a3	Permanente Ajustado	[20000004] - [23000001]
a4	Operações de Crédito	[16000001] - [16900008]
a5	Arrendamento Mercantil a Receber	[17000000] - [17900007]
a6	TVM e Instrumentos Financeiros Derivativos	[13000004]
a7	Provisão sobre Operações de Crédito	[16900008]
a8	Provisão sobre Arrendamento Mercantil	[17900007]
p1	Depósito Total	[41000007]
p2	Passivo Circulante e Exigível a Longo Prazo	[40000008]
p3	Resultados de Exercícios Futuros	[50000005]
p4	Obrigações por Empréstimos e Repasses	[46000002]
p5	Obrigações por Op. Compromissadas	[42000006]
r1	Rendas de Operações de Crédito	[71100001] + [71910002] + [71915007] + [71920009] + [71925004] + [71950000] + [71980001] + [81945005] + [81950007] + [81915004]
r2	Rendas de Operações de Arrendamento Mercantil	[71200004] + [81940000]
r3	Rendas de Operações com TVM	[71400000] + [71500003] - [71580009] + [71940003] + [71945008] + [71947006] + [71990053] + [71990101] + [71990156] + [71990204] + [81500000] - [81550005] + [81830055] + [81830103] + [81830158] + [81830206]
r4	Rendas de Operações com Instrumentos Financeiros Derivativos	[71580009] + [81550005] + [71990266] + [81830268]
r5	Resultado de Operações de Câmbio	[71300007] + [81400007]
r6	Rendas de Aplicações Compulsórias	[71955005] + [71960007] + [71965002] + [71990125] + [81830127]

(Continua)

Código	Descrição	Contas COSIF / Fórmula
r7	Rendas de Prestação de Serviços	[71700009] - [71794008] - [71795007] - [71796006] - [71797005] - [71798004] + [71970004]
r8	Rendas de Tarifas Bancárias	[71794008] + [71795007] + [71796006] + [71797005] + [71798004] [71900005] - [71910002] - [71915007] - [71920009] - [71925004] - [71930006] - [71940003] - [71945008] - [71947006] - [71950000] - [71955005] - [71960007] -
r9	Outras Receitas Operacionais	[71965002] - [71970004] - [71980001] - [71990053] - [71990101] - [71990125] - [71990156] - [71990204] - [71990266] - [71990307] - [71990352] - [71990400] - [71990503] - [71990606] - [71990709] - [71990802] - [71990905]
r10	Resultado Não Operacional	[73000006] + [83000003]
d1	Despesas de Captação	[81100008] + [81980008] + [81986002] + [81912007]
d2	Despesas de Obrigações por Empréstimos e Repasses	[81200001] + [81960004]
d3	Despesas de Operações de Arrendamento Mercantil	[81300004] + [81830550]
d4	Resultado de Operações de Câmbio	[71300007] + [81400007] [81718005] + [81727003] + [81730007] +
d5	Despesas de Pessoal	[81733004] + [81736001] + [81737000] + [81990201] [71930006] + [8170006] - [81718005] -
d6	Despesas Administrativas	[81727003] - [81730007] - [81733004] - [81736001] - [81737000] + [81810006] + [81820003] + [81910009]
d7	Despesas Tributárias	[81925001] + [81930003] + [81933000] + [81990108] + [81990304] + [81990902]

(Continuação)

Código	Descrição	Contas COSIF / Fórmula
		[81800009] - [81810006] - [81820003] - [81830055] - [81830103] - [81830127] - [81830158] - [81830206] - [81830268] - [81830309] - [81830354] - [81830402] - [81830505] - [81830550] - [81830608] - [81830701] - [81830804] - [81830907] + [81900002] - [81910009] - [81912007] - [81915004] - [81925001] - [81930003] - [81933000] - [81940000] - [81945005] - [81950007] - [81956001] - [81960004] - [81980008] - [81986002] - [81990108] - [81990201] - [81990304] - [81990902]
d8	Outras Despesas Operacionais	
l1	Lucro Líquido	[70000009] + [80000006] - [81956001]
RT	Receita Total	r1 + r2 + r3 + r4 + r5 + r6 + r7 + r8 + r9 + r10
RIF	Receita de Intermediação Financeira	r1 + r2 + r3 + r4 + r5 + r6
RT_AT	Função de Preço	RT / a1
$\omega_{1_{it}}$	Custo de Captação	(d1 + d2 + d3 + d4) / (p1 + p2 + p3)
$\omega_{2_{it}}$	Custo de Trabalho	d5 / a1
$\omega_{3_{it}}$	Custo de Capital	(d6 + d7 + d8) / (a2 + a3)
ROA	Retorno sobre Ativo anualizado	(l1 * 4) / a1
CRD	Risco de Intermediação Financeira	(a4 + a5) / (p1 + p4)
DEPS	Proxy para Demanda	p1 + p2 + p3
AGN	Dispersão geográfica	Nº Agências / Total de agências
	Ativos (Crk, HHI)	a1
	Créditos (Crk, HHI)	a4
	Depósitos (Crk, HHI)	p1

Fonte: Elaborado pelo autor adaptado de Lucinda (2010).

APÊNDICE C – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E RESULTADOS PARA ANOS INDIVIDUAIS

Tabela 11 – Média das variáveis para os anos individuais

Média	RT	RIF	RT_AT	ROA	w1	w2	w3	CRD	DEPS	AGN
2010	5,04	4,89	-1,27	0,006	-1,81	-2,32	-0,20	-0,26	6,29	-3,65
2011	5,10	4,98	-1,23	0,004	-1,71	-2,31	-0,18	-0,23	6,29	-3,66
2012	5,04	4,91	-1,31	0,001	-1,85	-2,30	-0,18	-0,24	6,33	-3,68
2013	5,05	4,94	-1,32	-0,004	-1,85	-2,28	-0,14	-0,20	6,37	-3,69
2014	5,11	4,99	-1,27	0,003	-1,74	-2,32	-0,11	-0,18	6,40	-3,70
2015	5,22	5,12	-1,18	0,004	-1,59	-2,33	-0,10	-0,18	6,40	-3,71
2016	5,15	5,01	-1,25	-0,001	-1,71	-2,28	-0,05	-0,26	6,40	-3,71
2017	5,08	4,93	-1,30	0,004	-1,86	-2,28	-0,02	-0,31	6,38	-3,68
2018	5,08	4,95	-1,35	0,004	-1,97	-2,32	-0,03	-0,28	6,44	-3,54
2019	5,10	4,96	-1,35	0,000	-2,02	-2,31	-0,02	-0,33	6,48	-3,54

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 12 - Correlação das variáveis (todo o período)

	RT	RIF	RT_AT	ROA	w1	w2	w3	CRD	DEPS	AGN
RT	1,00									
RIF	0,98	1,00								
RT_AT	0,17	0,12	1,00							
ROA	0,19	0,17	0,08	1,00						
w1	0,28	0,32	0,23	-0,03	1,00					
w2	-0,26	-0,29	0,46	-0,16	-0,07	1,00				
w3	-0,24	-0,24	0,29	-0,04	-0,04	0,08	1,00			
CRD	0,05	0,08	0,27	0,04	-0,18	-0,03	0,15	1,00		
DEPS	0,94	0,94	-0,10	0,14	0,25	-0,36	-0,30	-0,04	1,00	
AGN	0,69	0,69	0,02	0,05	0,10	0,06	-0,25	0,09	0,68	1,00

Fonte: Elaborado pelo autor.

(Continua)

Tabela 13 – Resultados do modelo P-R para anos individuais

Variáveis Independentes	Variável Dependente: RT				
	2010	2011	2012	2013	2014
ln w1	0,544*** (0,09)	0,595*** (0,09)	0,623*** (0,05)	0,425*** (0,05)	0,690*** (0,03)
ln w2	0,341*** (0,07)	-0,005 (0,12)	0,213*** (0,04)	0,366*** (0,05)	0,121** (0,05)
ln w3	0,042 (0,10)	0,280*** (0,07)	0,109*** (0,04)	0,211*** (0,04)	0,146*** (0,04)
ln CRD	0,117*** (0,04)	0,008 (0,06)	-0,037 (0,02)	0,125 (0,09)	0,007 (0,06)
ln DEPS	0,930*** (0,15)	0,424*** (0,11)	0,816*** (0,08)	0,718*** (0,11)	0,703*** (0,09)
ln AGN	-0,005 (0,21)	0,404 (0,32)	-0,516 (0,34)	0,112 (0,09)	-0,022 (0,04)
Observações	390	407	397	395	395
R2	0,838	0,771	0,814	0,813	0,899
R2 Ajustado	0,777	0,684	0,743	0,745	0,862
Estatística-H (Panzar-Rosse)	0,93	0,87	0,95	1,00	0,96
Teste F (H=0)	1.283,5***	606,3***	1.109,2***	1.035,2***	2.043,2***
Teste F (H=1)	7,9**	13,4***	3,7	0,0	4,2*

(Continuação)

Variáveis Independentes	Variável Dependente: RT				
	2015	2016	2017	2018	2019
In w1	0,422*** (0,11)	0,411*** (0,09)	0,315** (0,13)	0,700*** (0,06)	0,492*** (0,04)
In w2	0,338*** (0,08)	0,203*** (0,05)	0,2 (0,14)	0,116 (0,09)	0,371*** (0,05)
In w3	0,089** (0,04)	0,279*** (0,06)	0,237*** (0,06)	0,189*** (0,05)	0,090** (0,04)
In CRD	-0,155** (0,08)	0,264** (0,13)	-0,236* (0,12)	0,072 (0,06)	0,028 (0,06)
In DEPS	0,675*** (0,13)	0,584*** (0,19)	0,312 (0,21)	1,002*** (0,21)	0,939*** (0,06)
In AGN	0,216** (0,08)	0,022 (0,07)	0,271 (0,19)	0,048 (0,35)	0,086 (0,17)
Observações	387	374	375	367	369
R2	0,75	0,783	0,512	0,831	0,892
R2 Ajustado	0,655	0,701	0,327	0,767	0,852
Estatística-H (Panzar-Rosse)	0,85	0,89	0,75	1,01	0,95
Teste F (H=0)	805,7***	840,59***	190,56***	926,53***	1.726,4***
Teste F (H=1)	25,7***	12,0***	20,7***	0,0	4,2*

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE D – ÍNDICES DE CONCORRÊNCIA

Tabela 14 – Índice de Concentração (Cr)

Ano	Nº Bancos	Ativos (CR3 %)	Crédito (CR3 %)	Depósitos (CR3 %)	Ativos (CR5 %)	Crédito (CR5 %)	Depósitos (CR5 %)
2010	116	51%	54%	56%	71%	74%	77%
2011	119	52%	56%	56%	73%	75%	78%
2012	114	51%	59%	55%	74%	76%	78%
2013	112	50%	63%	56%	74%	78%	78%
2014	112	52%	65%	58%	77%	82%	79%
2015	111	54%	66%	57%	79%	83%	78%
2016	106	55%	68%	59%	81%	85%	81%
2017	110	54%	68%	58%	80%	85%	81%
2018	105	53%	67%	55%	79%	84%	80%
2019	107	53%	65%	54%	79%	83%	79%

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 15 – Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI)

Ano	Nº Bancos	Ativos	Crédito	Depósitos
2010	116	0,113	0,129	0,132
2011	119	0,116	0,133	0,134
2012	114	0,120	0,145	0,134
2013	112	0,120	0,161	0,136
2014	112	0,127	0,174	0,139
2015	111	0,131	0,182	0,139
2016	106	0,138	0,190	0,146
2017	110	0,136	0,191	0,142
2018	105	0,130	0,184	0,137
2019	107	0,130	0,172	0,135

Fonte: Elaborado pelo autor.